

A kis- és középvállalatok teljesítményét befolyásoló tényezők



BEVEZETÉS

Széles körben vitatott kérdés, hogy a verseny, a piaci koncentráció fokozódása kedvező vagy kedvezőtlen hatással van-e a vállalatok jövedelmezőségére, termelékenységére, illetve hatékonyságára. Számos kutató pozitív kapcsolatot talált a piaci koncentráció és a jövedelmezőség, illetve a hatékonyság alakulása között. Mind az elméleti, mind az empirikus kutatások alátámasztják azonban, hogy olyan piacokon, amelyeket mérsékelt technológiai fejlődés és innováció jellemez, sok szereplő tevékenykedik, s a verseny is hatékonyan működik, az árres a nullához közelít. Ilyen esetben az ár-határkölség rés jó indikátora lehet a verseny erősségének. Vajon kimutatható-e a piaci részesedésüket növelők körében a vállalati teljesítmény kedvezőbb alakulása a 2001-2006. évi kettős könyvvitelt vezető vállalatok számviteli adataiból Magyarországon? Jelen tanulmányban erre a kérdésre keresem a választ.

Értekezésemben a magyar gazdaságban működő vállalatok teljesítményét befolyásoló hatások alakulását vizsgáltam 2001-2006. években. A nemzetközi szakirodalom tanulmányozása során számos publikációt találtam, amelyek szerteágazó módszertan és eszközrendszerrel kutatják ezt a témát. Kutatásom újszerűségét biztosítja mind a vizsgált vállalati kör, mind a szektor, amelyben ezek a vállalatok működnek. A kis- és középvállalatok nemcsak az Európai Unióban, hanem hazánkban is meglehetősen nagy gazdasági súlyt képviselnek.

A kutatásom középpontjában álló szolgáltató szektor előretörése mind az Egyesült Államok, mind a kiugró fejlődést mutató ázsiai országokban kiemelkedő figyelmet kap. A szektor a bruttó hazai termékhez történő hozzájárulásának mértéke, valamint a foglalkoztatásban kivett aránya az elmúlt évtizedekben egy nemzetgazdaság fejlettségi mutatójává vált. A szolgáltatók teljesítményének számbavételére és értékelésére irányuló kutatások mindezek ellenére meglehetősen alacsony mértékben lelhetők fel a hazai tudományos publikációkban.

[1] Budapesti Gazdasági Főiskola, Pénzügyi és Számviteli Kar, főiskolai docens (Korom.Erik@pszfb.bgf.hu).

A nemzetközi szakirodalomban az utóbbi években is számos publikáció látott napvilágot, amelyek szerteágazó módszertannal és eszközrendszerrel végzett kutatások alapján ragadják meg a teljesítmény és a verseny közötti kapcsolat alakulását. A kutatások többsége azonban inkább makroszintről közelít, mind az alapmodellek mind az adatbázisok tekintetében^[2] vagy minta alapján von le következtetéseket.^[3] Meglehetősen szűkös a mikroszinten összegyűjtött adatbázisból kiinduló kutatások és az azokat bemutató publikációk száma.

Vizsgálataimat a neves szakfolyóiratokban megjelent angolszász kutatások eredményeiből kiindulva végeztem, azt kerestem, hogy a nemzetközi gyakorlatban széles körben hirdetett tézisek mennyiben alkalmazhatók a magyar gazdaságban. Az elemzések során végzett lehatárolások megválasztásakor számos nehézséggel megküzdve mindvégig törekedtem a nemzetközi kutatások által bejárt utak követésére. A vállalatok teljesítményének megítéléséhez a számviteli szolgáltatott adatok és az ismeretháttérből nyert eljárások információvá transzformálásával jutottam.

A VERSENY MÉRHEŐSÉGE

A verseny és annak gazdasági hatékonyságot befolyásoló szerepe már régóta foglalkoztatja a közgazdaságtan összefüggéseivel foglalkozó gondolkodókat. Legtöbbsen a verseny „jótékony” szerepét hangsúlyozzák, jóllehet a verseny nem mindenható, mint ahogy a pénzügyi világválság is mutatja.

Egy piac szerkezete, formája, a piaci szereplők száma és mérete alapján jellemezhető. Ezek határozzák meg a szereplők lehetőségeit és a verseny erősségét. A piac formáit annak alapján ítélni lehet, hogy mennyien vannak az eladók és a vevők, könnyű-e vagy nehéz új szereplőknek belépniük a piacra, illetve hogy képes-e egy-egy szereplő egyedül befolyásolni a piaci árat. A piaci verseny két szélsőséges formája a tökéletes verseny és a tiszta monopólium. A sok átmeneti piaci helyzet közül^[4] az egyik legismertebb, mikor néhány egymást ismerő, egymáshoz alkalmazkodni képes vállalat verseng az adott piacon. Ez a többszereplős oligopol piac.

[2] Cleeren, K. – Dekimpe, M. G. – Verboven, F. (2006): *Competition in local-service sectors*. International Journal of Research in Marketing. 23. 357–367.; Bhattacharyab, M. (2007): *Industrial performance and competition: the case of Japanese manufacturing*. Pacific Economic Review. 12(5). 619–630.; Raa, T. – Mohnen, P. (2008): *Competition and performance: The different roles of capital and labor*. Journal of Economic Behavior & Organization. Vol. 65. 573–584.

[3] Barros, P. P. – Brito, D. – Lucena, D. (2006): *Mergers in the food retailing sector: An empirical investigation*. European Economic Review. 50. 447–468.; Götz, G. – Gugler, K. (2006): *Market Concentration and Product Variety under Spatial Competition: Evidence from Retail Gasoline*. Journal of Industry, Competition and Trade. 6. 225–234.; Galbreath, J. – Galvin, P. (2008): *Firm factors, industry structure and performance variation: New empirical evidence to a classic debate*. Journal of Business Research. 61. 109–117.

[4] Stackelberg kilenc lehetséges piaci helyzetet ismertető könyvében. Leontief, W. (1936): i. m.

A verseny és a vállalatok teljesítménye közötti kapcsolattal foglalkozó szakirodalom egyik alapvető kérdése a verseny intenzitásának számszerűsítése. A verseny közvetlenül nehezen mérhető. Pontos mérőszám hiányában az empirikus tanulmányok valamilyen megfigyelhető, a versenyre közvetetten utaló tényező alapján próbálják megragadni a verseny intenzitását. A feldolgozott szakirodalom alapján elmondható, hogy nincsen olyan univerzális mérőszám, mely igazán megbízható képet nyújtana egy adott piacon folyó verseny mértékéről.

A VERSENY INTENZITÁSÁNAK MÉRŐSZÁMAI

A verseny intenzitásának mérésére szolgáló mutatók közül megkülönböztethetők statikus és a dinamikus mérőszámok. A statikus mérőszámok egy adott piac állapotáról szolgálnak információval a megfigyelés időpontjában. A dinamikus mérőszámmal a piacok állapota helyett az azokon bekövetkező változásokat igyekeznek megragadni. A vállalatok demográfiáján, (létrejöttén, megszűnésén) a piaci részesedések változásán alapuló mutatószámok további hasznos információkkal szolgálhatnak a verseny intenzitásáról.

A statikus és a dinamikus mérőszámok mellett, illetve azokat kiegészítve a verseny mértékének és alakulásának megítélésére számos egyéb megközelítéssel találkozhatunk a szakirodalom tanulmányozása során. Ilyenek lehetnek (a teljesség igénye nélkül) az egyes intézményi feltételek meglétét, illetve a piac szabályozottságának szintjét, vagy a nemzetközi kereskedelem szabadságát és az innovációt megragadó mérőszámok.

Témám szempontjából a következő piaci szerkezet mérésére alkalmazott mutatókra fókuszálok: a) a koncentrációs ráta (CR), b) a Hirschman-Herfindahl index (HHI), c) a Lerner-index (L) vagy ár-határkölség rés (PCM).

A koncentrációs ráta megmutatja, hogy egy piac össztermeléséből vagy összforgalmából hány százalékban részesednek a legnagyobb cégek. A koncentrációs ráta számítható a 2, 4, 8, 16, stb. legnagyobb vállalatra az érintett ágazatra, szakágazatra vonatkozóan.

A Herfindahl-index az iparági piaci koncentráció mérőszáma, amelyet a vállalatok egyedi piaci részesedésének négyzetre emelésével és összegzésével kapunk. A mutató maximális értéke 10 000 (100^2).^[5] A Hirschman-Herfindahl-index mellett egyidejűleg gyakran alkalmazzák a variációs rátát, mely jól mutatja az értékesítési részarányok átlagtól való eltérését, így a HHI értékeivel együtt jól érzékelteti a piaci erőviszonyok jellemzőit.

A Lerner-index a vállalat piaci erejét az ár és a határkölség eltéréseként meghatározó mutató. A Lerner-index egyre nagyobb értékei a vállalat mind

[5] A Merger Útmutató alapján: ha a mutató értéke 1 000 és 1 800 közötti, akkor mérsékelt koncentrációról, ha 1 800 fölötti, akkor már koncentrációról beszélhetünk. Elérhető: http://www.usdoj.gov/atr/public/guidelines/horiz_book/15.html.

nagyobb piaci erejéről tanúskodnak, mivel a cégnek egyre nagyobb erőre van szüksége ahhoz, hogy minél jobban el tudjon térni a határköltséggel egyenlő ártól.^[6] A versenyzői piac modelljében egyetlen szereplő sem tér el a piaci ártól, ami hosszú távon a határköltséggel lesz egyenlő, így valamennyi vállalat Lerner-indexe nulla. Monopólium esetén viszont a piacon lévő „egyetlen” céget csak a termék kereslete korlátozza abban, hogy tetszőlegesen magasra emelje az árat. Ebben az esetben a Lerner-index egyenlő a kereslet – abszolút értékben vett – árrugalmasságának reciprokával.

1. táblázat: A tíz legkoncentráltabb szolgáltató ágazat 2006. évben Magyarországon

Ágazat	Vállalat	CR4	CR8	MCR8	HHI
Légi szállítás	67	93,51	97,05	3,54	5 785
Posta, távközlés	1 026	69,43	80,69	11,26	1 603
Vízi szállítás	79	64,14	77,52	13,38	1 182
Kölcsönzés	1 673	40,32	48,89	8,57	776
Szórakoztatás, kultúra, sport	8 269	41,45	44,25	2,80	752
Szennyvíz-, hulladékkezelés	749	32,76	40,62	7,86	422
Szárazföldi, csővezeték szállítás	6 902	30,66	38,57	7,91	328
Jármű-, üzemanyag-kereskedelem, javítás	10 994	21,45	32,24	10,79	169
Kiskereskedelem	35 821	21,38	28,36	6,98	166
Egyéb szolgáltatás	3 318	17,91	26,65	8,74	132

Az 1. táblázatból is látható, hogy azokban az ágazatokban, amelyekben kevesebb vállalat működik, magasabb, amelyekben több, ott lényegesen alacsonyabb értéket mutatnak a koncentrációs ráták. A piaci szereplők számára különösen érzékeny a HHI index. Az is megfigyelhető a táblázat adataiból, hogy a magyar vállalati adatokkal ágazati szinten számított koncentrációs ráták között is erős korrelációs kapcsolat mutatkozik. Legerősebb a kapcsolat ($r = 0,981$) a CR4 és a CR8 ráták között, de szoros kapcsolatot mutat a CR4 és a HHI index ($r = 0,849$) és a CR8 valamint a HHI index ($r = 0,777$) is.

[6] A mutatót Abba Ptachya Lernerről (1903–1982) nevezték el.

A VÁLLALATI VERSENY HATÁSA A TELJESÍTMÉNYRE

Széles körben vizsgált kérdés,^[7] hogy a verseny, a piaci koncentráció fokozódása kedvező vagy kedvezőtlen hatással van-e a vállalatok jövedelmezőségére, termelékenységére, illetve hatékonyságára. Számos kutató pozitív kapcsolatot talált a piaci koncentráció és a jövedelmezőség, illetve a hatékonyság változása között.^[8]

- A vállalatok átlagos profitrátája a koncentráltabb oligopolista iparágakban szignifikánsan nagyobb, mint a kevésbé koncentrált oligopolista vagy még versengőbb iparágakban. Bain (1951) a profitrátát a sajáttőke-arányos adózott eredménnyel (ROE^[9]), az iparági koncentrációt a nyolc legnagyobb vállalatra számított koncentrációs rátával (CR8) mérte 42 iparág és 335 vállalat adatával. A kutatásban a profitráta és a koncentráció kapcsolata a vállalati méret, az általános költségek aránya, a termelési eszközök, az iparág és a vásárlók jellemzői alapján is vizsgálatra került.
- Fuschs (1961) a koncentráció és a jövedelmezőség kapcsolatának vizsgálata során az integráció fokának hatását is bevonta a vizsgálatába. A több iparágban működő vállalati részesedéssel rendelkezők termelékenyebbnek mutatkoztak és a koncentráció és jövedelmezőség alakulása között is ennél a csoportnál volt erősebb a kapcsolat. Az egyes ágazatok jövedelmezősége közötti különbségek magyarázata között a gazdaság ciklikusságának eltérő ágazati hatása is megjelent.
- Stigler (1964) a koncentrációt a négy legnagyobb vállalatra számított ráta (CR4) és a Herfindahl-index (HHI) számításával mérte, a jövedelmezőséget pedig az eszközarányos (ROA), a sajáttőke-arányos (ROE) és piaci érték és a könyv szerinti érték aránya alapján számított mutatókkal is mérte. A koncentráció és a jövedelmezőség közötti pozitív kapcsolat a 80% fölötti CR4 mutatóval jellemezhető iparágakban kimutatható, míg az alatt nem.

[7] Weiss az 1974-ben megjelent áttekintő művében több, mint negyven a témában 1951-től megjelent tanulmányt ismertetett. Peltzman szerint ez még nem is a teljes lista. (Weiss, L. W. (1974): *The Concentration-Profits Relationship and Antitrust*, in *Industrial Concentration: The New Learning* 184, (Harvey J. Goldschmid, H. Michael Mann, & J. Fred Weston eds. 1974). In: S. Peltzman [1977]: *The Gains and Losses from Industrial Concentration* Sam. *Journal of Law and Economics*. Vol. 20. No. 2. (Oct., 1977), 229-263.)

[8] Bain, J. S. (1951): *Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940*. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 65. No. 3. 293-324.; Fuschs, V. R. (1961): *Integration, Concentration, and Profits in Manufacturing Industries*. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 75. No. 2. 278-291.; Stigler, G. J. (1964): *A Theory of Oligopoly*. *The Journal of Political Economy*. Vol. 72. No. 1. 44-61.; Emsetz, H. (1973) i. m.; Cowling, K. - Waterson, M. (1976): *Price-Cost Margins and Market Structure*. *Economica*. New Series. Vol. 43. No. 171. 267-274.; Peltzman, S. (1977): *The Gains and Losses from Industrial Concentration*. *Journal of Law and Economics*. Vol. 20. No. 2. 229-263.; Lustgarten, S. (1979): *Gains and Losses from Concentration: A Comment*. *Journal of Law and Economics*. Vol. 22. No. 1. 183-190.; Gisser, G. (1984): *Price Leadership and Dynamic Aspects of Oligopoly in U.S. Manufacturing*. *The Journal of Political Economy*. Vol. 92. No. 6. 1035-1048.

[9] ROE - Return on equity.

Stigler a koncentráció mérésénél azonos irányú értékeket kapott a CR4 és a HHI mutatókra.

A koncentráció és a jövedelmezőség közötti kapcsolatot nem feltétlenül igazolja, ha a koncentráltabb ágazatokban magasabb átlagos jövedelmezőség számítható.

- Demsetz (1973) szerint nem egyértelmű, hogy a koncentráltabb iparágakban a piacvezetők koncentráció adta lehetőségei vagy hatékonysága miatt számítható magasabb jövedelmezőség. Demsetz a koncentrációt a négy legnagyobb vállalatra számított rátával (CR4), a jövedelmezőséget az eszközárányos adózott eredménnyel (ROA) mérte négy kategóriába sorolva a vállalatokat eszközeik nagysága alapján. Az eredmények szerint az 50%-nál nagyobb koncentrációs rátát mutató ágazatokban magasabb jövedelmezőség mutatható ki, mint a kevésbé koncentráltabbakban.
- Cowling és Waterson (1976) a koncentráció alakulásának mérőszámaként a Herfindahl-indexet (HHI) jobbnak találták, mint a négy legnagyobb vállalatra számított rátát (CR4). A jövedelmezőséget az anyagköltség és a személyi jellegű ráfordítások értékével csökkentett értékesítés nettó árbevétele (ár-költség rés) mutatóval közelítették. A tartós fogyasztási cikkek előállító iparágakban az ár-költség rés és a koncentráció kapcsolatát szignifikánsnak találták, míg a fogyasztási cikkek előállítók esetében nem.
- Peltzman (1977) külön vizsgálta az árak és a költségek alakulását a koncentráció és a piac növekedésének függvényében. Nem az árak növekedése miatt nő a jövedelmezőség nagyobb koncentrációnál, hanem azért, mert az árak kisebb mértékben csökkennek, mint a költségek. A koncentráció csökkenésével az árak költségeknél nagyobb mértékű csökkenése eredményezi a jövedelmezőség csökkenését.
- Lustgarten (1979) Peltzman modelljét felülvizsgálva a koncentráció növekedésére vonatkozóan levont következtetéseket megerősíti, míg a koncentráció csökkenésére vonatkozókat cáfolja. A koncentráció változása és az iparág növekedése közötti pozitív kapcsolat esetén a koncentráció csökken, ha a legnagyobb vállalatok nem képesek az iparág növekedésének arányában növelni kibocsátásukat. Lustgarten szerint a bővülését kihasználó, de a már piacon lévőknél kevésbé hatékony új belépők megemelik az iparág átlagköltségét, miközben az árak elég magasak maradnak ahhoz, hogy az iparág jövedelmezősége emelkedjen.
- Gisser (1984) megerősíti Demsetz, Peltzman és Lustgarten eredményeit, nevezetesen, hogy a fokozódó koncentráció növekvő teljesítménnyel társul. Kutatásai alapján a munkaerő termelékenységére jobb eredményeket kapott, mint a teljes tényezőtermelékenységre, ami azt mutatja, hogy a hatékonyság nem „ingyenes” adomány, és a technológiai változások munkaerőt takarítanak meg. Gisser azt is megerősítette, hogy kezdetben az új technológiákba

fektető „élvonalbeli” cégek a fogyasztói árak csökkentésével képesek növelni piaci részesedésüket, de az idő múlásával a követők – amint „tanulni” tudnak – elkezdik őket „utánozni”.

- Weiss (1963) nem tekinti jelentősnek a piaci koncentráció hatását. Míg az általa vizsgált időszak első felében a koncentráltabb iparágakban gyorsabban emelkedett a termelékenység, addig a második felében a kapcsolat ellentétes irányú volt.^[10]
- Ripley és Segal (1973) sem kaptak egyértelmű bizonyosságot, vizsgálatuk során a koncentráltabb iparágakban változékonyabb profitot mutattak ki.^[11]

Phillips (1976), Clarke et al. (1984) és Schmalensee (1987) is hasonló eredményre jutottak. Az elvégzett számítások alapján nem sikerült egyértelműen megállapítani, hogy a piaci koncentráció eredményez magasabb profitot vagy éppen ellenkezőleg a piaci koncentráció és a magasabb profit eredményez jobb teljesítményt.^[12]

Az empirikus tanulmányokban a koncentrációs ráta mellett a verseny mérésére ugyancsak gyakran alkalmazott másik mutató a Lerner-index.^[13]

A feldolgozott publikációkban azonban nem minden kutatás vezetett egyértelmű eredményre. Ornstein(1975) vizsgálatai például megerősítették Collins és Preston (1966, 1969) következtetéseit, miszerint a fogyasztási cikket előállító iparágakban^[14] a Lerner-index statisztikailag szignifikáns eredményeket mutat a piaci koncentráció alakulásával, azonban a tartós fogyasztási cikket gyártó iparágakban a kapott eredmények már nem mutatkoztak szignifikánsnak. Hasonlóan nem sikerült szignifikáns kapcsolatot kimutatni a tőkeintenzívebb ágazatokban.

[10] Weiss, L. W. (1963): *Average Concentration Ratios and Industrial Performance*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 11. No. 3. 237-254.

[11] Ripley, F. C. - Segal, L. (1973): *Price Determination in 395 Manufacturing Industries*. The Review of Economics and Statistics. Vol. 55. No. 3. 263-271.

[12] Phillips, A. (1976): *A Critique of Empirical Studies of Relations Between Market Structure and Profitability*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 24. No. 4. 241-249.; Clarke, R. - Davies, S. - Waterson, M. (1984): *The Profitability-Concentration Relation: Market Power or Efficiency*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 32. No. 4. 435-450.; Schmalensee, R. (1987): *Collusion Versus Differential Efficiency: Testing Alternative Hypotheses*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 35. No. 4. (The Empirical Renaissance in Industrial Economics.) 399-425.

[13] Collins, N. R. - Preston, L. E. (1966): *Concentration and Price-Cost Margins in Food Manufacturing Industries*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 14. No. 3. 226-242.; Saving, T. R. (1970): *Concentration Ratios and the Degree of Monopoly*. International Economic Review. Vol. 11. No. 1. 139-146.; Orstein, S. I. (1975): *Empirical Uses of the Price-Cost Margin*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 24. No. 2. 105-117.; Rosenthal, R. W. (1980): *A Model in which an Increase in the Number of Sellers Leads to a Higher Price*. Econometrica. Vol. 48. No. 6. 1575-1579.; Domowitz, I. - Hubbard, R. G. - Petersen, B. C. (1986): *Business Cycles and the Relationship between Concentration and Price-Cost Margins*. The RAND Journal of Economics. Vol. 17. No. 1. 1-17.; Amir, R. - Lambson, V. E. (2000): *On the Effects of Entry in Cournot Market*. The Review of Economic Studies. Vol. 67. No. 2. 235-254.; Nevo, A. (2001): *Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry*. Econometrica. Vol. 69. No. 2. 307-342.

[14] A „Nondurable Goods” bővebben pl.: <http://www.census.gov/epcd/naics02/def/NDEF424.HTM>.

Domowitz (1986) és szerzőtársai arra a következtetésre jutottak, hogy az 1970-es években rendkívül leszűkült a szórás a koncentrált és nem koncentrált ágazatok átlagos ár-költség rései között. A koncentrált és nem koncentrált ágazatok rései közötti szórás változása nagy részben visszavezethető az alkalmazkodás és a kereslet eltérő változásaira, ami arra utal, hogy az ár-költség rések mozgásának magyarázatában a kereslet összevont hatása nagyobb jelentőséggel bír, mint a helyi kereslet hatása.^[15]

Mind az elméleti, mind az empirikus kutatások alátámasztják azonban, hogy olyan piacokon, amelyeket mérsékelt technológiai fejlődés és innováció jellemez, sok szereplő tevékenykedik, s a verseny is hatékonyan működik, az árrés a nullához közelít. Ilyen esetben az ár-határköltség rés jó indikátora lehet a verseny erősségének. A nulla közeli érték erős versenyt jelez, a nagyobb értékek a verseny gyengeségére engednek következtetni. Minél nagyobb az index értéke, annál gyengébb a verseny.

A piaci részesedés jövedelmezőségre gyakorolt hatását vizsgáló 1975 és 1990 között megjelent 48 empirikus tanulmány nagy többsége megerősítette kettő közötti pozitív irányú kapcsolatot. A jövedelmezőség fokozódása eltérő mértéket mutatott a minták, a módszertan és az alkalmazott modell jellemzőinek függvényében, de a tanulmányokból levonható következtetés szerint a piaci részesedés növelése egyet jelent a jövedelmezőség emelkedésével.^[16]

- Shepherd (1972) is pozitív és szignifikáns kapcsolatot talált a piaci részesedés és a jövedelmezőség között, azonban a szolgáltató szektorban működő vállalatok között erősebb kapcsolat mutatkozott, mint a termelő szférában működők körében. A vizsgált időszakot részekre bontva a piaci részesedés és a jövedelmezőség közötti kapcsolat változékonyságát mutatta ki. A jövedelmezőbb vállalatok később veszítettek piaci részesedésükből.^[17]
- A nagyobb piaci részesedés magasabb jövedelmezőséggel párosul, de a piaci részesedés jövedelmezőségre gyakorolt hatását más vállalati és ágazati jellemzők is befolyásolják. A piaci részesedés hatása nagyobb a viszonylag nagyméretű, koncentráltabb és mérsékelt növekedést mutató piacokon működő vállalatok körében.^[18]

[15] Domowitz, I. - Hubbard, R. G. - Petersen, B. C. (1988): *Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing*. The Review of Economics and Statistics. Vol. 70. No. 1. 55-66.

[16] Szymanski, D. M. - Bharadwaj, S. G. - Varadarajan, P. R. (1993): *An analysis of the Market Share-profitability relationship*. Journal of Marketing. Vol. 57. 1-18. A szerzők még további 28 olyan tanulmányt is feldolgoztak, amelyekben szintén a piaci részesedés és a jövedelmezőség kapcsolatát vizsgálták, de azok nem tartalmazták a hatás mértékét.

[17] Shepherd, W. G. (1972): *The Elements of Market Structure*. The Review of Economics and Statistics. Vol. 54. No. 1. 25-37.

[18] Gale, B. T. (1972): *Market Share and Rate of Return*. The Review of Economics and Statistics. Vol. 54. No. 4. 412-423.

- Mancke (1974) az eszközmegtérülési mutatóval (ROI^[19]) mért jövedelmezőség, vállalati méret, piaci részesedés és a növekedés kapcsolatát vizsgálva pozitív korrelációt mutatott ki. A piaci részesedés és a jövedelmezőség közötti kapcsolat erősebb, mint a vállalatok mérete és a jövedelmezőség közötti. Ez a megállapítás arra utal, hogy a piaci részesedés változásának hatását nem csökkenti az egyes iparágak közötti vállalati méretkülönbségek.^[20]
- Nickell et al. (1992) úgy vélik, hogy a magas piaci részesedésű vállalatoknál általában erősebb a termelékenység növekedése.^[21] Később Nickell (1996) hozzáteszi, hogy ez a növekedési hatás mindazonáltal keresztmetszeti eredmény, és ezért nem mentes attól a problémától, hogy hosszú távon a viszonylag magas termelékenység-növekedést felmutató cégek általában gyorsabban növekednek, és nagyobb piaci részesedésre tesznek szert. Ezért ez nem értékelhető eredeti versenyhatásként.^[22]
- Klette (1999) empirikus kutatása alapján a nagyobb piaci hatalommal rendelkező vállalatokat kevésbé termelékenynek találta.^[23]
- Hay és Liu (1997) az állítják, hogy a piaci részesedések eltolódásai összefüggésben állnak a hatékonyság szintjeivel, a kereslet ár rugalmasságával, a vállalatvezetéssel, valamint a piacon jelenlévő vállalatok számával is. Ha a versenytárs hasonló árakat alkalmaz, akkor a szerzők által alkalmazott egyenlet azt sugallja, hogy egy vállalat piaci részesedése egyenesen arányos a relatív költségeivel, továbbá a piacon lévők részesedése lecsökken, ha a vállalatok száma megnő. A piaci részesedések eltolódásai, vagy másképpen a reallokációs hatás kevésbé szembetűnő, ha a vállalatok száma eredetileg is magas volt. Az egyenletből az is következik, hogy ha megnő az ár rugalmasság vagy a versenytársak reakciója visszaesik, a hatékony vállalatok piaci részesedést nyernek a kevésbé hatékonyak kárára.^[24]
- Halpern és Kőrösi (2001) 1990 és 1998 között vizsgálták a hatékonyság és a piaci részesedés kapcsolatát a magyar vállalati szektorban. Tanulmányukban a koncentráció mérésére a szakágazatokban működő vállalatok számának reciprokát használták.^[25] Az általam vizsgált időszakban a vállalatok számából képzett koncentrációs ráta leginkább a HHI indexszel mutat kapcsolatot.

[19] ROI - Return on investment.

[20] Mancke, R. B. (1974): *Causes of Interfirm Profitability Differences: A New Interpretation of the Evidence*. The Quarterly Journal of Economics. Vol. 88. No. 2. 182-193.

[21] Nickell, S. J. - Wadhvani, S. B. - Wall, M. (1992): *Productivity Growth in U.K. Companies, 1975-1986*. European Economic Review. 36. 1055-1085.

[22] Nickell, S. J. (1996): *Competition and Corporate Performanc*. The Journal of Political Economy. Vol. 104. No. 4. 724-746.

[23] Klette, T. J. (1999): *Market Power, Scale Economies and Productivity: Estimates from a Panel of Establishment Data*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 47. No. 4. 451-476.

[24] Hay, D. A. - Liu, G. S. (1997): *The Efficiency of Firms: What Difference Does Competition Make?* The Economic Journal. Vol. 107. No. 442. 597-617.

[25] Halpern, L. - Kőrösi, G. (2001): *Efficiency and Market Share in Hungarian Corporate Sector*. Economics of Transition. 9(3). 559-592.

Az alágazatokra, illetve a szakágazatokra (kevésbé aggregált adatok) végezzük el a számításokat a mutatók közötti kapcsolatok kis mértékben gyengülnek.

AZ ALAPMODELL BEMUTATÁSA

A verseny intenzitásának megítélésére egyik leggyakrabban alkalmazott mérőszám a koncentrációs ráta mellett az ár-költség rés. A közgazdasági elmélet tökéletesen versenyző piac modelljében egyetlen szereplő sem tér el a piaci ártól, ami hosszú távon a határköltséggel lesz egyenlő. Monopólium esetén csak a kereslet korlátozza az ár alakulását, így minél rugalmatlanabb a termék iránti kereslet, annál nagyobb a monopolhelyzetben lévők piaci ereje és ár-költség rése.

Collins-Preston (1966) az alábbi modellel magyarázzák az iparágak ár-költség rés (PCM) szintjének különbözőségeit:

$$Y_{tu} = a + b_1 CR4_{tu} + b_2 CR4_{tu}^2 + b_3 IGEOD_{tu} + b_4 K_S_R_{10} + b_5 G_{tu/10}$$

Y_{tu} = az ár-költség rés (PCM) a vizsgált időszak utolsó évében.

$CR4_{tu}$ = a szakágazatba tartozó négy legnagyobb vállalatra számított koncentrációs ráta a vizsgált időszak utolsó évében.

$IGEOD_{tu}$ = a földrajzi szóródás indexe.

$K_S_R_{10}$ = a kibocsátásra jutó összes eszköz értéke a vizsgált időszak első évében.

$G_{tu/10}$ = a szakágazatok kibocsátásának százalékos változása a vizsgált időszakban.

Az ár-költség rés (PCM) háromféleképpen is meghatározásra került. A PCM_1 számlálójának számítása során a készletek állományváltozásával korrigált időszaki kibocsátásból levonásra kerül az anyagköltség és a személyi jellegű ráfordítások értéke, a PCM_2 esetében az anyagköltségen túl a további anyagjellegű ráfordítások értéke is levonásra kerül. A PCM_3 számlálójának értéke az értékcsökkenési leírás összegével kerül további csökkentésre. A nevező mind a három esetben a készletek állományváltozásával korrigált időszaki kibocsátás értékét tartalmazza.

A földrajzi szóródás indexe ($IGEOD_{tu}$) a szakágazatok kibocsátásának megyei szinten aggregált arányainak és a népesség megyei megoszlásának különbsége abszolút értékének ágazati összegzésével került kiszámításra a vizsgált időszak utolsó évére vonatkozóan. Minél nagyobb a földrajzi szóródás, annál kisebb a mutató értéke.

A kibocsátásra jutó összes eszköz értéke ($K_S_R_{10}$) a szakágazatok kibocsátásának eszközigenyessége közötti különbséget veszi figyelembe. Az eltérő eszköz nagyság (különös tekintettel a forgóeszközök és a tárgyi eszközök, illetve immateriális javak arányára) eltérően befolyásolhatja az ár-költség rés alakulását.

A KUTATÁS CÉLJA

Kutatásom során arra törekedtem, hogy feltárjam azokat a jellemzőket, amelyek meghatározzák a vizsgált vállalati kör tevékenységét, és megragadjam azokat a mutatószámokat, amelyekkel a magyar kis- és középvállalatok teljesítménye leginkább körülhatárolható. A teljesítmény körülhatárolását követően próbáltam meghatározni a vállalati teljesítményt befolyásoló hatások alakulását a számviteli információs rendszer adataira épített modell alapján.

A kutatás célja kettős. Egyrészt a piaci verseny Magyarországon működő vállalatok teljesítményére gyakorolt hatásának feltérképezése a nemzetközi szakirodalomban fellelhető modellek alapján. Másrészt a nemzetközi gyakorlatban kidolgozott és alkalmazott módszerekből kiindulva – a magyar sajátosságok figyelembe vételével – a gyakorlati munkában is hasznosítható modellel és módszertannal hozzájárulni a vizsgált vállalati kör teljesítménymérés és értékelés hatékonyságának javításához.

A KUTATÁS HIPOTÉZISE ÉS MÓDSZERTANA

A nemzetközi szakirodalom empirikus eredményeihez hasonlóan kimutatható-e kapcsolat a szakágazatok koncentrációja, az ár-költség rés és a jövedelmezőség között? Hogyan befolyásolja az ár-költség rés alakulását a munkatermelékenység? Kimutatható-e pozitív irányú kapcsolat a munkatermelékenysége és a jövedelmezőség között? Vajon a munkatermelékenység fokozása eredményez-e piaci részesedés növekedést?

Kutatási kérdéseim megfogalmazását követően az alábbi hipotézist állítottam fel: A magyar szolgáltató szektorban működő kis- és középvállalatok közötti termelékenység-különbségek pozitív – ágazaton belüli – kapcsolatot mutatnak a piaci részesedés változása és a jövedelmezőség között a vizsgált időszakban. A kutatás empirikus részében végzett számítások és a következtetések levonása olyan modell alapján történt, amelynek alapjául szolgáló változatát több kutató is továbbfejlesztett és publikált az elmúlt évtizedekben. Az eredményül kapott magyar vállalati adatokkal is működő regressziós modell megfelel a regresszióelemzéssel szemben fennálló módszertani követelményeknek is.

A KUTATÁS SORÁN VIZSGÁLT ADATBÁZIS

Kutatómunkám empirikus vizsgálatait során a szolgáltató szektor vállalatainak teljesítményét a TEÁOR'03 alapján az 50-93 ágazatba (a Pénzügyi közvetítés kivételével) tartozó a KSH által összegyűjtött kettős könyvvitelt vezető vállalata-

tok kitöltött^[26] társasági adóbevallásainak adatai alapján vizsgáltam. 2006. évi adatok alapján Magyarországon ezekben az ágazatokban működött a vállalatok 76,88%-a, amelyek az értékesítés nettó árbevételének 51,91%-át realizálták, itt dolgozott a foglalkoztatottak 53,23%-a, és ebben a szektorban termelték meg a bruttó hozzáadott érték 47,29%-át. A szolgáltató szektor (ebben a megközelítésben) ma már a magyar nemzetgazdaság legnagyobb szektora.

A vállalati teljesítmény alakulását a külföldi szakirodalmakban is széleskörűen alkalmazott jövedelmezőségi (ROE, ROA, ROS)^[27], valamint az egy főre jutó bruttó hozzáadott érték^[28] mutatók szakágazatban számított átlag értékeivel mértem.

A vizsgált időszak (2001–2006) minden évében 68 115 kettős könyvvitelt vezető vállalat adott be értékelhető társasági adóbevallást. Az adatbázisban szereplő vállalatok értékesítés nettó árbevételének évenkénti átlagos növekedése közel 10%-os (9,69%) volt. A bruttó hozzáadott érték évenkénti átlagos növekedése (9,23%) hasonlóan alakult az értékesítés nettó árbevételéhez, de ennél a mutatónál mind az ágazatok, mind a vállalati kategóriák között nagyobb a szórás. Az alkalmazottak számának évenkénti átlagos növekedése a vizsgált vállalati körben az egy százalékot sem éri el (0,98%). Az ágazatok közel felében és vállalati kategóriánként csoportosítva a mikrovállalatoknál csökkenés, de a nagyvállalati körben is csak mindössze 0,72%-os a létszám évenkénti átlagos növekedése a vizsgált időszakban.

A vizsgált vállalati kör vagyona összességében több, mint másfélszeresére növekedett a vizsgált időszakban, ami 8,9%-os évenkénti átlagos növekedést jelent. A mikrovállalatok évenkénti átlagos eszközbővülése alig haladta meg az egy százalékot (1,41%), míg a nagyvállalatoké 10,29% volt. Az összes eszközön belül a befektetett eszközök értékének évenkénti átlagos növekedése az összes vállalatot tekintve kisebb mértékű (6,77%), a mikrovállalatok adataiból pedig csak 0,71%-os csökkenés számítható. A vállalatok adózás előtti eredménye is hasonló növekedést mutat (8,79%), azonban míg a nagyvállalatoknál több, mint tizenkét százalékos (12,55%) a növekedés, addig a mikrovállalatoknál 0,43%-os az éves átlagos csökkenés.

Összességében megállapítható, hogy vannak ágazatok, amelyekben a mikro- és kisvállalatok dinamikusabb fejlődést mutatnak ugyan, de ez a nagyobb ütemű növekedés – néhány kivételtől eltekintve – összességében elmarad a nagyvállalatok növekedéséhez képest a vizsgált időszak adatait tekintve.

[26] A KSH adatbázisában nem szerepelnek a pénzügyi és az off-shore vállalkozások adatai.

[27] $ROE = EBIT / [(Saját\ tőke_t + Saját\ tőke_{t-1}) / 2]$, $EBIT = Szokásos\ vállalkozási\ eredmény + Fizetendő\ kamatok\ és\ kamatjellegű\ ráfordítások - Egyé\ kapott\ (járó)\ kamatok\ és\ kamatjellegű\ bevételek$; $ROA = EBIT / [(Összes\ eszköz_t + Összes\ eszköz_{t-1}) / 2]$; $ROS = EBIT / Értékesítés\ nettó\ árbevétele$.

[28] A bruttó hozzáadott értékmutató a termékadók és támogatások egyenlegével együtt a vállalatok hozzájárulását adja a GDP-hez.

A VIZSGÁLAT EMPIRIKUS EREDMÉNYEI

A tisztított adatbázisban az SPSS 15.0 for Windows programcsomag felhasználásával leíró statisztikai számításokat, ágazati és szakágazati összehasonlító elemzéseket, összehasonlító arányelemzéseket és a szakirodalomban alkalmazott matematikai módszereknek megfelelően regresszió- és varianciaelemzést (ANOVA) végeztem.

Collins-Preston (1966) mintájához hasonlóan a kapott paraméterek értékei alapján negatív szignifikáns kapcsolat mutatkozik a koncentráció, pozitív és szignifikáns a kapcsolat a földrajzi szóródás, a kibocsátásra jutó összes eszköz értéke és az ár-költség rés között. A szakágazatok kibocsátásának növekedése azonban nem mutatott szignifikáns kapcsolatot az ár-költség rés alakulásával.

A 2001-2006. évi magyar vállalati adatokra lefuttatott modell alapján kapott paraméterek 22,8%-os magyarázó erő mellett az alábbi, 2. táblázatban találhatók.

2. táblázat: Alapmodell tesztelése a magyar vállalati adatokkal

	Unstandarized Coefficients		Standarized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
Model	,536	,018		29,700	,000
1 Constant	-,005	,001	-,659	-7,321	,000
CR4t6	7,78E-006	,000	,117	1,347	,178
IGEODtu	,003	,000	,318	15,100	,000
K_S_Rt0	,010	,005	,038	2,183	,029
Gtut0	2,38E-007	,000	,014	,863	,388

a. Dependent Variable: PCM106.

A modell ebben a formájában nemcsak magyarázó erejében ($R^2 = 22,8\%$)^[29], hanem érvényességének feltételeiben sem felelt meg a regresszióelemzés követelményeinek. A koncentrációs ráta ($CR4_{t6}$) és annak négyzete meglehetősen erős korrelációt ($r = 0,978$) mutatnak. A 2. táblázatból az is kiolvasható, hogy a koncentráció négyzete ($NNCR_{4t6}$) és a növekedés ($G_{tu/t0}$) nem szignifikáns.

Az ár-költség rés alakulását legerősebben a koncentrációs ráta utolsó évre számítható értéke ($CR4_{t6}$) befolyásolja Collins-Preston (1966) eredményeihez hasonlóan.

A koncentráció négyzete ($NNCR_{4t6}$) és a növekedés ($G_{tu/t0}$) paraméterek elhagyásával a modell magyarázó ereje mindössze 0,1%-kal csökkent ($R^2 = 22,7\%$). Annak ellenére, hogy a „Collinearity Statistics” szerinti „Tolerance” mutató 1-hez

[29] Az adjusted R square a valóságos, az alapsokaságbeli megmagyarázott hányad torzítatlan becslése. Az R square ennek a torzított változata. A regressziós modellek értelmezése során dolgozatomban az előbbi fogom jelölni, mint R^2 .

közeli értékeket mutat a reziduumok varianciája nem tekinthető konstansnak és a reziduumok eloszlása sem normális eloszlású.

A kiinduló modelltől elhagyva a koncentráció négyzete ($NNCR_{4t6}$) és a növekedés ($G_{tu/10}$) paramétereit és bevezetve a szolgáltató és nem szolgáltató szektorra vonatkozóan egy dummy változót (Szolgáltató) a modell magyarázó ereje (R^2) 52,9%-ra emelkedik és a szolgáltatók hatása dominánsá válik a modellben ($\beta = 0,633$).

A modell további építése során Collins-Preston (1969), Ornstein (1975) és Domowitz et al. (1986) modelljeinek figyelembevételével a következő egyenletet kaptam:

$$Y_{ti} = a + b_1 CR4_{t0} + b_2 IGEOD_{tu} + b_3 K_S_R_{t0} + b_4 G_{t/t-1} + b_5 VTK_M1_{ti} + b_6 Sz$$

Y_{ti} = ár-költség rés (PCM1) az i szakágazat t évben.

$CR4_{t0}$ = a szakágazatba tartozó négy legnagyobb vállalatra számított koncentrációs ráta a vizsgált időszak első évében.

$IGEOD_{tu}$ = a földrajzi szóródás indexe.

$K_S_R_{t0}$ = a kibocsátásra jutó összes eszköz értéke a vizsgált időszak első évében.

$G_{t/t-1}$ = a szakágazatok kibocsátásának százalékos változása.

VTK_M1_{ti} = termelékenységi mutató az i szakágazat t évben.

Sz = dummy változó, amelynek 1 az értéke szolgáltató ágazatba tartozó szakágazat esetén és 0 egyébként.

A modell magyarázó ereje (R^2) 58,7 %, és a becslés standard hibája is meglehetősen alacsony, ami azt jelzi, hogy a modell meglehetősen jól képes becsülni. (3. táblázat) Az F-próba szignifikanciája is a kapcsolat meglétét igazolja és a t-próbánál a meredekséget meghatározó változók szignifikanciája alapján a magyarázó változók valóban befolyásolják a függő változó értékét.

3. táblázat: Saját modell regresszió elemzésének összefoglaló táblázata

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	,767 ^a	,588	,587	,15248	,588	596,792	6	2508	,000

a. Predictors: (Constant), Szolgáltató, IGEODtu, Gtt1, K_S_Rt0, VTK_M1, CR4to

Forrás: Saját számítás.

A Betak alapján az ár-költség rést a szolgáltatók befolyásolják legjobban. A koncentráció ($CR4_{t0}$), mint a Collins-Preston (1966) modelljében negatív kapcsolatot mutat az ár-költség rés alakulásával. Hasonlóan negatív kapcsolat mutatkozik a vizsgált időszak első évében a kibocsátásra jutó összes eszköz

értékével ($K_S_R_{10}$). Figyelemre méltó és az előzetes várakozásnak megfelelően pozitív kapcsolatot jelez a termelékenység (VTK_M1_{11}) hatása a modellben. Pozitív a kapcsolat a szakágazatok kibocsátásának százalékos növekedésével ($G_{1/t_{11}}$) és a földrajzi szóródás indexével ($IGEOD_{16}$) is. Ez utóbbi változó nagyobb mértékben befolyásolja az ár-költség rés alakulását, mint az egyes szakágazatok piacának bővülése.

A regresszióelemzés során a modell megfelelése további feltételek teljesülésének ellenőrzését követően mondható ki. A változók korrelációs mátrixából kiolvasható, hogy a független változók között nagyon gyenge és nem szignifikáns a lineárisnak feltételezett kapcsolat (a legnagyobb érték $r=0,392$). Továbbá a „Tolerance” mutatók is 1-hez közeli értékeket mutatnak, így a független változók közötti lineáris kapcsolatról, azaz ebben a modellben multikollinearitásról nem lehet szó. A hibatarok varianciája is állandónak tűnik és a hibatarok a hisztogram szerint normális eloszlást követnek, amelyet a Kolmogorov-Smirnov (K-S) egymintás próba is megerősít.

A vizsgált időszakot két részre bontva, 2001-2003 években a növekvő versenyt mutató szolgáltató szakágazatokban (csökkenő PCM) az egy vállalatra átlagosan jutó alkalmazottak átlagos statisztikai létszáma szignifikánsan alacsonyabb, mint a csökkenő versenyt mutatókban. 2004-2006 években szintén alacsonyabb értékeket kapunk, de a különbség nem szignifikáns.

A koncentráció mértékét jelző CR4 paraméter a regressziós modellben a második legnagyobb hatást gyakorolja az ár-költség résre. A szolgáltató szektorba tartozó vállalati adatbázisban folytatva az egyes tényezők hatásának vizsgálatát, megállapítható, hogy azokban a szakágazatokban, amelyekben a verseny intenzitása fokozódott a vizsgált időszakban, (PCM1 csökkent) magasabb átlagos jövedelmezőségi mutatók (ROA, ROE, ROS) és munkatermelékenység (egy főre jutó bruttó termelési érték) számíthatók.

Az is megállapítható, hogy a növekvő versenyt mutató szakágazatokban a vizsgált időszak első felében szignifikánsan alacsonyabb átlagos jövedelmezőség (ROA, ROE) mutatható ki, mint a kevésbé versengők körében. A jövedelmezőségi mutatók között magasabb értékek számíthatók a koncentráltabb (70 % fölötti) szakágazatokban, mint a kevésbé koncentráltakban. Ez a különbség a munkatermelékenységre vonatkozóan még jelentősebb.

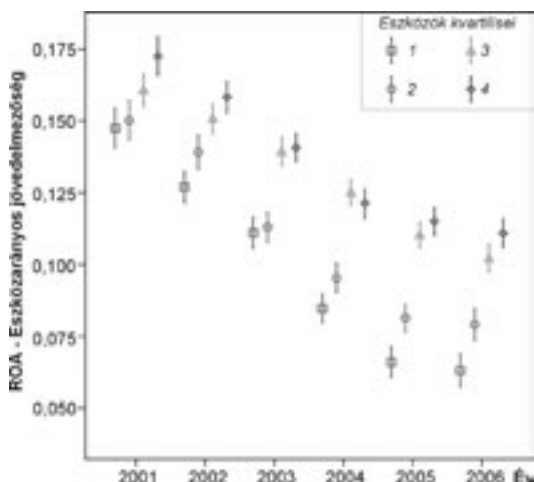
A vizsgált időszak második felében (2004-2006) viszont az alacsonyabb szintű koncentrációt és növekvő versenyt mutató szakágazatokban szignifikánsan magasabb átlagos jövedelmezőség (ROA, ROE, ROS) mutatkozik, míg a koncentráltabbakban (70% fölött) a csökkenő mértékű versenyt mutatókban számíthatók magasabb értékek.

Az első kérdésre válaszolva van kapcsolat a szakágazatok koncentrációja, az ár-költség rés és a jövedelmezőség között, a vizsgált időszak egészében a koncentráltabb szakágazatokban az ár-költség rés és a jövedelmezőségi mutatók között szorosabb kapcsolat mutatható ki.

A földrajzi szóródás és a jövedelmezőség alakulását vizsgálva valamennyi mutató (ROA, ROE, ROS) esetében szignifikáns különbség mutatkozik a legkisebb és a legnagyobb kategóriák között. A munkatermelékenység alakulása az összes kategóriában szignifikáns különbséget mutat és minél nagyobb a földrajzi szóródás, annál alacsonyabb szintű a termelékenység.

A munkatermelékenység a jövedelmezőségi mutatók és az ár-költség rés között pozitív irányú szignifikáns kapcsolat mutatható ki a vállalati adatok között is a vizsgált időszakban. Az ár-költség részt kvartilisekre osztva az alsó kvartilisbe tartozó vállalatok jövedelmezősége a ROA és a ROE mutatók alapján alacsonyabb, mint a felső kvartilisbe tartozóké. A különbség és a mutatók közötti kapcsolat még markánsabb, ha az ár-költség rés alakulását vállalati méret (eszközkatagóriák) szerint vizsgáljuk.

1. ábra: Jövedelmezőségi mutatók alakulása az ár-költség rés kvartiliseiben



Miközben a jövedelmezőségi mutatók (ROA, ROE) csökkenése azonos irányú az ár-költség rés kvartiliseiben, addig a munkatermelékenység növekedést mutat. A magasabb ár-költség rés (PCM) kvartilisekben magasabb a munkatermelékenység átlagos értéke. (4. táblázat) Az egyes kvartilisekben számítható értékek között szignifikáns különbség mutatkozik. A vizsgált időszakban minden kvartilisben évről évre növekvő mutatók számíthatók, amelyek a szórásanalízis alapján – néhány kivétellel – még az egyes évek és kvartilisek között is szignifikáns különbséget mutatnak.

4. táblázat: Kruskal-Wallis-teszt eredményei a munkatermelékenység alakulására az ár-költség rés kvartiliseiben

	Év	N				Mean Rank			
		Percentile Group of PCM by Év Eszk_B4				Percentile Group of PCM by Év Eszk_B4			
		1	2	3	4	1	2	3	4
VTK_M1	2001	3568	3570	3570	3569	9602,50	9741,99	9613,74	9867,03
	2002	3568	3570	3570	3569	10357,67	10551,90	10344,69	10426,34
	2003	3568	3569	3571	3569	10800,74	10728,52	10693,70	10678,25
	2004	3567	3571	3571	3568	10982,22	10871,32	10951,00	10715,17
	2005	3567	3570	3571	3569	10935,72	10967,89	11132,45	11000,14
	2006	3568	3570	3570	3569	11542,29	11401,35	11536,24	11555,07
	Total	21406	21420	21413	21413				

Az ár-költség rés alakulását a munkatermelékenység kvartiliseiben vizsgálva megállapítható, hogy a magasabb munkatermelékenység kvartilisekben magasabb az ár-költség rés (PCM) átlagos értéke. A Kruskal-Wallis-teszt eredményei alapján szignifikáns különbségeket kapunk az egyes kvartilisekben számítható értékek között. A szóráslemezés post hoc tesztjei 2001-2005. években minden kvartilis és minden év értékei között szignifikáns különbséget jeleznek. Hasonló eredményeket kapunk, ha a munkatermelékenység alakulását vállalati méret (eszközkegóriák) szerint is megvizsgáljuk.

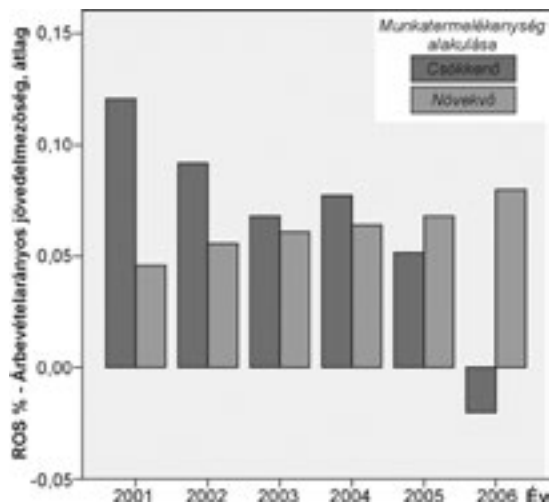
A második kérdésre válaszolva kijelenthető, hogy mind a szakágazati adatok, mind a vállalati adatok elemzése alapján a munkatermelékenység hatással van az ár-költség rés alakulására. A nagyobb munkatermelékenységgel rendelkezők körében szignifikánsan magasabb ár-költség rés számítható a vizsgált időszakban.

A munkatermelékenység és a jövedelmezőség (ROA, ROE) alakulását vizsgálva megállapítható, hogy a munkatermelékenységét a vizsgált időszak minden évében növelni képes vállalatok jövedelmezősége is növekedett. Ugyanakkor a csökkenő munkatermelékenységet mutatók jövedelmezősége a vizsgált időszak minden évében csökkent. (2. ábra)

A növekvő jövedelmezőséget (ROA, ROE, ROS) mutató vállalatok körében is növekvő munkatermelékenység mutatható ki, miközben a csökkenő jövedelmezőséget mutatóknál a munkatermelékenység szigorúan monotonon csökkent. A két kategóriába sorolható vállalatok között a munkatermelékenységének alakulása között szignifikáns különbség mutatkozik.

A harmadik kérdésre válaszolva pozitív kapcsolat mutatható ki a munkatermelékenység és a jövedelmezőség alakulása között a vizsgált időszakban.

2. ábra: Jövedelmezőségi mutatók változása a munkatermelékenység alakulásában



A vállalati piaci részesedés alakulását vizsgálva egyértelműen megállapítható, hogy a növekedés árát a jövedelmezőség csökkenésével előbb vagy utóbb meg kell fizetni. Miközben a piacvesztők jövedelmezősége folyamatosan csökken, addig a részesedést növelők a vizsgált időszak első felének végére csökkenésbe fordul át. Míg 2001-2003. évekre a csökkenőknél és a növekedőknél is szignifikáns különbség mutatkozik, addig 2004-2006. évekre az árbevételarányos jövedelmezőségnél (ROS) és az eszközarányos jövedelmezőségnél (ROA) már nem lényeges az eltérés.

A vállalati piaci részesedést növelők a munka termelékenységét is fokozni tudták, míg a piaci részesedést vesztek mutatói csökkenésbe fordult át. Míg a „veszteseknél” ez a csökkenés 2001-2003. évekre nem szignifikáns, addig a növekedőknél lényeges különbséget mutatnak a tesztek. A számítások során kapott eredményekből az is kiolvasható, hogy a piaci részesedésüket növelő vállalatok átlagos munkatermelékenységi mutatóinak értéke magasabb, mint a csökkenőké. Ugyanakkor a csökkenők táborába tartozók a vizsgált időszak elején még magasabb átlagos munkatermelékenységi mutatóval rendelkeztek, a 2004-2006. évekre vonatkozóan pedig az első évek között nincs szignifikáns különbség. Ez inkább arra utal, hogy a piaci részesedés növelésével fokozható a termelékenység, mint hogy a termelékenység fokozásával növelhető a piaci részesedés.

Ezt az állítást támasztja alá a munkatermelékenység és a vállalati piaci részesedés alakulásának vizsgálata során kapott eredmények. A vizsgált időszakban csökkenő munkatermelékenységet mutató vállalatok piaci részesedése is csökkent, miközben a termelékenységet fokozni képes vállalatok sem tudták szignifikánsan növelni piaci részüket. A vizsgált időszak első és második felének

külön-külön történő vizsgálata során kapott eredmények még inkább alátámasztják a fentieket. Hasonló eredményeket mutatnak a jövedelmezőséggel kapcsolatos számítások is. A csökkenő jövedelmezőségű vállalatok részesedése szignifikánsan csökken, míg a növekvő jövedelmezőséget maguknak tudhatók piaci részesedésének még a növekedése sem minden mutató esetében mutatható ki.

A piaci részesedést növelő vállalatok körében a termelékenység javulást főként az átlagos statisztikai létszám csökkenése, illetve változtatása mellett sikerült elérni. A létszámot csökkentők és a növelők között ugyan nem szignifikáns a különbség, de a tendencia figyelemre méltó.

A negyedik kérdésre válaszolva a vizsgált időszak adatai alapján inkább azt mondhatjuk, hogy a piaci részesedés növelésével fokozható a termelékenység, mint hogy a termelékenység fokozásával növelhető a piaci részesedés.

ÖSSZEFOGLALÁS

A statisztikai adatok elemzésével korreláció is kimutatható ott, ahol a gyakorlatban – elméleti alapok nélkül – az érintettek feltételezik és érzékelik is, hogy a verseny fokozódásával az ár-költség rés – és így a jövedelmezőség is – csökken. Ezt – a rendelkezéseimre álló, a vizsgált időszakra vonatkozó adatokat tartalmazó adatbázisban végzett elemzésekkel – sikerült egyértelműen ki is mutatnom. A kutatás során alkalmazott koncentrációs mérőszámok alapján kapcsolat mutatható ki a szakágazatok koncentrációja, az ár-költség rés és a jövedelmezőség alakulása között. A koncentráltabb szakágazatokban az ár-költség rés és a jövedelmezőségi mutatók között még szorosabb a kapcsolat.

A kiinduló modell kiegészítése során az előzetes várakozásnak megfelelően pozitív kapcsolat mutatkozik a munkatermelékenység és az ár-költség rés alakulása között a szakágazatokra vonatkozóan. Ez az eredmény előre jelezte annak a hipotézisnek az igazolhatóságát, amely a munkatermelékenység jövedelmezőségre gyakorolt hatására irányult.

A munkatermelékenység és a jövedelmezőség között pozitív kapcsolat mutatkozik, növekvő munkatermelékenység a jövedelmezőség növekedésével járt együtt, miközben a csökkenő munkatermelékenységet mutató vállalatok jövedelmezősége a vizsgált időszak minden egyes évében csökkent. Ugyanakkor a jövedelmezőség és a munkatermelékenység alakulása között is azonos irányú kapcsolat mutatkozik a vállalatok fenti ismérvek alapján történő vizsgálata során.

Megvizsgáltam azt a szakirodalomban széles körben vitatott állítást, miszerint a nagyobb termelékenység vezet alacsonyabb költséghez, amely aztán nagyobb piaci részesedést eredményez vagy fordítva. A számítások során a vizsgált időszak adatai alapján inkább azt mondhatjuk, hogy a piaci részesedés növelésével fokozható a termelékenység, mint hogy a termelékenység fokozásával növelhető a piaci részesedés.

A magyar szolgáltató szektorban a piaci részesedésüket növelni tudó kis- és középvállalatok növelték munkatermelékenységüket, miközben a növekedésük arát jövedelmezőségük csökkenésével fizették meg a vizsgált időszakban.

A munkatermelékenységi mutató növekedése számos tényező együttes pozitív vagy akár negatív változásának eredőjeként is kimutatható. A legkedvezőbb egyirányú pozitív változás a bruttó hozzáadott érték és az alkalmazotti létszám együttes növekedésével megvalósuló munkatermelékenység emelkedés. A szolgáltató szektor bővülése a gazdaság szereplőinek „gazdagodását” igényli, ami a foglalkoztatottak számának növelésével és/vagy az alkalmazásban állók jövedelmének növelésével valósulhat meg leginkább jelen gazdasági helyzetünkben. Ezért kiemelt figyelmet igényel a munkavállalói létszám bővülése mellett megvalósított termelékenységnövekedés alakulása.

IRODALOM

- Amir, R. – Lambson, V. E. (2000): *On the Effects of Entry in Cournot Market*. The Review of Economic Studies. Vol. 67. No. 2. 235–254.
- Bain, J. S. (1951): *Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936–1940*. The Quarterly Journal of Economics. Vol. 65. No. 3. 293–324.
- Barros, P. P. – Brito, D. – Lucena, D. (2006): *Mergers in the food retailing sector: An empirical investigation*. European Economic Review. 50. 447–468.
- Bhattacharyab, M. (2007): *Industrial performance and competition: the case of Japanese manufacturing*. Pacific Economic Review. 12(5). 619–630.
- Clarke, R. – Davies, S. – Waterson, M. (1984): *The Profitability-Concentration Relation: Market Power or Efficiency*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 32. No. 4. 435–450.
- Cleeren, K. – Dekimpe, M. G. – Verboven, F. (2006): *Competition in local-service sectors*. International Journal of Research in Marketing. 23. 357–367.
- Collins, N. R. – Preston, L. E. (1966): *Concentration and Price-Cost Margins in Food Manufacturing Industries*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 14. No. 3. 226–242.
- Cowling, K. – Waterson, M. (1976): *Price-Cost Margins and Market Structure*. Economica. New Series. Vol. 43. No. 171. 267–274.
- Demsetz, H. (1973): *Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy*. Journal of Law and Economics. Vol. 16. No. 1. 1–9.
- Domowitz, I. – Hubbard, R. G. – Petersen, B. C. (1986): *Business Cycles and the Relationship between Concentration and Price-Cost Margins*. The RAND Journal of Economics. Vol. 17. No. 1. 1–17.
- Domowitz, I. – Hubbard, R. G. – Petersen, B. C. (1988): *Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing*. The Review of Economics and Statistics. Vol. 70. No. 1. 55–66.
- Fuchs, V. R. (1961): *Integration, Concentration, and Profits in Manufacturing Industries*. The Quarterly Journal of Economics. Vol. 75. No. 2. 278–291.
- Galbreath, J. – Galvin, P. (2008): *Firm factors, industry structure and performance variation: New empirical evidence to a classic debate*. Journal of Business Research. 61. 109–117.

- Gale, B. T. (1972): *Market Share and Rate of Return*. The Review of Economics and Statistics. Vol. 54. No. 4. 412-423.
- Gisser, G. (1984): *Price Leadership and Dynamic Aspects of Oligopoly in U.S. Manufacturing*. The Journal of Political Economy. Vol. 92. No. 6. 1035-1048.
- Götz, G. – Gugler, K. (2006): *Market Concentration and Product Variety under Spatial Competition: Evidence from Retail Gasoline*. Journal of Industry, Competition and Trade. 6. 225-234.
- Halpern, L. – Körösi, G. (2001): *Efficiency and Market Share in Hungarian Corporate Sector*. Economics of Transition. 9(3). 559-592.
- Hay, D. A. – Liu, G. S. (1997): *The Efficiency of Firms: What Difference Does Competition Make?* The Economic Journal. Vol. 107. No. 442. 597-617.
- Klette, T. J. (1999): *Market Power, Scale Economies and Productivity: Estimates from a Panel of Establishment Data*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 47. No. 4. 451-476.
- Lustgarten, S. (1979): *Gains and Losses from Concentration: A Comment*. Journal of Law and Economics. Vol. 22. No. 1. 183-190.
- Mancke, R. B. (1974): *Causes of Interfirm Profitability Differences: A New Interpretation of the Evidence*. The Quarterly Journal of Economics. Vol. 88. No. 2. 182-193.
- Nevo, A. (2001): *Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry*. Econometrica. Vol. 69. No. 2. 307-342.
- Nickell, S. J. – Wadhvani, S. B. – Wall, M. (1992): *Productivity Growth in U.K. Companies, 1975-1986*. European Economic Review. 36.1055-1085.
- Nickell, S. J. (1996): *Competition and Corporate Performanc*. The Journal of Political Economy. Vol. 104. No. 4. 724-746.
- Orstein, S. I. (1975): *Empirical Uses of the Price-Cost Margin*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 24. No. 2. 105-117.
- Peltzman, S. (1977): *The Gains and Losses from Industrial Concentration*. Journal of Law and Economics. Vol. 20. No. 2. 229-263.
- Phillips, A. (1976): *A Critique of Empirical Studies of Relations Between Market Structure and Profitability*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 24. No. 4. 241-249.
- Raa, T. – Mohnen, P. (2008): *Competition and performance: The different roles of capital and labor*. Journal of Economic Behavior & Organization. Vol. 65. 573-584.
- Ripley, F. C. – Segal, L. (1973): *Price Determination in 395 Manufacturing Industries*. The Review of Economics and Statistics. Vol. 55. No. 3. 263-271.
- Rosenthal, R. W. (1980): *A Model in which an Increase in the Number of Sellers Leads to a Higher Price*. Econometrica. Vol. 48. No. 6. 1575-1579.
- Saving, T. R. (1970): *Concentration Ratios and the Degree of Monopoly*. International Economic Review. Vol. 11. No. 1. 139-146.
- Schmalensee, R. (1987): *Collusion Versus Differential Efficiency: Testing Alternative Hypothese*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 35. No. 4. (The Empirical Renaissance in Industrial Economics.) 399-425.
- Shepherd, W. G. (1972): *The Elements of Market Structure*. The Review of Economics and Statistics. Vol. 54. No. 1. 25-37.
- Stigler, G. J. (1964): *A Theory of Oligopoly*. The Journal of Political Economy. Vol. 72. No. 1. 44-61.
- Szymanski, D. M. – Bharadwaj, S. G. – Varadarajan, P. R. (1993): *An analysis of the Market Share-profitability relationship*. Journal of Marketing. Vol. 57. 1-18.
- Weiss, L. W. (1963): *Average Concentration Ratios and Industrial Performance*. The Journal of Industrial Economics. Vol. 11. No. 3. 237-254.

ENGLISH ABSTRACT

I examined the issue widely discussed in the related literature of whether higher productivity leads to lower costs resulting in a bigger market share, or perhaps it is just the other way round? Based on the calculations with the 2001–2006 figures of companies belonging to the logistics service related sectors, we could prove that productivity will/ can be increased by raising market share, but on the other hand, market share cannot be enhanced through increased productivity.