

A gazdasági világválság növelte az optimizmust?

Jáki Erika,

a Budapesti Corvinus Egyetem
tudományos segédmunkatársa
E-mail: erika.jaki@uni-corvinus.hu

Neulinger Ágnes,

a Budapesti Corvinus Egyetem
egyetemi docense
E-mail: agnes.neulinger@uni-
corvinus.hu

A szerzők a 2008-ban kezdődött gazdasági világválság egy részvényre jutó nyereség előrejelzési hibájára gyakorolt hatását vizsgálják. Az 1980-as évektől számos kutatás bizonyította, hogy az elemzők egy részvényre jutó nyereség előrejelzései (earnings per share – EPS) szisztematikusan kedvezőbb tervértéket adnak meg, mint a tényértékek, azaz általában optimisták. Más vizsgálatok azt bizonyították, hogy az EPS előrejelzési hiba bizonytalan környezetben növekszik, míg arra is számos bizonyítékot lehet találni, hogy a negatív hírek hatását az elemzők alulsúlyozzák. Mindezek következtében a gazdasági világválság hatására növekednie kellene az EPS előrejelzési hibának, mégpedig optimista irányba. A kutatás fókuszba a magyarországi tőzsdei cégek, kiegészítve azok osztrák megfelelőivel. Időhorizont tekintetében a válság előtti öt évet veti össze a válság első két és fél évével. A vizsgálat érdekes eredménye, hogy a válság előtti öt évben nem optimista, hanem pesszimista irányú volt az EPS előrejelzési hiba, míg a válságban a várakozásnak megfelelően optimista előrejelzések készültek.

TÁRGYSZÓ:
EPS-előrejelzés.
Gazdasági válság.
Pénzügyi tervezés.

Túlzott optimizmusról a pénzügyi terveknel akkor beszélünk, ha a tervadatok szisztematikusan pozitív irányban térnek el a tényadatoktól, azaz az árbevételeket felül, míg a költségeket alultervezik (Lovallo *et al.* [2007], Kahneman–Lovallo [2003], Haw–Jung–Ruland [1994], Duru–Reeb [2002]). A pénzügyi tervek hibája a jövedelmezőség viszonylatában elemezhető. Tőzsdei cégeknél az EPS-előrejelzések állnak a vizsgálat fókuszában. Az EPS (earnings per share) egy részvényre jutó nyereséget jelent (nettó eredmény/forgalomban lévő részvények száma), mely a *pénzügyi tervezés egyik formája*. Az elemzők hasonló pénzügyi modellekkel dolgoznak, mint a menedzserek a vállalati pénzügyi tervezésnél. Az EPS népszerű mutatószám a részvénytársaságok jövedelemtermelő-képességének vizsgálatához és összehasonlításához. A befektetőknek segítséget nyújt a vállalat eredményességének, terveik teljesülésének megítélésében.

Az EPS-előrejelzések¹ mindig egy adott évre vonatkoznak, akár naponta is készülhetnek. Megkülönböztetjük az egyéni, azaz az elemző által készített EPS-előrejelzéseket, és egy adott vállalatra vonatkozóan, adott időszakra készült előrejelzések átlagát, melyet „konszenzusos” EPS-előrejelzésnek neveznek. Egy részvénytársaság jövőbeni teljesítményének előrejelzésére szintén sokszor e mutatót használják. Menedzserek és elemzők is készítenek egy-egy részvénytársaságra EPS-előrejelzést egy, két, három évre előre, amelyet az elérhető információk tükrében többször módosítanak.

1. Az EPS előrejelzési hiba empirikus vizsgálati eredményei

Az EPS-előrejelzések vizsgálatára az 1980-as évektől került sor, a legelsőik közé számít Zacks [1979] kutatása, aki a részvényárfolyamokra gyakorolt hatását elemezte. Meglepődve tapasztalta, hogy az EPS-előrejelzések szisztematikusan optimisták. A következő kutatások elsősorban a fejlett ipari társadalmakban készültek, mind az EPS-előrejelzések hibáját vizsgálták és bizonyították azok szisztematikus optimizmusát:

1. Legtöbbjük az amerikai tőzsdei vállalatok EPS-előrejelzéseit elemezte (Zacks [1979], DeBondt–Thaler [1990], Dreman–Berry

¹ Az EPS-mutatóról részletesen lásd Virág *et al.* [2005].

[1995], *Clayman–Schwartz* [1994], *Easterwood–Nutt* [1999], össze-foglaló tanulmány *Brown* [1993]).

2. Néhány kutató a nyugat-európai tőzsdék vállalatainak EPS-előrejelzéseit vizsgálta (*Capstaff–Paudyal–Rees* [2001], *Beckers–Stelias–Thomson* [2004], *Becchetti et al.* [2007]).

3. *Djatej et al.* [2008], *Tan–Wang–Welker* [2011]: azt keresték, hogy az egységes számviteli rendszer (International Financial Reporting Standards – IFRS) bevezetése milyen hatással lehet az EPS-előrejelzések pontosságára, és azt találták, hogy az új számviteli rendszer növelte az elemzők pontosságát, amennyiben az elemző országában is már bevezették az IFRS-t.

A továbbiakban ezen vizsgálatok közül azokat mutatjuk be, amelyek kutatásunk szempontjából fontosabbak.

Zacks [1979] az S&P 500 index² 260 vállalatának, konszenzusos EPS-előrejelzéseit vizsgálta, abból a szempontból, hogy miként viselkedik az EPS terv-tény eltérés mértékének tükrében az árfolyam. Azok a portfóliók, amelyekben a vállalatok tényleges növekedése nagyobb volt, mint az előre jelzett, ott a részvényárfolyamok az átlagosnál jobban nőttek, mint a benchmarkadat. Ahol az EPS tervértéke nagyobb volt a ténylegesnél, ott a részvény árfolyama a piaci alatt maradt. A kutatás lényege a piaci hatékonyság bizonyítása volt, azaz, hogy az információk – EPS-előrejelzés – beépülnek az árba. Jelen cikk szempontjából *Zacks* érdekes megállapítása, hogy az EPS-előrejelzések nagy általánosságban túlzók, optimisták voltak.

DeBondt és *Thaler* [1990] 1976 és 1984 között vizsgálták az EPS-t az IBES International adatbázisa alapján, mely előrejelzéseket intézményi befektetők számára készítettek, a tényadatokat a COMPUSTAT szolgáltatta. A vizsgálatba bevont vállalatok az elmúlt 3 évben jövedelmet termeltek, decemberi éves zárásúak, az EPS-értékek 10 évre visszamenőleg, mindkét adatbázisból elérhetők. A szerzők az érték-papír-elemzők 1-2 évre vonatkozó EPS-előrejelzéseit vizsgálták, amelyekről megállapították, hogy optimisták, túlzók. Két éves időhorizontra vonatkozóan nagyobb optimizmust tapasztaltak, mint az egyéves időszakokra.

Clayman–Schwartz [1994] 399 vállalat 1982 és 1992 közötti EPS-előrejelzését havi és éves szinten³ vizsgálta. Megállapították, hogy a következő évre vonatkozó EPS-előrejelzés magasabb volt a ténylegesen realizált értéknél, és az év végéhez közeledve az előrejelzés optimizmusa, azaz a terv-tény eltérés csökkent. Ez a megállapítás (az időhorizont csökkenésével csökken az előrejelzési hiba), megegyezik *Sedor* [2002] és *DeBondt–Thaler* [1990] eredményeivel, akik azt tapasztalták, hogy az elő-

² Az S&P 500 index a legnagyobb 500 New York-i tőzsdén és a NASDAQ-on kereskedett részvényt tartalmazó értéksúlyozott index.

³ Az adatbázist a Zacks Investment Research szolgáltatta.

rejelzési időszak növekedésével nő az optimizmus. Éves szinten az év vége előtt egy hónappal még mindig 11,9 százalékos túltervezést tapasztaltak. A legnagyobb túltervezés azoknál a cégeknél volt, amelyek végül negatív eredményt realizáltak az adott időszakban. Ezzel megegyezik Sedor [2002] vizsgálati eredménye: a korábbi évek jövedelmezősége befolyásolja az elemzőket a pénzügyi tervek elkészítésében, veszteséges év után optimistább tervet készítenek, azaz a jövőre vonatkozó tervértékek meghatározásánál nem korrigálnak megfelelő mértékben. Másik érdekes vizsgálati terület, hogy az előrejelzés pontossága összefügg-e azzal, hogy hány előrejelzés alapján készült a konszenzusos EPS-terv. Clayman és Schwartz [1994] nem találtak az előrejelzés száma és pontossága között korrelációt.

Capstaff–Paudyal–Rees [2001] az EPS-előrejelzéseknél tapasztalható túlzott optimizmust vizsgálták 1987 és 1994 között, kilenc nyugat-európai országra vonatkozóan (Belgium, Franciaország, Németország, Írország, Olaszország, Hollandia, Spanyolország, Svédország). Azt feltételezték, hogy ahol volatilisabbak az EPS-előrejelzések idő és vállalkozás tekintetében, ott nehezebb az előrejelzés.⁴ A vizsgálat során 500 ezer EPS-előrejelzést hasonlítottak össze az 1987 és 1994 közötti időszakokra. Az EPS-előrejelzéseket átlagosan +16,9 százalékos előrejelzési hiba jellemezte.⁵ A spanyoloknál, a franciáknál és az olaszoknál tapasztalták a legnagyobb szisztematikus hibát, a legpontosabb előrejelzéseket az angolok, írek és a hollandok készítették (ezekben az országokban a legnagyobb a korreláció az előrejelzések és a részvényárfolyamok között). A tanulmány összességében az amerikai tanulmányokkal megegyező következtetésekre jutott.

Beckers–Stelarios–Thomson [2004] az európai elemzők által készített EPS-előrejelzések pontosságát vizsgálták 1993 és 2002 között, kiemelten a „birka” effektusra, azaz, hogy a korábbi időszak konszenzusos EPS-értékét milyen mértékben veszik figyelembe az elemzők a következő EPS-előrejelzés becslésénél.

1.1. Bizonytalanság

Számos kutatás a bizonytalanság növekedésének tervezési hibára gyakorolt hatását vizsgálta. Korai elemzések (Irwin [1953], Marks [1951]) rámutattak arra, hogy amikor a siker esélye valóban a szerencse kérdése (fej vagy írás, azaz 50-50 százalékos), akkor a legnagyobb a sikerrel szembeni várakozás. Azonban, ha a siker objektív valószínűsége csökken, akkor drasztikusan csökken az optimizmusra való hajlam.

Duru és Reeb [2002] is hasonló következtetésekre jutott: minél szélesebb egy cég kereskedelmében – árbevétel, költség – a nemzetközi felosztottság, annál optimis-

⁴ Az adatokat az Institutional Brokers Estimate System szolgáltatta a vizsgálathoz.

⁵ Húsz hónappal az év vége előtti és három hónappal az év vége utáni előrejelzéseket vizsgálták.

több pénzügyi előrejelzések készülnek. A széles körű nemzetközi kereskedelem miatt bonyolultabb az előrejelzés. Ennek egyik oka, hogy az elemzők jobban ismerik saját országukat, mint a többi országot, így azok makrokörnyezetének – politika, kultúra, vállalat versenykörnyezete, földrajzi adottságok stb. – megítélése növeli a bizonytalanságot (*Ashbaugh–Pincus* [2001]), illetve növekszik az információs aszimmetria is a menedzser és az elemző között a nyelvi nehézség miatt.

Ehhez hasonlóan, az EPS-előrejelzések esetében azoknál a cégeknél tapasztaltak nagyobb optimizmust, amelyek részvényárfolyamának a múltban nagyobb szórása volt (*Ackert–Athanasakos* [1997]). *Haw–Jung–Ruland* [1994] vizsgálatukban bizonyították, hogy összeolvadások után nő az előrejelzés optimizmusa. Az összeolvadás után a szinergiahatások jövedelemtermelésre gyakorolt hatása még ismeretlen, bizonytalan, nehezebb a jövedelem (EPS) előrejelzése. Ezen túlmenően a tőkeáttétel, illetve a diverzifikáció növekedésével is nőtt az előrejelzési hiba. Az összeolvadás általában tőkebevonással jár, ami növelheti a tőkeáttételt, illetve a két vállalat eltérő nemzetközi kereskedelme miatt nagyobbá válhat a nemzetközi felosztottság, ami szintén nehezíti az előrejelzést. Az optimizmus mértéke általában négy év után tért vissza az összeolvadás előtti szintre.

Lehavy–Feng–Merkley [2011] a 10-K-jelentések⁶ olvashatóságának hatását vizsgálták az elemzők EPS becsléseire. Úgy találták, hogy a kevésbé olvasható jelentések növelik a bizonytalanságot, ami az előrejelzések nagyobb szórásában és pontatlanságában jelenik meg. *Yeung* [2009] a számviteli jelentések és az EPS-előrejelzések felülvizsgálatának kapcsolatát vizsgálta, és bizonyította, hogy a jövedelem bizonytalansága pozitívan korrelál az elemzők EPS felülvizsgálatának mértékével.

Ali–Klein–Rosenfeld [1992] és *Klein* [1990] azt tapasztalták, hogy a veszteséges év után nagyobb az optimizmus, mint a nyereséges után, mivel nagyobb a bizonytalanság. *Sedor* [2002] ezt a jelenséget aszimmetrikus előrejelzési optimizmusnak nevezi, mivel a nyereséges éveket túlreagálják, míg a veszteséges eredményeit alul.

További bizonytalansági tényező az időhorizont, melynek növekedésével szintén nő az optimizmus (*De Bondt–Thaler* [1990], *Kadous–Krische–Sedor* [2006]). *Tan–Wang–Welker* [2011] 1998 és 2007 között 1 700 elemző cég és 40 ezer elemző előrejelzéseit 21 723 cégre, 25 országra kiterjedően vizsgálták. Céljuk annak felderítése volt, hogy a számviteli rendszer egységesítése csökkenti-e az EPS előrejelzési hibát azzal, hogy az egységes számviteli rendszer alkalmazásával csökken az előrejelzés bizonytalansága. Azt tapasztalták, hogy azok az elemzők, akik már korábban is az IFRS-rendszert használták pontosabb, míg akik nem, azok nagyobb előrejelzési hibával dolgoztak azután, hogy a cég az IFRS-t alkalmazni kezdte.

⁶ A 10-K űrlap az amerikai SEC (Securities and Exchange Commission – Tőzsdéfelügyeleti Bizottság) megkövetelt éves jelentése, mely átfogó összegzést ad a részvénytársaság teljesítményéről. A 10-K-űrlap információs hatását kvalitatív módszerrel vizsgálta *Feldman et al.* [2010].

2. Hipotézisek

A kutatás első lépése annak vizsgálata, hogy a két időszakban: 2003 és 2007, valamint 2008. szeptember 17. és 2010 között⁷ beszélhetünk-e szisztematikus optimizmusról az *EPS* előrejelzési hiba kapcsán (továbbiakban: *EPS.Err*).

H1 – A vizsgált adatbázison az *EPS* egyéni előrejelzések általában optimisták, azaz az *EPS* előrejelzési hiba nagyobb, mint nulla a 2003 és 2007 közötti időszakban.

H2 – A vizsgált adatbázison az *EPS* egyéni előrejelzések általában optimisták, azaz az *EPS* előrejelzési hiba nagyobb, mint nulla a 2008. szeptember 17. és 2010 közötti időszakban.

Ezt követi annak vizsgálata, hogy a két időszak viszonyában beszélhetünk-e arról, hogy a válság növelte⁸ az *EPS* előrejelzési hiba optimizmusát.

H3 – A vizsgált adatbázison a válság utáni években (2008. szeptember 17.–2010) az *EPS* előrejelzési hiba optimizmusa nagyobb, mint a válság előtti években (2003–2007).

3. Módszertan

Az előrejelzési hiba mérésére természetes módon alkalmazzák a következő képletet:

$$EPS_{terv(t)} - EPS_{tény(t)} = Err, \quad /1/$$

⁷ Az elemzésből kizártuk a 2008-as évre készült, 2008. szeptember 17. előtti előrejelzéseket, mivel ezen időszakban az elemzők még nem vették figyelembe a gazdasági világválság hatását, az eredményt ezek az adatok torzítják.

⁸ Számos vizsgálat készült az *EPS*-előrejelzések területén, hogy a tervezési hiba okait feltárják. Sokáig az ösztönzőket, illetve a szerkezeti (konkrétan melyik tétel okozza a túltervezést) okokat vizsgálták. Az ezredforduló környékén számos viselkedéstani (behaviorista) magyarázat jelent meg a túltervezés okait magyarázva. A kognitív gondolkodást vizsgáló kutatások egy-egy kognitív mechanizmus feltárására és annak bizonyítására törekedtek. A legátfogóbb publikáció a kognitív mechanizmusokkal kapcsolatban *Kahneman–Lovallo* [2003] cikke. A bizonytalanság növekedésével megerősödnek a kognitív mechanizmusok, melyek a túltervezésért felelősek. Azok részletes tárgyalásától eltekintünk, jelen kutatás során annak a ténynek a vizsgálatára szorítkozunk, hogy a válság okozta bizonytalan környezet hatására növekedett-e az *EPS* előrejelzési hiba.

ahol Err az előrejelzési hiba. Ha nincs szisztematikus előrejelzési hiba:

$$Err = 0.$$

Ahhoz, hogy az előrejelzési hibát különböző vállalatok, devizák esetében össze lehessen hasonlítani, a hiba relatív értékét kell meghatározni. Az előrejelzési hibát viszonyítani kell egy tetszőleges értékhez. Ennek vizsgálatára többféle módszer létezik.⁹ Jelen kutatás a tervezési hiba vizsgálatára *Capstaff–Paudyal–Rees* [2001] $EPS.Err$ definícióját /2/ alkalmazza, mivel az EPS tényértéke időszakon belül nem változik, így a hiba mértéke csak az abszolút hiba nagyságtól függ.

$$Rel.Err = \frac{EPS_{terv(t)} - EPS_{tény(t)}}{|EPS_{tény(t)}|} \quad /2/$$

Az $EPS.Err$ alakulását leíró statisztikai eszközökkel vizsgáltuk.

A $H1$ és a $H2$ elemzésére *DeBondt–Thaler* [1990] mérőfldkőnek és iskolateremtőnek számító kutatási módszerét alkalmaztuk, melynek során a hivatkozott szerzőpáros ugyanazon időszakra vonatkozó, azaz keresztmetszeti adatok segítségével regresszióanalízist végzett az EPS tényleges és prognosztizált változása között. A tényleges jövedelem relatív változását az előre jelzett jövedelem relatív változásának segítségével fejezték ki a következők szerint:

$$AC = \alpha + \beta FC, \quad /3/$$

$$AC_T = \frac{EPS_{ac(T)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T-1)}}, \quad /4/$$

$$FC_T = \frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T-1)}}, \quad /5/$$

$$\frac{EPS_{ac(T)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T-1)}} = \alpha + \beta \frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T-1)}}, \quad /6/$$

⁹ *Easterwood* és *Nutt* [1999] a relatív tervezési hibát a tervezéskor aktuális részvényárfolyamhoz viszonyította, illetve *Ashbaugh–Pincus* [2000] az év eleji árfolyamhoz, *DeBondt* és *Thaler* [1990] a megelőző időszak tényértékéhez.

ahol

AC (actual change) – a tényleges jövedelem relatív változása,
 FC (forecasted change) – az előre jelzett jövedelem relatív változása,
 T – az előre jelzett év,
 h – az előrejelzés időpontja.

Akkor pontos az előrejelzés, ha $(\alpha, \beta) = (0, 1)$, azaz az EPS-változás megfelel az előre jelzett jövedelemváltozásnak:

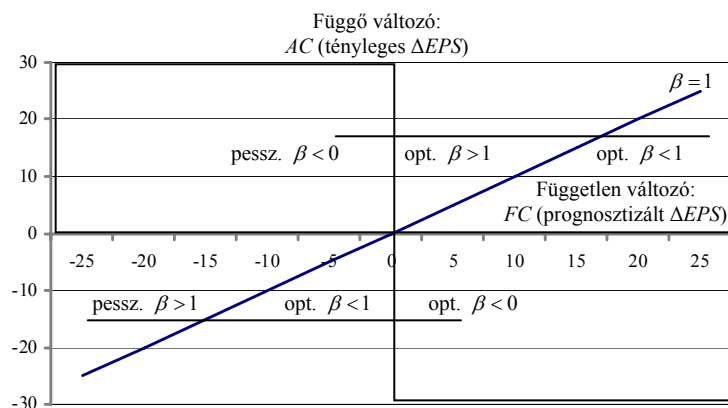
$$AC = 0 + 1 \cdot FC, \text{ azaz}$$

$$AC = FC.$$

Ha az $\alpha < 0$, akkor az előrejelzés túl optimista, ha $\alpha > 0$, akkor túl pesszimista.

DeBondt és Thaler [1990] a β értékét a következőképpen értékelték: ha $\beta < 1$, akkor az előrejelzés „túl extrém” volt, amivel a szerzők arra utaltak, hogy a ténylegesnél kedvezőbb értéket adott meg az elemző, a továbbiakban nevezzük optimistának. Ha $\beta > 1$, akkor nem volt elég „extrém”, alulbecsülte a tényértéket, azaz pesszimista volt. DeBondt és Thaler azt a hipotézist fogalmazták meg, hogy $\beta < 1$ értéket vesz fel amennyiben túlzott a prognosztizált változás (FC), azaz a tényleges növekedés annál kisebb (AC). A vizsgálatukban a β értékére koncentráltak, a hipotéziseket ennek változására fogalmazták meg. Kutatásuk bizonyította az EPS-előrejelzések optimizmusát.

1. ábra. DeBondt és Thaler [1990] képletében az α és a β értéke, valamint az előrejelzési hiba iránya



Az 1. ábrán a koordináta-rendszert metsző 45 fokos egyenes mutatja a pontos előrejelzésre fektetett lineáris egyenest. Optimista előrejelzések esetén az egyenes párhuzamosan lefele tolódik el, ekkor $\alpha < 0$. Ha pesszimista előrejelzések készülnek, akkor ezzel ellentétesen $\alpha > 0$. Amennyiben nem párhuzamosan tolódik el, akkor β értéke változik. Optimista előrejelzések esetén $\beta < 1$, míg pesszimista előrejelzések $\beta > 1$ értéket vesz fel. Az értékelésnél problémát okozhat, ha $\alpha < 0$ és $\beta > 1$ vagy $\alpha > 0$ és $\beta < 1$ értéket vesz fel. Ilyenkor meg kell keresni a kapott egyenes és a 45 fokos egyenes metszéspontját. Ahol az egyenes a 45 fokos egyenes alatt van, ott optimista, míg ahol felette, ott pesszimista előrejelzések készültek. Ez így jelentősen bonyolítja az eredmények értékelését, ezért a kutatók DeBondt és Thaler gyakorlatát követve β értékére koncentráltak, mely gyakorlatot az eredmények értékelésénél részben mi is átvettünk, azonban mi röviden α értékére is kitérünk.

Kutatásuk szempontjából nagyobb jelentőséggel bír, hogy az EPS-előrejelzések pontosságának vizsgálatában a regresszióanalízis alkalmazása újdonságnak számított. A publikáció után a lineáris regresszió kedvelt vizsgálati módszerre vált az EPS-előrejelzések elemzésében. DeBondt és Thaler [1990] az amerikai tőzsdei vállalatok-ra készült EPS-előrejelzéseket vizsgálták az 1976 és 1984 közötti időszakban.

Capstaff–Paudyal–Rees [2001] elvégezték ugyanezt a vizsgálatot kilenc nyugat-európai országra, 1987 és 1994 közötti időszakra, mely alapján mind a leíró statisztika, mind a β és az α értéke megerősítette az előrejelzések optimizmusát.

Capstaff–Paudyal–Rees [2001] vizsgálatukban egy másik módszert is alkalmaztak az *EPS.Err* elemzésére. A naiv előrejelzést használták viszonyítási alapként. A naiv előrejelzésnél a tervérték megegyezik az előző időszak tényértékével.

$$EPS_{terv(T)} = EPS_{tény(T-1)} \quad /7/$$

A szerzők azt vizsgálták, hogy az elemzők az előrejelzéseiket lefele korrigálják-e a tényadat közlésének időpontjához közeledve, ezzel tovább erősítve a szisztematikus optimizmus tényét.

$$\frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{fc(T,h-1)}}{EPS_{ac(T)}} = \alpha + \beta \left(\frac{EPS_{fc(T,h-1)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} \right) + \varepsilon \quad /8/$$

Amennyiben az előrejelzés pontos, akkor nincs szükség korrekcióra, így $\beta = 0$. Abban az esetben, ha a korábbi előrejelzést az információk tükrében túl optimistának ítélné az elemző, akkor azt lefelé korrigálja, így a $\beta < 0$, míg ha úgy gondolja, pesszimista előrejelzést készített, akkor felfele korrigálja: $\beta > 0$.

A /8/-as képletben a β értéke egyrészt nehezen értelmezhető, továbbá a vizsgálat során kiderült, hogy nincs lineáris kapcsolat a változók között. (Lásd a 6. és a 7. ábrát.)

/9/-ben a függő változó is az előre jelzett változást mutatja, a képlet hasonlóan a korrekció mértékét vizsgálja. Ebben az esetben az α és a β értéke a DeBondt és Thaler képletéhez hasonlóan értékelhető, azaz $(\alpha, \beta) = (0, 1)$ értéke a felülvizsgálat hiányát mutatja, $\alpha < 0$ és $\beta < 1$ értéke a lefele módosításra, míg $\alpha > 0$ és $\beta > 1$ értéke a korábbi elemzés felfele korrigálására utal.

$$\frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} = \alpha + \beta \left(\frac{EPS_{fc(T,h-1)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} \right) + \varepsilon \quad /9/$$

4. Adatbázis

A kutatás keresztmetszetben három magyar és négy osztrák vállalatot vizsgál. A Budapesti Értéktőzsdén 72 kibocsátót jegyeznek, azonban csak három cég részvényeinek tőzsdei kereskedelme eléggé likvid ahhoz, hogy az elemzőknek érdemes legyen EPS-előrejelzést készíteni, ezért a magyar vállalatok osztrák megfelelőit is bevontuk a vizsgálatba.

Az EPS-tervadatokat a Factset-en¹⁰ keresztül értük el, törekedtünk a legtágabb időintervallum lefedésére, így lekértük az összes 1998 és 2010 közötti EPS-előrejelzést, ezek közül azokat vettük figyelembe, amelyek a célévet megelőző 15 hónapban, illetve az azt követő 3 hónapban készültek. Az adatokat 63 elemző cég készítette anyavállalata származási országa alapján, 21 országból. Jellemzően 2002 és 2010 közötti időszakra voltak elérhetőek az előrejelzések. A MATAV-ra és a MOL-ra vonatkozóan már 1998-tól több előrejelző cég is készített EPS-beclést, az OTP-re 2000-től, míg az osztrák cégekre a legkorábbi az OMV-előrejelzés volt 1999-ben, a Raiffeisenről azonban csak 2005-től készültek becslések. A 2001-es évet kisebb válság jellemezte, és több vizsgálatunkban szükség van a $T - 1$ év tényértékére, amit a válság okozta visszaesés torzítana. A kompenzált EPS-tényadatokat a Bloomberg¹¹ adatbázison keresztül kértük le. Hiányzó értékek esetén a Budapesti Értéktőzsde honlapjának éves jelentéseiből vettük át a hízítatlan¹² EPS-tényadatokat.

¹⁰ FactSet-et 1978-ban alapította Howard Wille és Charles Snyder, fő tevékenysége pénzügyi adatok gyűjtése és elemzése. További információ a cég honlapján érhető el: www.factset.com.

¹¹ A Bloomberg vezető üzleti és pénzügyi információs hírportál.

¹² Az EPS-tényérték számításánál a hízítás azt jelenti, hogy a nettó eredmény összege és a részvények száma korrigálásra kerül olyan tényezőkkel, amelyek tükrözik a potenciálisan kibocsátható törzsrészvények hatását. A hízított érték minden esetben alacsonyabb, mint a hízítatlan. A hízítás célja, hogy bemutassa azt a legrosszabb esetet, amely bekövetkezhet a törzsrészvényesek számára, ha a potenciális törzsrészvények kibocsátására kerülnek.

Az említett okok miatt a vizsgálatból kizártuk a 1998 és 2002 közötti évekre készült EPS-előrejelzéseket, a 2003–2010 közötti becsléseket vizsgáltuk, ezt az időszakot további két periódusra bontottunk. Megkülönböztettük a válság előtti recessziótól mentes, „nyugodt” öt évet (2003–2007). A másik, a Lehman Brother bukása, mint a válság kezdetének egy kijelölt időpontja utáni időszak (2008–2010). A gazdasági világválság, amennyiben egy időponthoz köthető, akkor az elfogadott nézet szerint „Magyarországon a Lehman Brother bukását követően, 2008 októberében alakult ki...” (*Banai–Király–Nagy* [2010] 105. old.). A nemzetközi irodalom is nagy jelentőséget tulajdonít a pénzügyi cég bukásának: „A válság 2008 szeptemberében a Lehman Borthor bukása után vált akuttá, mivel ez az esemény lerombolta azt a pénzügyi piacokon elterjedt hitet, hogy a kormány nem engedi, hogy egy nagy jelentőségű pénzügyi intézetet csődbe menjen. Ez az esemény drasztikusan megnövelte a hitelezési kockázat értelmezését a pénzügyi piacok szereplői között.”¹³ (*Allen–Moessner* [2011] 184. old.)

A vizsgált előrejelzések száma (továbbiakban *N*) 2 793, melyből 1 045 magyar és 1 748 osztrák cég. A vizsgálat három iparágat érintett: a telekommunikációt (*N* = 752), az olajipart (*N* = 943) és a bankszektort (*N* = 1098).

1. táblázat

Adatbázis elemszáma vállalatanként és évenkénti bontásban

| Cég | 2003. | 2004. | 2005. | 2006. | 2007. | 2008. | 2009. | 2010. | Összes |
|---------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|-------------|
| | év | | | | | | | | |
| Matáv | 32 | 43 | 41 | 34 | 34 | 35 | 37 | 30 | 286 |
| TKA | 34 | 51 | 53 | 45 | 62 | 67 | 81 | 73 | 466 |
| <i>Együtt</i> | <i>66</i> | <i>94</i> | <i>94</i> | <i>79</i> | <i>96</i> | <i>102</i> | <i>118</i> | <i>103</i> | <i>752</i> |
| MOL | 34 | 43 | 51 | 58 | 50 | 43 | 55 | 53 | 387 |
| OMV | 53 | 61 | 67 | 68 | 59 | 70 | 93 | 85 | 556 |
| <i>Együtt</i> | <i>87</i> | <i>104</i> | <i>118</i> | <i>126</i> | <i>109</i> | <i>113</i> | <i>148</i> | <i>138</i> | <i>943</i> |
| OTP | 29 | 46 | 46 | 46 | 36 | 51 | 59 | 59 | 372 |
| RBI | | | 13 | 31 | 42 | 55 | 45 | 52 | 238 |
| EBS | 35 | 54 | 57 | 60 | 60 | 72 | 76 | 74 | 488 |
| <i>Együtt</i> | <i>64</i> | <i>100</i> | <i>116</i> | <i>137</i> | <i>138</i> | <i>178</i> | <i>180</i> | <i>185</i> | <i>1098</i> |
| <i>Összes</i> | <i>217</i> | <i>298</i> | <i>328</i> | <i>342</i> | <i>343</i> | <i>393</i> | <i>446</i> | <i>426</i> | <i>2793</i> |
| Magyar cég | | | | | | | | | 1045 |
| Osztrák cég | | | | | | | | | 1748 |

¹³ „The crisis became acute after the failure of Lehman Brothers in September 2008, which destroyed the widespread belief in financial markets that governments would not allow any systemically important financial institution to fail, and thereby dramatically heightened perceptions of credit risk among trading counterparties in financial markets.”

Az elemzésből kizártuk a 2008-ra készült, 2008. szeptember 17. előtti előrejelzéseket, mivel ezen időszakban az elemzők még nem vették figyelembe a gazdasági világválság hatását, az eredményt ezek az adatok torzíthatják. A nemzetközi szakirodalomnak megfelelően kiugró adatoknak tekintettük a 200 százalék feletti EPS-előrejelzési hibát, és ezeket szintén kihagytuk az elemzésből.

Földrajzilag a vizsgálat a három magyar (Magyar Telekom NyRt. (MATAV), Magyar Olaj és Gázipari NyRt. (MOL), OTP Bank NyRt. (OTP)) és négy osztrák (Telekom Austria AG (TKA), OMV AG (OMV), Raiffeisen Bank International AG (RBI), Erste Group Bank AG (EBS)) cégre készült EPS-előrejelzéseket elemzi.

Korábbi kutatásoktól eltérően – melyek az EPS-bebecsléseknél bizonyították a tervezési hiba szisztematikus optimizmusát – az általunk végzett vizsgálat mind időintervallumban (2003–2010), mind földrajzilag (Magyarország és Ausztria) eltér. Az adott időszakban a vállalatokra készült összes EPS-előrejelzést, azaz a teljes sokaságot vizsgáltuk.

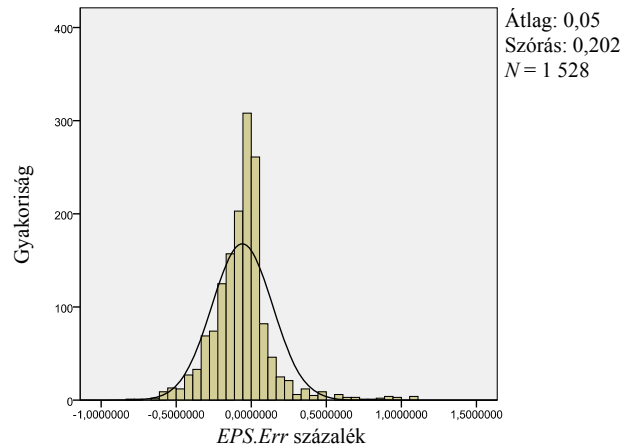
5. Eredmények

Először a leíró statisztika eredményeit mutatjuk be az *EPS.Err* 2003–2007 és 2008–2010 közötti éveire. A válság előtti időszakra meglepő módon pesszimista előrejelzések készültek. Ezt követi a regresszióanalízis-vizsgálat eredménye és értékelése. A harmadik hipotézis az első és a második hipotézis vizsgálati eredményeinek összevetéséből következik. A két időszak *EPS.Err* átlaga szignifikánsan különbözik.

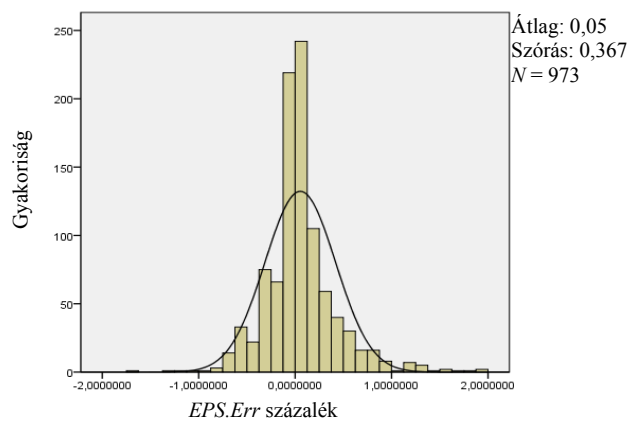
5.1. Leíró statisztika

A 2. ábra a leíró statisztikai eredményeket mutatja. Szembetűnő, hogy a várakozásokkal ellentétben 2003 és 2007 között a tervezési hiba átlaga – terv- és tényérték eltérése – százalékosan értelmezve $-5,93$ százalék, azaz az EPS-előrejelzések pesszimisták a vizsgált időszakban. Az eredményt megerősíti a medián $-4,94$ százalékos értéke, azonban a módusz 0 százalék, ami azt jelenti, hogy a legtöbb becslés pontos volt. Az *EPS.Err* a normál eloszláshoz képest csúcsosabb (excess kurtózis)¹⁴, ami a 0 százalékos értékek nagy számából adódik. Az eloszlás balra elnyúló, ami szintén az előrejelzési hiba negatív irányú eltolódására utal.

¹⁴ A kurtózis mutató az SPSS programban többlet (excess) kurtóziként jelenik meg, értéke a normális eloszlás esetén 0 , attól eltérő esetekben pedig pozitív, illetve negatív. A későbbiekben a kurtózis, azaz csúcsosság fogalmát minden esetben eszerint használjuk. A nyers és többlet kurtózis közötti különbségről lásd Hunyadi [2009] tanulmányát.

2. ábra. Az *EPS.Err* eloszlása 2003 és 2007 között

A 2008 és 2010 közötti időszak ezzel ellentétes, az előrejelzési hiba átlaga +5,29 százalék, mediánja +1,32 százalék, a módusz szintén 0 százaléknál van. Az *EPS*-hibák szórása másfélszeresére nőtt a 2003–2007 időszzakkal összehasonlítva (0,2019-ről 0,3668-ra), ami a bizonytalanság növekedésével magyarázható. Ennek megfelelően a terjedelem is 1,9027-ről 3,5657-re nőtt. Ebben az időszakban is az *EPS.Err* a normál eloszláshoz képest csúcsosabb. Az eloszlás azonban ebben az esetben jobbra elnyúló, ami az előrejelzési hiba pozitív irányú eltolódására utal.

3. ábra. Az *EPS.Err* eloszlása 2008 és 2010 között

Mindkét időszakban kiemelkedő a csúcosság értéke, ami a vizsgált mutató esetében elfogadható, hiszen a becslült érték és a tényérték közötti különbséget vizsgáljuk. Az EPS-becslések a jelek szerint jellemzően nulla körül vannak, ezért ilyen nagy a csúcosság értéke mindkét időszakban.

A két időszak leíró statisztikai eredményeit mutatja összefoglalóan a következő táblázat.

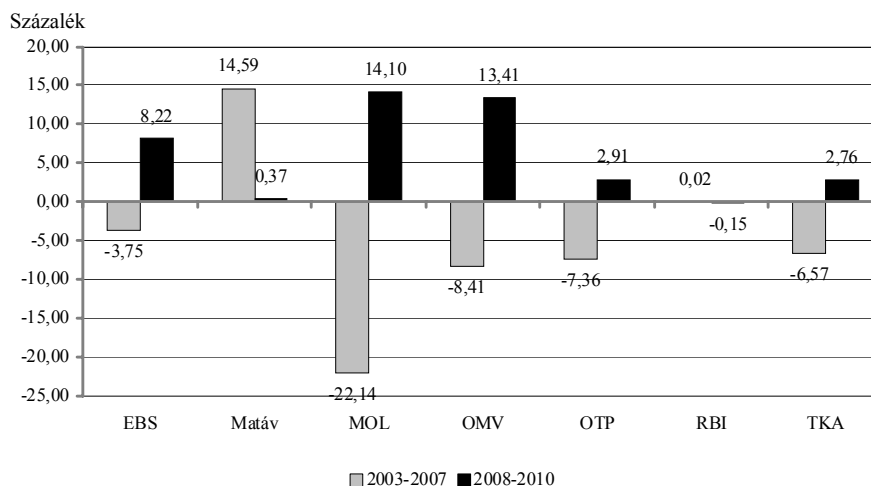
2. táblázat

Szisztematikus hiba, leíró statisztika

| Mutató | EPS-előrejelzés tervezési hibája | |
|-----------------------|----------------------------------|-----------|
| | 2003–2007 | 2008–2010 |
| Átlag (százalék) | -5,93 | 5,29 |
| Szórás | 0,0052 | 0,0118 |
| Medián (százalék) | -4,94 | 1,32 |
| Módusz (százalék) | 0,00 | 0,00 |
| Ferdeség | 1,2698 | 0,8896 |
| Csúcosság | 6,6116 | 4,1512 |
| Terjedelem (százalék) | 190,27 | 356,57 |
| Minimum (százalék) | -79,56 | -163,64 |
| Maximum (százalék) | 110,71 | 192,93 |
| Elemszám | 1528 | 973 |

A 2. táblázatban található adatok alapján megállapítható a két időszak átlaga közötti eltérés, mely szerint a válság előtti időszakban az átlag tekintetében nullánál kisebb, pesszimista előrejelzések készültek, míg a válság alatt nullánál nagyobb, azaz optimista becslések.

Érdeemes megnézni, hogy a vállalatoknál külön-külön is hasonló tendenciát tapasztalunk-e. A 4. ábra vállalati bontásban mutatja, hogyan alakult az *EPS* előrejelzési hiba 2003–2007 és 2008–2010 között a vizsgált vállalatoknál. A 2003–2007-es időszakban két vállalatnál volt pozitív az *EPS* előrejelzési hiba, a Matávnál és a Raiffeisen Banknál, a másik öt vállalat esetében negatív volt az *EPS.Err* ebben az időszakban. A 2008 és 2010 között években is azt tapasztaljuk, hogy a válság hatására öt vállalatnál pozitív lett az *EPS.Err*, míg a Matáv esetében közel nulla és a Raiffeisen Bankra vonatkozóan pesszimista előrejelzések készültek.

4. ábra. Az *EPS.Err* vállalati bontásban, a 2003–2007 és 2008–2010 időszakok összehasonlítása

Az előrejelzési hibák szórásából következtetni lehet az előrejelzési környezet bizonytalanságára. A 3. táblázatban jól látszik, hogy a két kiugró vállalat, azaz a Matáv (*EPS.Err* standard szórása = 0,2897) és a Raiffeisen Bank (*EPS.Err* standard szórása = 0,2613) esetében voltak a legbizonytalanabbak az elemzők.

3. táblázat

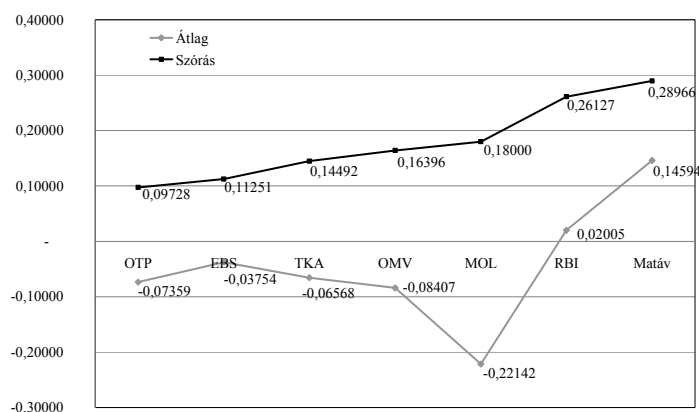
Az *EPS* előrejelzési hiba átlaga és szórása vállalati bontásban (százalék)

| Cég | 2003–2007 | | 2008–2010 | |
|-------|-----------|--------|-----------|--------|
| | Átlag | Szórás | Átlag | Szórás |
| EBS | -3,75 | 11,25 | 8,22 | 30,24 |
| Matáv | 14,59 | 28,97 | 0,37 | 15,47 |
| MOL | -22,14 | 18,00 | 14,10 | 51,57 |
| OMV | -8,41 | 16,40 | 13,41 | 30,49 |
| OTP | -7,36 | 9,73 | 2,91 | 26,11 |
| RBI | 2,00 | 26,13 | -14,54 | 53,22 |
| TKA | -6,5 | 14,49 | 2,76 | 29,65 |

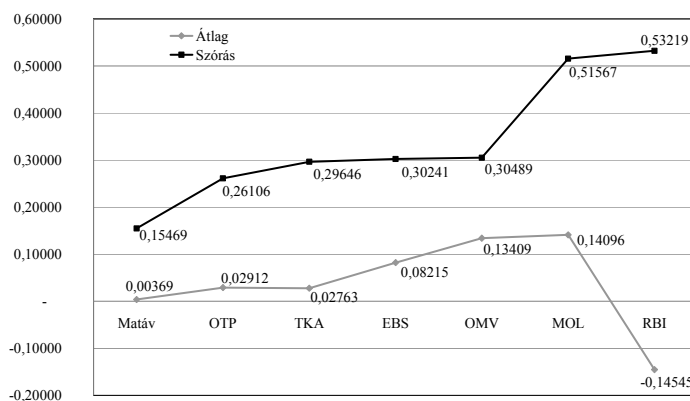
Az 5. ábra bemutatja, hogyan alakul az *EPS* előrejelzési hiba az *EPS.Err* szórás növekedésével a 2003 és 2007 közötti időszakban. Az előrejelzési hiba szórása az OTP esetében a legkisebb 0,0973, míg a Matáv és a Raiffeisen Bank után a MOL

következik 0,18-as szórással, de $-0,22142$ *EPS* előrejelzési hibával. Érdekes, hogy a szórás tekintetében középen helyezkedik el a két olajipari vállalat (a MOL és az OMV), ezek esetében az *EPS.Err* „leszakadva” a MOL-nál mutatja a legmagasabb értéket. A bizonytalanság forrásának meghatározásához további elemzések lennének szükségesek, melyre e cikk keretein belül nem térünk ki. Annyit azonban érdemes észrevenni, hogy a szórást tekintve a két olajipari vállalat közel helyezkedik el egymáshoz, hasonlóan az OTP és az Erste Bankhoz, a Raiffeisen Bankot viszont jóval nagyobb szórás, és így előrejelzési bizonytalanság jellemezi.

5. ábra. A standard szórás növekedése és az *EPS.Err* változása 2003 és 2007 között



6. ábra. A standard szórás növekedése és az *EPS.Err* változása 2008 és 2010 között



A válság alatti időszakban (2008–2010) a MOL (0,51567) és az OMV (0,30489) a szórás alapján megint egymás mellett szerepelnek, ám a MOL esetében az előrejel-

zési hiba szórása több mint másfélszerese az OMV-re készültnek. A Matávot a 2003–2007-es időszakhoz képest alacsonyabb szórás jellemzi, és ebben az időszakban ez a legalacsonyabb, a Matáv előrejelzési hibája 0,00369-es, ami szinte pontosnak nevezhető. A Raiffeisen *EPS* előrejelzési hiba szórása azonban még mindig a legnagyobb (0,53219), és a többi céggel ellentétben negatív irányú előrejelzési hiba jellemzi.

Összességében a Matáv *EPS* előrejelzését a válság és az általános gazdasági környezet kevésbé befolyásolta, mint a többi vállalatot. A Raiffeisen Bankra vonatkozó előrejelzések nemcsak a többi vállalatra készülttől különböznek, hanem a másik két bank előrejelzéseivel sem mutatnak azonos tendenciát. Ebben az esetben valószínűleg a Raiffeisen Bankra jellemző egyedi okok vannak a háttérben.

H1-t visszautasítjuk, mivel a 2003–2007-es időszakban az *EPS*-előrejelzések átlaga szignifikánsan pesszimista volt.

H2-t elfogadjuk, mivel a 2008 és 2010 közötti időszakban az *EPS.Err* optimista irányú mind az átlag, mind a medián tekintetében.

5.2. Regressziós analízis

A 4. táblázat három regresszióanalízis eredményét mutatja be. *DeBondt és Thaler* [1990] a prognosztizált és a tényleges ΔEPS közötti kapcsolatot elemzi, míg az *EPS*-előrejelzések felülvizsgálatát *Capstaff–Paudyal–Rees* [2001] és az általunk javított képlet is vizsgálja.

4. táblázat

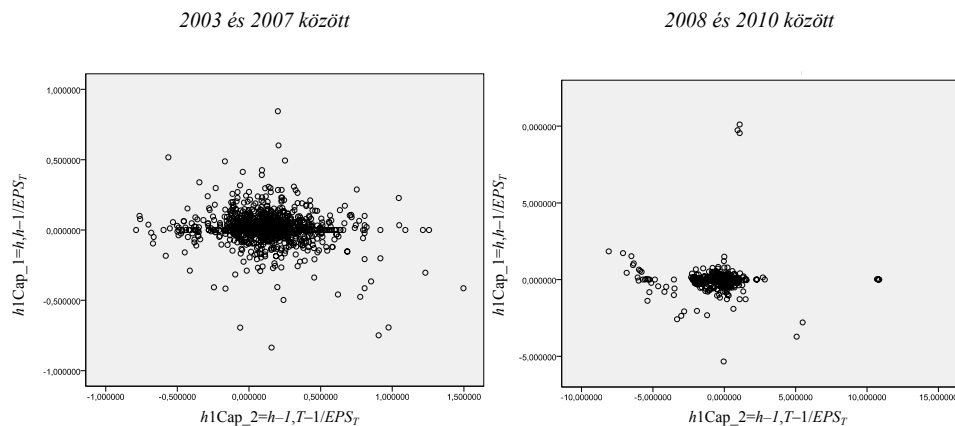
A regresszióanalízisek eredményei

| Mutató | <i>DeBondt–Thaler</i> [1990] | | <i>Capstaff et al.</i> [2001] | | <i>Jáki–Neulinger</i> | |
|----------------------------|------------------------------|-----------|-------------------------------|-----------|-----------------------|-----------|
| | 2003–2007 | 2008–2010 | 2003–2007 | 2008–2010 | 2003–2007 | 2008–2010 |
| α | 0,122 | 0,091 | 0,018 | –0,015 | 0,018 | –0,015 |
| <i>t</i> -próba | 9,160 | 4,532 | 5,732 | –0,642 | 5,732 | –0,642 |
| Szignifikancia | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,521 | 0,000 | 0,521 |
| β | 1,044 | 0,983 | –0,061 | –0,010 | 0,939 | 0,990 |
| <i>t</i> -próba | 110,499 | 49,748 | –5,148 | –0,631 | 78,713 | 64,615 |
| Szignifikancia | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,529 | 0,000 | 0,000 |
| R^2 (százalék) | 88,89 | 71,82 | 1,94 | 0,05 | 82,20 | 82,69 |
| <i>N</i> | 1528 | 973 | 1344 | 876 | 1344 | 876 |
| Pearson korreláció | 0,943 | 0,847 | –0,139 | –0,021 | 0,907 | 0,909 |
| Szignifikancia (kétoldali) | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,529 | 0,000 | 0,000 |

A DeBondt és Thaler [1990] által alkalmazott függő és független változó között a Pearson-féle korrelációs együttható értéke igen magas mind a két időszakban, 2008–2007 között 0,943, míg 2008–2010 között 0,847. A lineáris regresszióanalízis megerősíti ezeket az eredményeket. 2003–2007 között az $\alpha = 0,122$ és a $\beta = 1,044$ értéke pesszimista előrejelzésekre utal. A válság utáni időszak megítélése nem ilyen egyszerű, mivel $\alpha = 0,091$ értéke közel 0, de még mindig pozitív, szemben a korábbi vizsgálatok negatív értékével. A $\beta = 0,983$ értéke azonban enyhe optimizmusra utal. Tekintve, hogy a leíró elemzés is enyhe fokú optimizmust mutatott, így a β 1 körüli és az α 0 körüli értéke elfogadható.

Capstaff–Paudyal–Rees [2001] függő és független változója között azonban nagyon alacsony a Pearson-féle korrelációs együttható értéke: 2003–2007 között $-0,139$, míg 2008–2010 között $-0,021$, és ezen időszakban nem is szignifikáns. Összességében a függő (korrekció mértéke) és a független (FC) változó között nincs kapcsolat, mindezt a változók pontdiagram ábrázolása is megerősíti. (Lásd a 7. ábrát.) A szerzők módszertanának megismétlésével készült vizsgálatok eredményei a változók közötti korreláció hiánya miatt nem értékelhetők. Ez az eredmény azért érdekes, mert a cikkben alkalmazott vizsgálati módszertan és következtetések az adott területen elfogadottak és sokat idézettek.

7. ábra. Capstaff–Paudyal–Rees [2001] függő és független változója



Capstaff–Paudyal–Rees [2001] a felülvizsgálat mértékét elemezte, azaz, hogy az elemzők az előrejelzéseiket korrigálják-e a tényadat közzétételének időpontjához közeledve. Viszonyítási alapként a számlálóban a naiv előrejelzést, az előző időszak EPS tényértékét ($EPS_{ac(T-1)}$) alkalmazták. A nevezőben a korábbi, azaz $T-1$ időszak EPS tényértéke szerepelt ($EPS_{ac(T-1)}$).

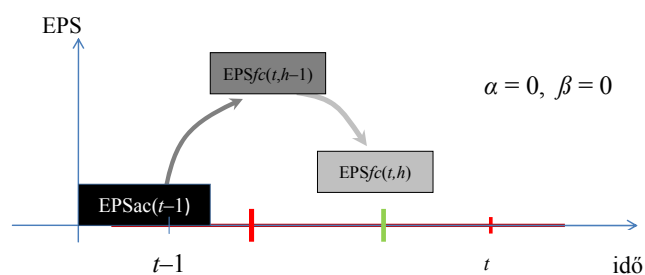
$$\frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{fc(T,h-1)}}{EPS_{ac(T)}} = \alpha + \beta \left(\frac{EPS_{fc(T,h-1)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} \right) + \varepsilon \quad /8/$$

A független változó csak a nevezőben különbözik *DeBondt* és *Thaler* [1990] független változójától.

$$FC_T = \frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T-1)}} \quad /5/$$

A függő változóban azonban a korábbi előrejelzéshez viszonyítja a változást, ami a korreláció hiányának oka lehet.

8. ábra. *Capstaff–Paudyal–Rees* [2001] regressziós vizsgálatának ábrázolása

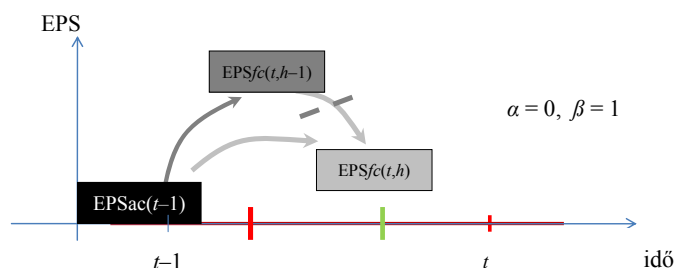


A változók közötti korrelációs kapcsolat erősítése céljából megváltoztattuk a függő változót, ami a /8/ képletben a korábbi előrejelzés ($EPS_{fc(T,h-1)}$), esetünkben azonban a független változóhoz hasonlóan az előző időszak *EPS* tényértéke ($EPS_{ac(T-1)}$), azaz a naiv előrejelzés. Ezzel a változtatással közelítünk *DeBondt–Thaler* [1990] vizsgálatához, csupán nem az *EPS*-előrejelzés pontosságát, hanem a felülvizsgálatot vesszük górcső alá, mivel a függő változóban az elemző következő előrejelzése található.

$$\frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} = \alpha + \beta \left(\frac{EPS_{fc(T,h-1)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} \right) + \varepsilon \quad /9/$$

A képletben végzett változtatásokat a 9. ábra szemlélteti. Itt a nyíl az $EPS_{fc(T,h)}$ -re – a 8. ábrával ellentétben – nem az $EPS_{fc(T,h-1)}$ -ből, hanem az $EPS_{ac(T-1)}$ mutat.

9. ábra. Saját regressziós vizsgálat

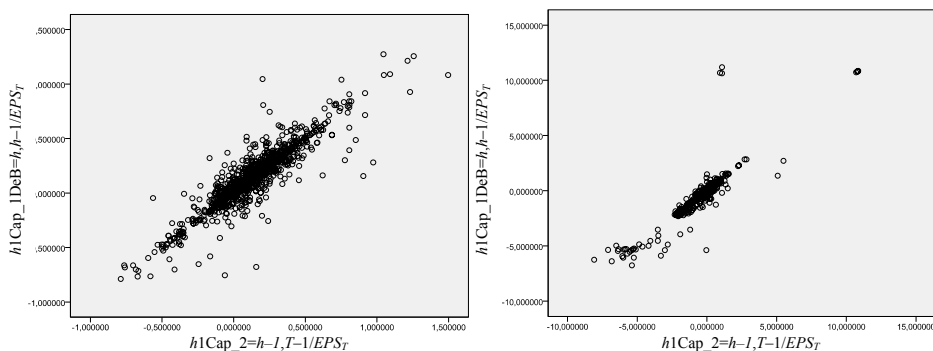


Az α és a β értelmezése így megegyezik DeBondt és Thaler [1990] együttthatóinak értelmezésével. Amennyiben az elemző csökkentette az előrejelzett EPS értékét a korábbi előrejelzéséhez képest, akkor a $\beta < 1$, míg ha növelte, akkor $\beta > 1$ értéket vesz fel. Az így definiált függő és független változó között egyértelmű a lineáris kapcsolat. A Pearson-féle korrelációs együtttható értéke igen magas mind a két időszakban, 2003–2007 között 0,907, míg 2008–2010 között 0,909 (lásd az 4. táblázatot), melyet a következő pontdiagramok is megerősítenek (lásd a 10. ábrát).

10. ábra. A szerzők függő és független változója

2003 és 2007 között

2008 és 2010 között



Az eredmények értékelése azonban nem könnyű. A 2008–2010 közötti időszak $\alpha = -0,015$ és $\beta = 0,99$ értéke arra utal, hogy szinte nem is korrigáltak az elemzők vagy csak minimálisan lefelé. 2003 és 2007 között az $\alpha = 0,018$ érték enyhe felfele korrigálásra, míg a $\beta = 0,939$ együtttható enyhe lefele korrigálásra utal, így nem lehet egyértelműen eldönteni, hogy mely irányba korrigáltak az elemzők. A felülvizsgálat mértékét könnyebb értelmezni Capstaff–Paudyal–Rees [2001] függő változójának leíró statisztikai elemzésével.

$$\frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{fc(T,h-1)}}{EPS_{ac(T)}} \quad /10/$$

5. táblázat

Capstaff–Paudyal–Rees [2001] függő változójának
leíró statisztikája

| Mutató | 2003–2007 | 2008–2010 |
|-----------------------|-----------|-----------|
| Átlag (százalék) | 1,06 | 1,33 |
| Szórás | 0,1042 | 0,7006 |
| Medián (százalék) | 0,00 | 0,00 |
| Módusz (százalék) | 0,00 | 0,00 |
| Ferdeség | -0,7239 | 8,5071 |
| Csúcsosság | 15,2020 | 136,3263 |
| Terjedelem (százalék) | 167,99 | 1544,81 |
| Minimum (százalék) | -83,58 | -533,87 |
| Elemszám | 1344 | 876 |

A felülvizsgálat mértéke 2003 és 2007 között pozitív irányú (ami pesszimista előrejelzések készítésekor várható), míg 2008–2010 között negatív irányú (az *EPS.Err* pozitív irányú). A felülvizsgálat szórása hétszeresére növekedett a válság utáni időszakban (10,42-ről 70 százalékra), a bizonytalanság hatására az elemzők sokat változtattak az előrejelzéseiken. Ezt erősíti meg a felülvizsgálatok terjedelme is, mely 167,99-ről 1544,81 százalékra nőtt.

Összességében a regressziós analízis megerősítette a leíró statisztika eredményeit, azaz a válság előtti öt évben az *EPS.Err* pesszimista, míg a válság éveiben optimista volt.

*

A cikkünkben azt vizsgáltuk, hogy a 2008-as gazdasági világválság hogyan hatott a magyar és osztrák tőzsdei cégekre készült egy részvényre jutó nyereség előrejelzési hibáira. Két időszakot definiáltunk: a válság előtti öt évet (2003–2007), valamint a válság (a Lehman Brother bukásától számítottuk) első két és fél évét (2008–2010).

Az EPS-előrejelzéseknél számos kutatás bizonyította az *EPS* előrejelzési hiba szisztematikus optimizmusát. Az *EPS* előrejelzési hiba optimizmusa bizonytalan környezetben, továbbá a negatív hírek alulreagálása miatt is növekedhet. A 2008-as gazdasági világválság azon túl, hogy komoly negatív hír volt mindenki számára, je-

lentős bizonytalanságot hozott a gazdasági életbe. Az elemzőknek bizonytalan környezetben kellett a számos negatív információt beépíteni az EPS-előrejelzésükbe. A kutatás valós környezetben vizsgálta a negatív hírek és a bizonytalanság hatását az EPS előrejelzési hiba irányára és mértékére, amire korábbi kutatásokban tudomásunk szerint még nem volt példa.

A kutatás egyik érdekes eredménye, hogy a 2003–2007 közötti időszakra a korábbi kutatási eredményekkel ellentétben szisztematikus pesszimizmust tapasztaltunk az EPS előrejelzési hiba mértékére. Érdeemes lenne a mögöttes okokat további vizsgálattal feltárni.

A válság éve alatt pozitív irányú volt az EPS előrejelzési hiba mértéke, így a második hipotézist fogadtuk el. A harmadik hipotézist is elfogadtuk, mivel a válság hatására nőtt az EPS előrejelzési hiba optimizmusa, azaz a válság előtti évekkkel ellentétben a tervértékek rendre kedvezőbbek voltak, mint a tényértékek.

A kutatást érdemes lenne kiterjeszteni Európára, például kelet-közép-európai és a nyugat-európai országokra, és a két régiót összehasonlítani. Másik lehetőség a kutatás kiterjesztése az olajipari vállalatokra, vizsgálni az olajár-emelkedés – mint a vállalat jövedelemtermelése szempontjából pozitív hír – hatását az EPS előrejelzési hibára. Érdekes lehetőség lenne a 2011-es és az azt követő évekre is megismételni a fenti vizsgálatokat.

Irodalom

- ALI, A. – KLEIN, A. – ROSENFELD, J. [1992]: Analysts' Use of Information about Permanent and Transitory Earnings Components in Forecasting Annual EPS. *Accounting Review*. Vol. 67. No. 1. pp. 183–198.
- ACKERT, L. F. – ATHANASSAKOS, G. [1997]: Prior Uncertainty, Analyst Bias, and Subsequent Abnormal Returns. *Journal of Financial Research*. Vol. 20. No. 2. pp. 263–274.
- AGANS, R. P. – SHAFFER, L. S. [1991]: The Hindsight Bias: The Role of the Availability Heuristic and Perceived Risk. *Basic & Applied Social Psychology*. Vol. 15. No. 4. pp. 439–449.
- ALLEN, W. A. – MOESSNER, R. [2011]: The International Liquidity Crisis of 2008–2009. *World Economics*. Vol. 12. No. 2. pp. 183–198.
- ASHBAUGH, H. – PINCUS, M. [2001]: Domestic Accounting Standards, International Accounting Standards, and the Predictability of Earnings. *Journal of Accounting Research*. Vol. 39. No. 3. pp. 417–434.
- BANAI Á. – KIRÁLY J. – NAGY M. [2010]: Az aranykor vége Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*. LVII. évf. 2. sz. 105–131. old.
- BECCHETTI, L. – HASAN, I. – SANTORO, M. – ANANDARAJAN, A. [2007]: Analysts' Forecasts: Why are They Biased? *Journal of Corporate Accounting & Finance*. Vol. 18. No. 3. pp. 75–81.
- BECKERS, S. – STELIAROS, M. – THOMSON, A. [2004]: Bias in European Analysts' Earnings Forecasts. *Financial Analysts Journal*. Vol. 60. No. 2. pp. 74–85.

- BROWN, L. D. [1993]: Earnings Forecasting Research: Its Implications for Capital Markets Research. *International Journal of Forecasting*. Vol. 9. No. 3. pp. 296–320.
- CAPSTAFF, J. – PAUDYAL, K. – REES, W. [2001]: A Comparative Analysis of Earnings Forecasts in Europe. *Journal of Business Finance & Accounting*. Vol. 28. No. 5–6. pp. 631–561.
- CLAYMAN, M. R. – SCHWARTZ, R. [1994]: Falling in Love Again – Analysts’ Estimates and Reality. *Financial Analysts Journal*. Vol. 50. No. 5. pp. 66–68.
- DARROUGH, M. N. – RUSSELL, T. [2002]: A Positive Model of Earnings Forecasts: Top Down versus Bottom Up. *Journal of Business*. Vol. 75. No. 1. pp. 127–152.
- DE BONDT, W. F. M. – THALER, R. H. [1990]: Do Security Analysts Overreact? *American Economic Review*. Vol. 80. No. 2. pp. 52–58.
- DJATEJ, A. – GAO, G. – SARIKAS, R. H. S. – SENTENEY, D. L. [2008]: An Investigation of the Impact of Degree of IFRS Implementation on the Comparative Accuracy and Bias of Equity Securities Analysts East and West European Firms Earnings Forecasts. *Journal of Applied Business Research*. Vol. 24. No. 4. pp. 65–68.
- DREMAN, D. – BERRY, M. [1995]: Analyst Forecasting Errors and Their Implications for Security Analysis. *Financial Analysts Journal*. Vol. 51. No. 3. pp. 30–41.
- DURU, A. – REEB, D. M. [2002]: International Diversification and Analysts’ Forecast Accuracy and Bias. *Accounting Review*. Vol. 77. No. 2. pp. 415–433.
- EASTERWOOD, J. C. – NUTT, S. R. [1999]: Inefficiency in Analyst’s Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism? *Journal of Finance*. Vol. 54. No. 5. pp. 1777–1797.
- FELDMAN, R. – GOVINDARAJ, S. – LIVNAT, J. – SEGAL, B. [2010]: Management’s Tone Change, Post Earnings Announcement Drift and Accruals. *Review of Accounting Studies*. Vol. 15. No. 4. pp. 915–953.
- HAW, I.-M. – JUNG, K. – RULAND, W. [1994]: The Accuracy of Financial Analysts’ Forecasts After Mergers. *Journal of Accounting*. Vol. 9. No. 3. pp. 465–483.
- HUNYADI L. [2009]: A negyedik mutató. *Statisztikai Szemle*. 87. évf. 3. sz. 262–286. old.
- HUNYADI L. – MUNDRUCZÓ GY. – VITA L. [1997]: *Statisztika*. Aula Kiadó. Budapest.
- KAHNEMAN, D. – LOVALLO, D. [2003]: Delusion of Success: How Optimism Undermines Executives Decisions. *Harvard Business Review*. Vol. 81. No. 7.
- KADOUS, K. – KRISCHE, S. D. – SEDOR, L. M. [2006]: Using Counter-Explanation to Limit Analysts’ Forecast Optimism. *Accounting Review*. Vol. 81. No. 2. pp. 377–397.
- KLEIN, A. [1990]: A Direct Test of the Cognitive Bias Theory of Share Price Reversals. *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 13. No. 2. pp. 155–166.
- LAWRENCE, M. – O’CONNOR, M. [1995]: The Anchor and Adjustment Heuristic in Time-series Forecasting. *Journal of Forecasting*. Vol. 14. No. 5. pp. 443–451.
- LEHAVY, R. – FENG, L. – MERKLEY, K. [2011]: The Effect of Annual Report Readability on Analyst Following and the Properties of Their Earnings Forecasts. *Accounting Review*. Vol. 86. No. 3. pp. 1087–1115.
- LOVALLO, D. – VIGUERIE, P. – UHLANER, R. – HORN, J. [2007]: Deals Without Delusions. *Harvard Business Review*. Vol. 85. No. 12. pp. 92–99.
- SEDO, L. M. [2002]: An Explanation for Unintentional Optimism in Analysts’ Earnings Forecasts. *Accounting Review*. Vol. 77. No. 4. pp. 731–753.

- TAN, H. – WANG, S. – WELKER, M. [2011]: Analyst Following and Forecast Accuracy after Mandated IFRS Adoptions. *Journal of Accounting Research*. Vol. 49. No. 5. pp. 1307–1357.
- VIRÁG M. – BECKER P. – TURNER A. – VARSÁNYI J. [2005]: *Értékalapú stratégiák: A pénzügyi teljesítmény értékvezérelt menedzsmentje*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- ZACKS, L. [1979]: EPS Forecasts–Accuracy is Not Enough. *Financial Analysts Journal*. Vol. 35. No. 2. pp. 53–55.
- YEUNG, P. E. [2009]: Uncertainty and Expectation Revisions After Earnings Announcements. *Contemporary Accounting Research*. Vol. 26. No. 1. pp. 273–301.

Summary

The authors investigate the impact of the financial crisis started in 2008 on the earnings per share forecasting error. There are numerous evidences from the 1980s that the analysts give systematically more favourable value in their earnings per share forecasts than the reality, i.e. they are generally optimistic. Other investigations supported that the earnings per share forecasting error is greater under uncertain environmental circumstances meanwhile further researchers proved that the analysts under-react the negative information in their forecasts. The financial crisis brought myriad negative information for the analysts to take into account in their earnings per share forecasts, at the same time it also increased the level of uncertainty for the entire economy. As a result the crisis should increase the earnings per share forecasting error in the optimistic direction. The investigation focuses on the Hungarian companies listed on stock exchange and their Austrian counterparts, compares the five-year period before the financial crisis with the first two and a half years of it. The analysis leads to the conclusion that there was systematic pessimism in the five-year period before the crisis, meanwhile over the years of crisis, corresponding with previous research findings, optimistic earnings per share forecast were made.