

Kiss Gábor Dávid - Kosztopulosz Andreász - Szládek Dániel¹

A MAGÁNKIADÁSOK HATÁSA A HAZAI EGÉSZSÉGÜGYI DIAGNOSZTIKAI SZOLGÁLTATÓK PÉNZÜGYI HELYZETÉRE

The Impact of Private Healthcare Spending on the Hungarian Medical Diagnostic Companies

A magánfinanszírozás modellje a kilencvenes évek kezdete óta része a hazai egészségügynek. A 2000-es évektől azonban komolyan előtérbe kerültek ezek a csatornák, különösen a képalkotó diagnosztika és laborszolgáltatások területén, ami az itt szolgáltató vállalkozások közelebbi vizsgálatát teszi szükségessé. Elsőként az Ohlson-féle O csődkockázati mutatók által adott jelzéseket vizsgáljuk meg egy öt vállalkozásból álló mintán 2006 és 2017 között. Ezt követően az Ohlson-féle O csődkockázati mutató változásának magyarázhatóságát vizsgáljuk az egészségügyi finanszírozási környezet, a tőkepiaci helyzet és a technológiai környezetet lefedő modellek keretében, panelregressziós eljárásokkal. Megállapítható, hogy az egészségügyi finanszírozás GDP-arányos változása, illetve a kórházi ágyszám változásai gyakorolták a legkomolyabb hatást a mintában szereplő vállalatok pénzügyi helyzetének alakulására.

The Hungarian healthcare services are partially financed on private basis since the 1990s. This channel gained increasing popularity in the 2000s especially on the fields of medical imaging and labour diagnostics – what motivates a deeper corporate analysis on annual report data between 2006 and 2017. Financial conditions were studied with the assumption of the Ohlson O bankruptcy ratio, and their changes were monitored through three different panel regression models: one focused on general and public healthcare spending and hospital capacities, while the second contained the financial market-related variables as the third referred on the technological environment. The changes of healthcare funding to GDP ratios and hospital bed numbers surpassed all other variables on the financial conditions of the sample companies.

¹ DOI: 10.14267/RETP2021.04.08

I. BEVEZETÉS

Napjainkban a magánforrások egyre nagyobb szerepet töltenek be a hazai egészségügyi diagnosztikai kiadások fedezésében, ahogyan azt Lantos [2018] is megállapította, amely célirányos pótlólagos lakossági megtakarításokat feltételez [Tóth és mtsai., 2019; Sági-Lentner, 2019]. Munkánk során a hazai egészségügyi szolgáltatók pénzügyi helyzetének változását vizsgáljuk annak tükrében, hogy a magánkiadások az összes kiadás harmadát tették ki hazánkban 2016-ban, illetve a képalkotó diagnosztika valamint a laborvizsgálatok már a régen piacosodott szakmák közé sorolhatók és egyúttal a harmadik-negyedik legnépszerűbb szolgáltatást jelentik. Ezt egyfelől az időfaktor (az ellátás gyorsasága), másfelől a kapcsolat személyessége és az átlátható finanszírozás is segíti.

Elemzésünk motivációját az a hipotézis adja, miszerint a magánforrások mindinkább elterjedtek a hazai egészségügyben és így pozitív hatást gyakoroltak a mintában szereplő vállalkozások pénzügyi helyzetére. Amennyiben nem ez történt, akkor a magánforrások növekedése az állami források nominális vagy reálértékének csökkenését kompenzálta, miközben a cégek pénzügyi helyzete stagnált vagy romlott.

Az általunk vizsgált minta öt, a képalkotó diagnosztikában legdrágábbnak tekinthető mágneses rezonancia (MRI) szolgáltatást is nyújtó hazai vállalkozás publikus éves beszámolóinak adataira épül a 2006-2017-es időszakban. A pénzügyi helyzet mérésére a csődkockázat valószínűségét becsülő Ohlson-féle O-mutató változását használjuk, miután ez a pénzügyi helyzet kifizettségének egy jó indikátora. A méréseket a teljes minta egészére, panelregressziók segítségével végeztük, melynek keretén belül három modellt vizsgáltunk: az első a magán- és állami egészségügyi finanszírozás hatásait elemzi, a második a technológiai környezet változásait térképezi fel, míg az utolsó a tőkepiaci környezetet kontrollálja. Ez a többes megközelítés azért lényeges, mert így az eszközfinanszírozás és az eszközök technológiai fejlettsége is beemelhetővé vált az elemzésbe, nem csupán a bevételi oldal változása.

2. MINTA ÉS MÓDSZERTAN

Ebben a fejezetben egyfelől bemutatásra kerül a megvizsgált vállalati minta, amelynek később a csődkockázatát is meghatározzuk az Ohlson-féle O-mutató alkalmazásával. Panelregressziós méréseinket a 2006 és 2017 közötti vállalati és piaci, illetve makrogazdasági idősoron végeztük el. A következő alfejezetben előbb a vállalatspecifikus (csődkockázati), majd a piaci és gazdasági adatok bemutatását végezzük el.

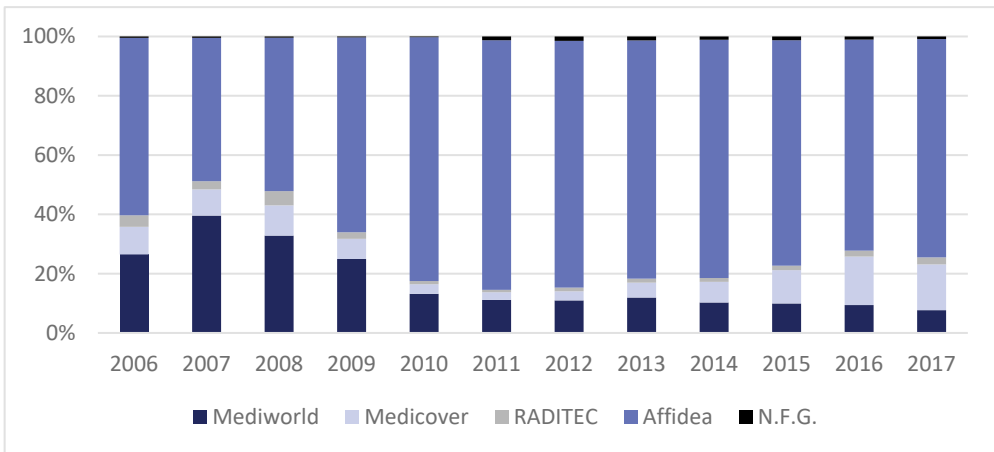
2.1. Vállalati minta

Munkánk során a hazai MRI képalkotó piac öt legfontosabb szereplőjét vizsgáltuk meg az általuk 2006-os és 2017-es üzleti évek között publikált, nyilvánosan elérhető beszámoló adatok alapján:

- ◆ Mediworld Plus Egészségügyi Szolgáltató és Tanácsadó Kft. (cégjegyzékszám: 01 09 463130), 5 MRI központtal (Budapest, Szolnok, Székesfehérvár);
- ◆ Medicover Egészségközpont Zrt. (cégjegyzékszám: 01 10 042382) 1 MRI központtal (Budapest);
- ◆ RADITEC Kft. (cégjegyzékszám: 01 09 288437, korábban 13 09 134741, illetve 01 09 738446), 1 MRI központtal (Budapest);
- ◆ Affidea Magyarország Kft. (cégjegyzékszám: 01 09 078533, korábban Euromedic Diagnostics Magyarország Kft., illetve Nemzetközi Egészségügyi Központ Kft.), 7 MRI központtal (Budapest, Szeged, Győr);
- ◆ N.F.G. Egészségügyi Szolgáltató Bt. (cégjegyzékszám: 14 06 307328), 1 MRI központtal (Siófok).

Természetesen a mintán kívül eső MRI berendezések is működnek az országban, azonban azok vagy az üzemeltető kórház, illetve klinika birtokában vannak, vagy a vállalkozás nem rendelkezik a 2006 és 2017-es időszak nagyobbik felét lefedő működéssel.

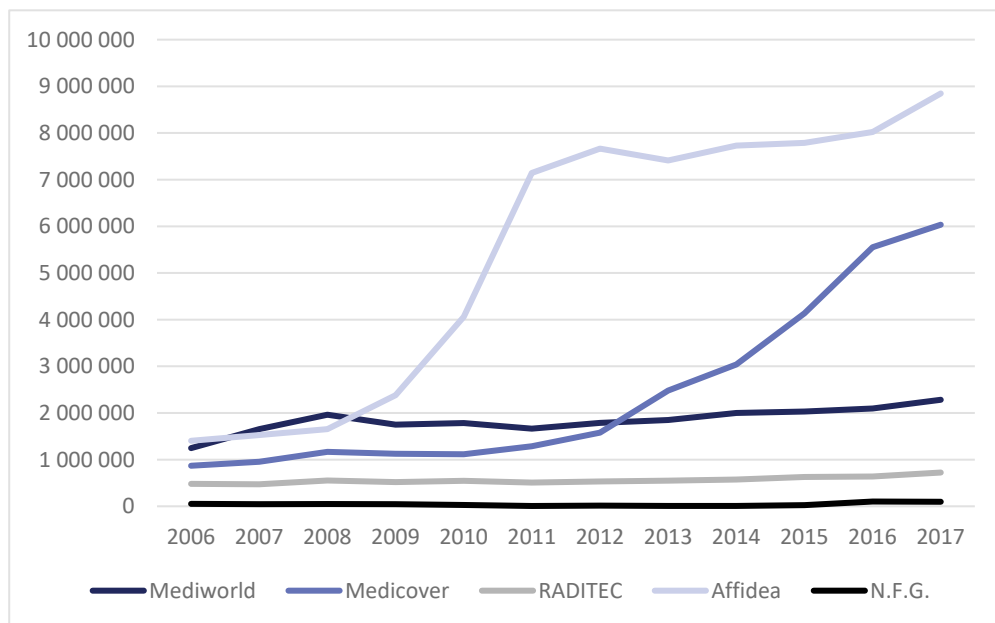
A piacot méreténél és számtalan telephelyénél fogva alapvetően az Affidea dominálja, ami nyomon követhető a vállalat mérlegfőösszegének méretében is (1. ábra).



Forrás: saját számítás vállalati beszámoló adatai alapján

1. ábra: Vállalati mérlegfőösszegek relatív nagysága (%)

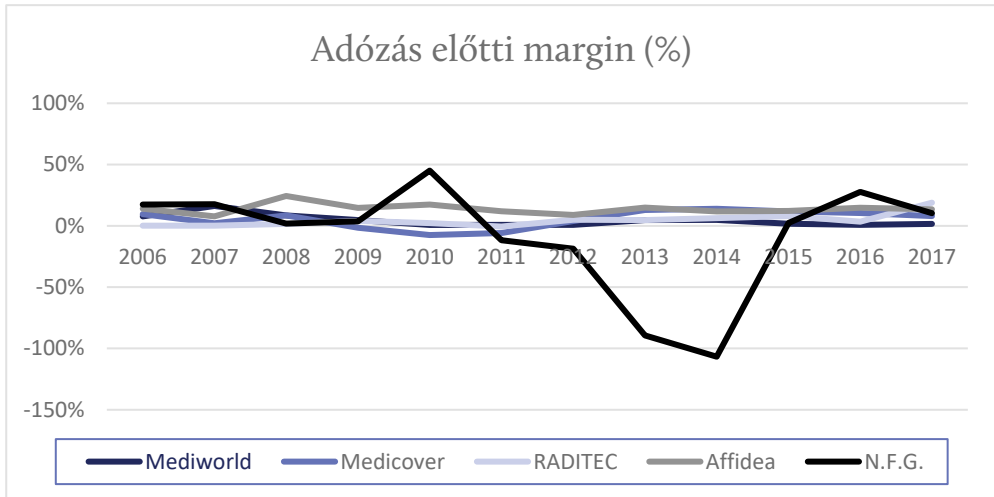
Ehhez képest foglalja el a második-harmadik helyet a Mediworld és a Medcover, míg az egy központos RADITEC és N.F.G. súlya elenyésző. Többek között ezért sem tűnt célszerűnek további cégek bevonása.



Forrás: saját számítás vállalati beszámolóik adatai alapján

2. ábra: A vállalatok nettó árbevételének alakulása (ezer Ft)

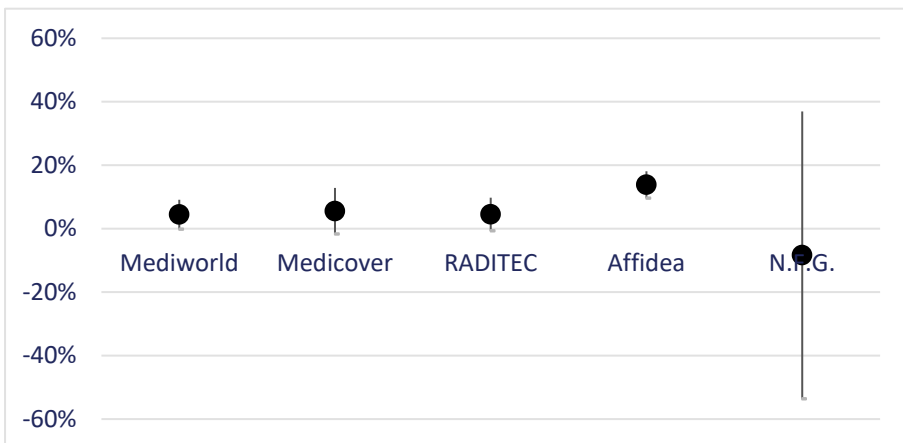
A 2. ábra az öt vállalat éves nettó árbevételének alakulását mutatja a vizsgált időszakban. Természetesen a mintában szereplő vállalkozások tevékenységének csupán szűk kis szeletét jelentik az MRI diagnosztikai szolgáltatások, emellett CT, röntgen, ultrahang, egyéb labordiagnosztikai, valamint járóbeteg-ellátáshoz kapcsolódó ingatlant is fenntartanak. Emellett a Medcover egészségbiztosítási szolgáltatást is nyújt, így erősebb diverzifikált vállalkozásokról van szó.



Forrás: saját számítás vállalati beszámolóik adatai alapján

3. ábra: A vállalatok hatékonyságának alakulása az adózás előtti haszonkulcs tükrében

A vállalatok eredménytermelő képességében azonban komoly különbségeket találhatunk. Ezt az adózás előtti eredmény és a nettó árbevétel hányadosából származó adózás előtti margin százalékos értékével fejezhetjük ki. Négy vállalkozás alapvetően 0 és 20% közötti hányadossal működött, míg az N.F.G. elég komoly hullámzást mutatott a 2006-2017-es időszakban (3. ábra).



Forrás: saját számítás vállalati beszámolóik adatai alapján

4. ábra: A vállalatok átlagos eredménytermelő képességének nagysága és szóródása

A 4. ábrán látható, hogy az Affidea jellemezhető a legmagasabb és legstabilabb eredménytermelő képességgel (14%), míg a Mediworld, Medicover és a RADITEC ettől elmarad (4-5%). Az N.F.G. Bt. pedig rendkívül ingadozó teljesítményt mutatott a vizsgált időszakban.

2.2. Csődcockázat mérése: Ohlson-féle O-mutató

A csődelőrejelzés területének úttörő munkája volt Beaver 1966-ban publikált, viszonyszám-analízisen alapuló tanulmánya, ezt követően 1968-ban debütált Altman első, a többváltozós diszkriminanciaanalízis módszerét alkalmazó Z-modellje. Ennek nyomán számos új modell jelent meg, köztük Ohlson [1980] logit modellje, és Zmijewski [1984] probit modellje [Virág, 2004]. Jackson és Wood [2013] áttekintő tanulmányukban ismertették a csődelőrejelzési módszerek szakirodalomban előforduló gyakoriságát: az öt legnépszerűbb módszer sorrendben a többváltozós diszkriminanciaanalízis, a logit modellek, a neurális hálózatok, a „contingent claims” analízis és az egyváltozós elemzés volt. Agarwal és Taffler [2008] három, különböző alapokra épülő, uralkodó modelltípus hatékonyságát vizsgálta: csak kis eltérést találtak a számviteli és a piaci alapú modellek előrejelző képességében. Virág és Nyitrai [2014] nyomán lehetséges még metamódszerek alkalmazása is, ahol a megfigyelések, illetve az input változók halmazán veszünk egy visszatevéses mintát, és a besorolást csak a kiválasztott részmintán alkalmazzuk. A vállalatok csődbejutási esélyeinek számszerűsítésére leggyakrabban a diszkriminanciaanalízist és a logit-elemzést alkalmazzák. A módszerek népszerűsége annak is köszönhető, hogy viszonylag egyszerű a modellek számítási módja, illetve a kapott eredmények értelmezése [Altman, 2017].

Az Ohlson-féle O-mutatóval kapcsolatosan az EBSCO adatbázisában 172 angol nyelvű lektorált szakcikk érhető el, melyek közül relevanciájuk alapján 6 tanulmányt választottunk ki. Ezt az eljárást jellemzően más modellek kalibrációjában hasznosították, többnyire amerikai (NYSE, AMEX és Nasdaq tőzsdéken jegyzett) vállalatok nagy mintás vizsgálata során – a vizsgált időtáv az 1970-es évek elejétől a 2010-es évekig tart. Dichev [1998] az Altman-féle Z-modell és az Ohlson-féle O-mutatók kombinációját ajánlja, miután azok eltérő mintán, időszakban és eljárásokkal (többdimenziós skálázás és logit modellek) kerültek meghatározásra. Az 1981-1995 közötti amerikai ipari cégeken vett mintán megállapítja, hogy mintavételen kívüli (out of sample) csődök előjelzésében kiválóan alkalmazhatóak. Amerikai mintában tőzsdei árazási anomáliákat és eredménytermelő képességet vizsgált Novy-Marx [2013], Stambaugh et al. [2012], illetve Charitou et al. [2011] ugyanezen „széleskörűen elfogadott” modellek felhasználásával. Wu et al. [2010] és Qi [2014] azonban ismét kiemeli, hogy adott piacra és szektorra specializált modellekkel – újabb változók beemelésével és módosított koefficiensekkel – sokkal pontosabb eredményeket lehet elérni.

Ohlson modellje a logisztikus regresszió módszerén alapult [Ohlson, 1980], O-mutatója esetében a két üzleti éven belül bekövetkező csőd valószínűségét is megkaphatjuk, 0,5 feletti érték esetén 96 százalékos megbízhatóság mellett. Az O-mutató kiszámítása az (1) egyenletben megadott módon történik.

$$O = -1,32 - 0,407 \cdot \log \frac{TA}{GNP} + 6,03 \cdot \frac{TL}{TA} - 1,43 \cdot \frac{WC}{TA} + 0,0757 \cdot \frac{CL}{CA} - 1,72 \cdot X - 2,37 \cdot \frac{NI}{TA} - 1,83 \cdot \frac{FFO}{TL} + 0,285 \cdot Y - 0,521 \cdot \frac{NI_t - NI_{t-1}}{|NI_t| - |NI_{t-1}|} \quad (1)$$

ahol: TA = Összes eszköz;

GNP = Bruttó nemzeti termék;

TL = Összes kötelezettség;

WC = Forgótőke = Forgóeszközök - Rövid lejáratú kötelezettségek;

CL = Rövid lejáratú kötelezettségek;

CA = Forgóeszközök;

$X = 1$ ha $TL > TA$ (azaz, ha a Saját tőke negatív), más esetben értéke 0;

◆ NI = Nettó árbevétel (t : adott évi, $t-1$: előző évi);

◆ FFO = Működési cash flow;

◆ $Y = 1$ ha az üzemi eredmény negatív, 0 egyébként.

Az O-mutatóból a csőd valószínűsége (P) a (2) összefüggés alapján határozható meg.

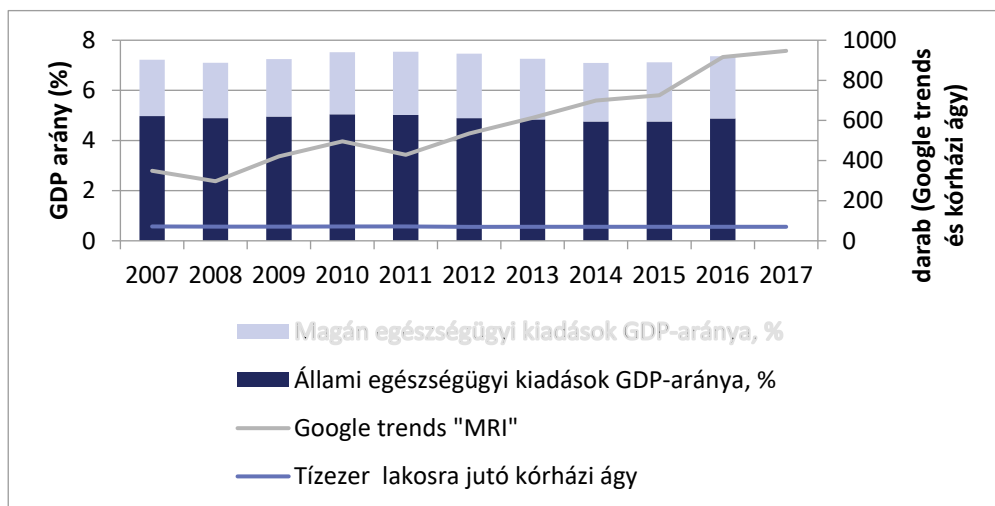
$$P = \frac{e^O}{1 - e^O} \quad (2)$$

2.3. Ágazati és egyéb mutatók, mérési modellek

Miután munkánk során a feldolgozott adatokon számolt csőd kockázati mutatók hátterét is megvizsgáljuk, szükség van azon változókra, amelyek leírják mind az egészségügyi ágazat, mind a makrogazdaság, mind pedig a pénzügyi és technológiai környezet változásait. Az egészségügyi ágazat esetében az alábbi változókat vettük figyelembe:

- egészségügyi kiadások GDP-arányának változása [KSH, 2018a]
- állami egészségügyi kiadások GDP-arányának változása [KSH, 2018a]
- a működő kórházi ágyak számának logszázalékos változása [KSH, 2018b]
- az „MRI” kulcsszóra történő keresések logszázalékos változása Magyarországon (Google Trends)

Az egészségügyi finanszírozásban nem láthatóak egyértelmű trendszerű változások a KSH adatai alapján, ehhez hasonlóan a kórházi ágyak változása nem mutatott kiugró eltéréseket. Eközben az „MRI” kifejezésre egyre növekvő mértékben kerestek rá Magyarország területéről a Google keresőjében (5. ábra).



Forrás: KSH [2018a, 2018b], Google Trends alapján saját szerkesztés

5. ábra: Az egészségügyi ágazat főbb mutatói és a Google Trends keresési adatok (2007-2017)

A makrogazdasági és pénzügyi környezet megragadásához az alábbi változókat használtuk:

- szolgáltatások árindexének változása [KSH, 2018c]
- teljes vállalati hitelállomány log változása [MNB, 2018]
- vállalati folyószámlahitel kamatlábának változása [MNB, 2018]
- EUR/HUF árfolyam logszázalékos változása (stooq.com)
- recesszió az eurózónában (CEPR²)

A technológiai környezet változását egy változóval, a mobilinternet előfizetéseket is magában foglaló internetes előfizetések számának logszázalékos változásával (KSH) mértük.

Első modellünkben az egészségügyi kiadások és kapacitások, valamint a piaci igény csödkockázatra (P) gyakorolt hatását vizsgáljuk (3). Komoly kérdés, hogy egy alapvetően piaci alapon, ámde jellemzően Public Private Partnership (PPP) keretében, alapvetően OEP kapacitással (és a szabad gépidő értékesítése mellett)

² <https://cepr.org/content/euro-area-business-cycle-dating-committee>

működő piacot hogyan érinti az egészségügy finanszírozásának változása. Ezt az egészségügyre fordított állami kiadások ($\frac{\text{állami EÜ}}{\text{GDP}}$), valamint magánforrások GDP-arányos szintjének ($\frac{\text{magán EÜ}}{\text{GDP}}$) változásával, valamint a kórházi ágyszám logaritmikus változásával mértük. A szolgáltatás iránti keresletet a Google Trendsben megjelenő hazai „MRI” keresések logaritmikus változásán keresztül mértük (GT).

$$\Delta P = \alpha \Delta \frac{\text{állami EÜ}}{\text{GDP}} + \beta \Delta \frac{\text{magán EÜ}}{\text{GDP}} + \gamma \Delta \ln \text{ágyszám} + \theta \Delta \ln GT + \varepsilon \quad (3)$$

Várakozásaink szerint mind a ráfordított erőforrások, mind az ágyszám növekedése a csődkockázat csökkenését alapozza meg, feltételezve, hogy az esetlegesen csökkenő állami forrásokat a háztartások nem kezdik el saját forrásaikból kipótolni, mert akkor az állami forrásbevonás akár az érintett vállalati kör csődkockázatának csökkenését is okozhatja.

A tőkepiaci környezet esetében (4a és 4b) ki kell emelni a finanszírozást (kamatláb (r) és aggregált hitelállomány - L), valamint az importált eszközöket érintő euró-forint árfolyamot ($EURHUF$), a konjunkturális környezetet (van-e recesszió az eurózónában - Rec), valamint a szolgáltató szektorra jellemző árindex változását ($\acute{A}r$).

$$\Delta P = \alpha r + \beta \Delta L + \gamma \Delta EURHUF + \delta \Delta Rec + \varepsilon \quad (4a)$$

$$\Delta P = \alpha r + \beta \Delta L + \gamma \Delta EURHUF + \delta \Delta \acute{A}r + \varepsilon \quad (4b)$$

Feltételezhető, hogy a vállalati hitelállomány nemzetgazdasági szintű leépülése (deleveraging) rontja a mikroszintű finanszírozási környezetet, ugyanakkor a kamatláb szerepének a megítélése nem egyértelmű: egy alacsony kamatláb deflációs veszélyre hívja fel a figyelmet, ami mikroszinten sokkal komolyabb problémákat okozhat, mint amennyit az alacsony forrásköltségek révén megold. A forint gyengülése egyértelműen kellemetlen helyzetet teremthet a cégek számára a berendezések esetleges euró alapú lízingje miatt, hasonlóan a recessziós környezethez.

A technológiai fejlődés kézenfekvő mutatószáma az internet elérések számának változása a 2010-es években (5).

$$\Delta P = \alpha \Delta IT + \varepsilon \quad (5)$$

Ennek kapcsán azt várnánk, hogy az internet elérések számának növekedése (IT) jótékonyan fog hatni a vállalkozások csődkockázati mutatóira (P), miután tevékenységük egyre kevésbé kockázatos technológiai szempontból (illetve tudnak élni különböző IT-alapú költségcsökkentési eszközökkel, mint például a távdiagnosztika). Elképzelhető azonban fordított összefüggés is, miután a

technológia fejlődésével az MRI szolgáltatás piaca egyre kompetitívebbé válik, azaz a vállalkozás pénzügyi helyzete feszebbé válik.

2.4. Panelregressziók

Panelregressziók esetében adott változót több ország vagy vállalat esetében az idő függvényében vizsgáljuk. Két alapvető modellt szokás használni a panel adatok vizsgálata során: a fixed (FE) és random (RE) effect modelleket (6,7).

$$\text{Fixed effect model: } y_{it} = (\alpha + u_i) + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\text{Random effect model: } y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + (u_i + \varepsilon_{it}) \quad (7)$$

A fix hatások (FE) modelljének alapfeltételezése, hogy a változók különböznek egymáshoz képest, de időben állandóak. Az együtthatók becslése a legkisebb négyzetek módszerével történik. A véletlen-hatások (RE) modelljét abban az esetben használjuk, ha egyes változók állandóak időben, de egymás között mutatnak eltérést, és fordítva. A bemeneti változóknak meg kell felelniük a stacionaritás követelményének, azaz az Im, Pesaran and Shin tesztnek $p < 0.05$ eredménnyel kell zárulnia. Kimeneti oldalról nem lehet autokorrelált a hibatag (FE: Wooldridge $p > 0.05$, RE: Baltagi és Li-teszt $p > 0.05$, illetve Durbin-Watson teszt ~ 2). A két modell között a Hausman-teszt alapján választunk: $p > 0.05$ esetén az RE, $p < 0.05$ esetén az FE modellt kell alkalmazni.

Dinamikus panelregresszió alkalmazása akkor célszerű, amikor a változók száma nagy, az idősor hossza viszonylag rövid, és az eredményváltozó autokorrelált. Az y_{it} eredményváltozót egy AR(1) folyamat segítségével (7) saját késleltetett értékeivel magyarázzuk (így kezelve az endogenitás problémáját) a fix hatású panelregresszióknál elfogadott μ_i változóspecifikus, illetve v_{it} zérus középértékű korrelálatlan hibatagok segítségével [Blundell–Bond, 1998; Arellano–Bond, 1991]:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x_{it} + \mu_i + v_{it}, \quad i=1, \dots, n, \quad t=1, \dots, T_i. \quad (8)$$

az alábbi megkötésekkel:

$$y_{it} = \beta x_{it} + f_i + \xi_{it}, \quad \text{ahol } \xi_{it} = \alpha \xi_{it-1} + v_i \text{ és } \mu_i = (1 - \alpha)f_i, \quad |\alpha| < 1.$$

A modell túlidentifikáltságát Sargan-teszttel ellenőrizhetjük ³, melynek nullhipotézise szerint a modell paramétereit a koefficiensek a priori megkötése mellett határoztuk meg.

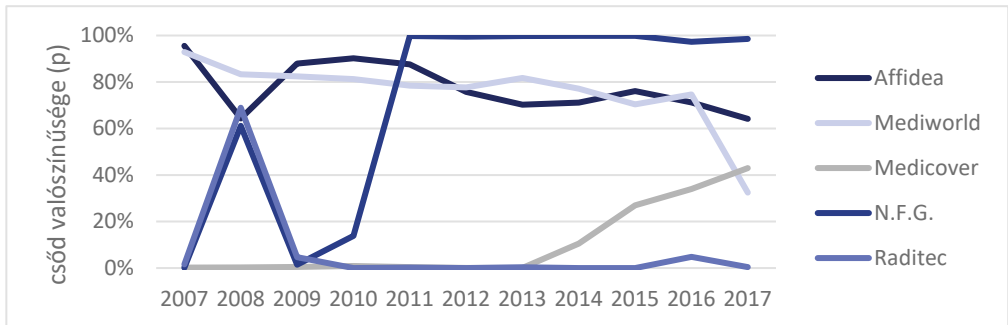
³ $p > 0.05$ elfogadható kimenet

3. EREDMÉNYEK

Ebben a fejezetben sor kerül a csődkockázati mutatókra kapott értékek bemutatására, valamint a külső környezet változására adott vizsgálatára.

3.1. A csődkockázat alakulása az Ohlson-féle O-mutató alapján

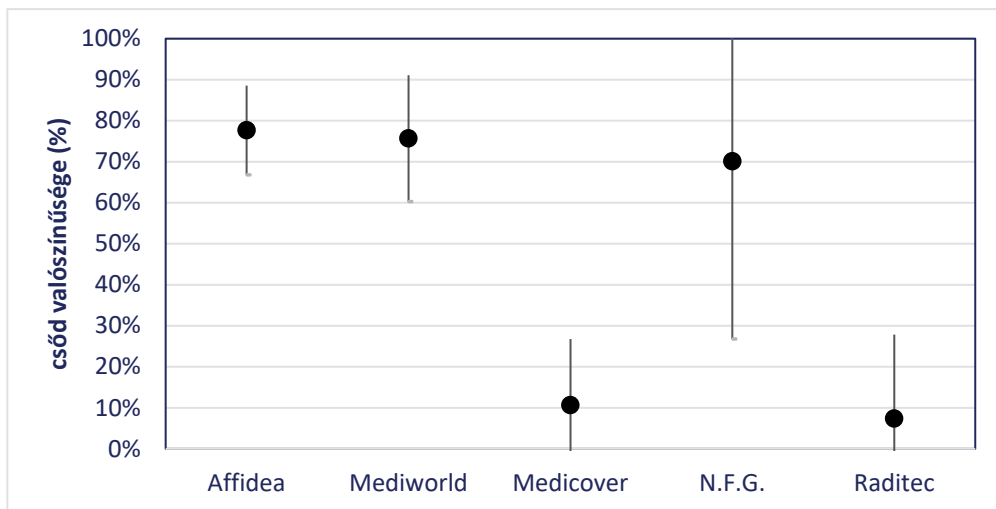
Az Ohlson-féle O-mutató kifejezett előnye a skálázhatósága, miután értékei az alacsony ($p \sim 0\%$) és a magas ($p \sim 100\%$) csődkockázat között ingadoznak. Az eljárás ráadásul figyelembe veszi a vállalkozás nemzetgazdasági súlyát és a készpénztermelő képességét. Ebből a szempontból a sorrend még inkább nyilvánvaló: az N.F.G. Bt. komoly problémái még szembetűnőbbek, míg az Affidea és a Mediworld helyzete a cash-flow termelő képesség javulása és a mérlegfőösszeg hízása miatt folyamatosan javul – azonban a már említett tényezők miatt komoly feszültségekkel rendelkeznek (6. ábra).



Forrás: saját számítások vállalati beszámolók adatai alapján

6. ábra: Ohlson-féle O csődkockázati mutató alakulása

Ehhez képest a rendkívül konzervatív RADITEC minimális kockázati mutatók mellett működik, míg a Medcover helyzete a 2010-es évek közepére romlásnak indult a csökkenő MCF miatt. A válságra adott reakciók azonban hasonlóak: korábbi értékektől függetlenül, 2008-ban a vállalkozások csődkockázata 60% közelébe ért.



Forrás: saját számítások vállalati beszámolóik adatai alapján

7. ábra: Az Ohlson-féle O csődkockázati mutató átlagos értéke (2007-2017)

A kapott átlagos eredmények figyelembevételével megállapítható, hogy három kockázati osztályt azonosíthatunk a mintában szereplő vállalkozások esetében: az N.F.G. Bt. egyértelműen magas kockázatú, az Affidea a too-big-to-fail klasszikus esete, míg a Medicover és a RADITEC alacsony kockázattal rendelkezik (7. ábra).

3.2. A csődkockázatra ható tényezők vizsgálata

A kapott Ohlson-féle O-mutatók alapján számolt százalékos valószínűségek változását több szempontból is megvizsgáltuk: hatott-e rájuk az egészségügy finanszírozási háttere, az általános pénzügyi és makrokörnyezet, illetve a technológiai fejlődés?

Az első modellt diagnosztikai szempontok miatt csak dinamikus panelregresszióval volt érdemes vizsgálni, azonban a Sargan-teszt $AR(1)$ és $AR(2)$ beállítás mellett is alig haladta meg a 0,05-ös értéket (1. táblázat).

i. táblázat: Az egészségügyi finanszírozás változásának hatásai

	koeff.	p
konstans	-0,0211	0,1424
d állami eü/GDP (t-1)	0,4366	0,3555
d magán eü/GDP (t-1)	-0,4135	0,0000***
dln ágyszám (t-1)	-0,7833	0,0378**
dln Gtrend (t-1)	0,0856	0,0424**
d Ohlson (t-1)	-0,0756	0,1452
d Ohlson (t-2)	-0,2399	0,0275**
Panelregressziós modell:	DP	
Sargan (p)		0,0753

Megjegyzés: DP – Dinamikus panel regresszió, **: 5% szignifikancia szint alatti, ***: 1% szignifikancia szint alatti értékek

Forrás: saját számítás, Gretl 2018a szoftver használatával

Megállapítható, hogy a magánegészségügyi kiadások és az ágyszám növekedése a csődkockázati mutató csökkenését eredményezték. Ennél kisebb mértékben növelte a csődkockázatot a Google keresések (azaz a népszerűség) növekedése. Nem tapasztalhatunk érdemi változást akkor sem, ha elhagyjuk a kissé outlier tulajdonságokat mutató N.F.G. Bt-t.

2. táblázat: A tőkepiaci környezet változásának hatásai

	koeff.	p	koeff.	p
konstans	-0,0088	0,6794	-0,0270	0,2533
d kamatláb (t-1)	-0,0206	0,0070***	-0,0185	0,0217**
dln hitelállomány (t-1)	0,3064	0,605	-0,7880	0,4189
dln deviza (t-1)	0,1755	0,758	0,7612	0,2971
recesszió	0,0462	0,0002***		
ár			0,0678	0,0163**
d Ohlson (t-1)	-0,1102	0,0739	-0,0926	0,0734
d Ohlson (t-2)	-0,2632	0,0345**	-0,2521	0,0328**
Panelregressziós modell:	DP		DP	
Sargan (p)		0,0688		0,0767

Megjegyzés: DP – Dinamikus panel regresszió, **: 5% szignifikancia szint alatti, ***: 1% szignifikancia szint alatti értékek

Forrás: saját számítás, Gretl 2018a szoftver használatával

A tőkepiaci modell első változatába (2. táblázat) bevont változók közül egyedül a kamatláb és a recesszió mutatott szignifikáns kapcsolatot. Az eurózónában tapasztalható recesszió emelte a csődkockázatot, hasonlóan a kamatlábak csökkenéséhez. Ebben az esetben a monetáris politika defláció elleni küzdelméről lehet szó. A vállalati hitelállomány változása nem gyakorolt hatást a csődkockázat változására, amit a vállalati minta rövid lejáratú kötelezettségek irányába mutatott elkötelezettsége magyaráz (kivéve az Affidea és az N.F.G.). A forint euróval szembeni árfolyamváltozásának hatástalansága ellenben meglepő – tekintettel arra, hogy feltételezhető a nagy értékű berendezések devizás lízingje vagy finanszírozása.

A fenti modellt a szolgáltató szektorra jellemző árindexszel újra futtatva megállapítható, hogy az áremelkedés a csődkockázat növekedésével társul, ami árnyalja az árelfogadó fogyasztókról alkotott általános képet.

Módszertani szempontból meg kell említeni, hogy bár az Ohlson-féle O-mutató értékeit magyarázó regressziók komoly autokorreláltságtól szenvednek, a jelenség kezelésére hivatott dinamikus panelregressziónál nagyon nehéz volt olyan modellt találni, amelyik nem szenved túlidentifikációtól (Sargan $p < 0,05$).

3. táblázat: A technológiai fejlődés változásának hatásai

	koeff.	p
konstans	-0,0645	0,4411
dln internetes előfizetés (t-1)	-0,3161	0,3966
dln internetes előfizetés (t)	0,7141	0,0006***
d Ohlson (t-1)	0,0804	0,0251**
Panelregressziós modell:	RE	
Hausman (p)		0,186931

Megjegyzés: RE – Random Effect panel regresszió, **: 5% szignifikancia szint alatti, ***: 1% szignifikancia szint alatti értékek

Forrás: saját számítás, Gretl 2018a szoftver használatával

A panelregressziós vizsgálat azonban azzal a meglepő eredménnyel zárult, hogy az internet elterjedése rontja a csődkockázatot (3. táblázat), amely eredményt akkor is megkaptuk, ha kihagytuk az N.F.G. Bt-t (0,61-es koefficiens). Ez a technológiai környezet fejlődésével párhuzamosan kompetitívebb piaci környezetre utalhat.

4. ÖSSZEZÉS

A magánfinanszírozás elterjedtnek tekinthető napjainkban a hazai egészségügyben is. A képalkotó diagnosztikai szolgáltatások mind műszaki, mind orvostudományi szempontból komoly hozzáadott értéket teremtenek, és jelentős

befektetést igényelnek mind a fizikai, mind a humánerőforrás területén, miközben az egyik legnépszerűbb magánfinanszírozás keretében igénybe vett szolgáltatásról van szó.

Munkánk során előbb a főbb hazai szolgáltatók csődkockázatát vizsgáltuk meg Ohlson-féle O-mutatóval. Ennek eredményeképpen megállapíthattuk, hogy a mintában szereplő vállalkozások jelentős hányadának csődkockázata közepesnek vagy alacsonynak tekinthető, ami konszolidált pénzügyi helyzetre utal. Meg kell azonban állapítani, hogy a vállalkozások pénzügyi helyzetére kedvező hatást gyakorol a magánfinanszírozás és a kórházi ágyszám növekedése. A mintára jellemző sajátosság emellett még a vállalkozások viszonylagos függetlensége a piaci hitelezési és kamatváltozóktól. Megállapítható még, hogy a technológiai környezet fejlődése erodálja a vállalkozások pénzügyi egyensúlyát – vélhetően a piac kompetitívebbé válásával.

Összességében kijelenthető, hogy az egészségügyi magánfinanszírozás által érintett vállalkozások pénzügyi helyzetére hatással lehetnek még a tőkepiaci és technológiai környezet változásai, azonban az ágazati finanszírozási helyzetnél sokkal csekélyebb mértékben.

A kutatást az EFOP-3.6.1-16-2016-00008 azonosítójú, EU társfinanszírozású projekt támogatta.

FELHASZNÁLT IRODALOM

- Agarwal, V.–Taffler, R. (2008): „Comparing the performance of market-based and accounting-based bankruptcy prediction models” *Journal of Banking and Finance*, 32(8): 1541-1551.
- Altman, E. I.–Iwanicz-Drozdowska, M.–Laitinen, E. K.–Suvas, A. (2017): „Financial Distress Prediction in an International Context: A Review and Empirical Analysis of Altman’s Z-Score Model” *Journal of International Financial Management & Accounting*, 28(2): 131-171..
- Altman, E. I. (1968): „Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy” *Journal of Finance* 23(4): 589-609.
- Arellano, M.–Bond, S. (1991): „Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations” *The Review of Economic Studies* 58(2): 277-297.
- Beaver, W. H. (1966): „Financial Ratios As Predictors of Failure” *Journal of Accounting Research* 4: 71-111.
- Blundell, R.–Bond, S. (1998): „Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models” *Journal of Econometrics* 87(1): 115-143.

- Charitou, A.–Lambertides, N.–Trigeorgis, L. (2011): „Distress Risk, Growth and Earnings Quality” *Abacus* 47: 158-181.
- Dichev, I. D. (1998): „Is the risk of bankruptcy a systematic risk?” *Journal of Finance* 53(3):, 1131-1147.
- Jackson, R. H. G.–Wood, A. (2013): „The Performance of Insolvency Prediction and Credit Risk Models in the UK: A Comparative Study” *British Accounting Review* 45(3): 183-202.
- Kiss G. D. (2017): *Volatilitás, extrém elmozdulások és tőkepiaci fertőzések*. JATEPress Kiadó, Szeged
- KSH (2018a): „2.4.2. Egészségügyi kiadások alrendszerenként, a GDP %-ában, egészségügyi beruházási ráfordítás (2003-)” *Központi Statisztikai Hivatal STADAT*
https://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_fecoo1b.html
- KSH (2018b): „2.4. Egészségügy”, *Központi Statisztikai Hivatal STADAT*
https://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_hosszu/h_feaoo1.html
- KSH (2018c): „I.I.I.33. Megfigyelt szolgáltatási területek kibocsátásiár-indexei a teljes ügyletkörnek (B-All) nyújtott szolgáltatások esetében”, *Központi Statisztikai Hivatal STADAT*
https://www.ksh.hu/stadat_files/ara/hu/araoo34.html
- Lantos G. (2018): „A párhuzamos valóság – a magán-egészségügyi rendszer kiépülése” *Társadalmi riport* 15(1): 286-308.
- MNB (2018): „X. Monetáris és egyéb mérlegstatisztikák”, *Magyar Nemzeti Bank*, <https://www.mnb.hu/statisztika/statisztikai-adatok-informaciok/adatok-idosorok/x-monetaris-es-egyeb-merlegstatisztikak>
- Novy-Marx, R. (2013): „The other side of value: The gross profitability premium” *Journal of Financial Economics* 108(1): 1-28.
- Ohlson, J. A. (1980): „Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy” *Journal of Accounting Research* 18(1): 109-131.
- Qi, M.–Zhang, X.–Zhao, X. (2014): „Unobserved systematic risk factor and default prediction” *Journal of Banking & Finance* 49(C): 216-227.
- Sági, J.–Lentner, Cs. (2019): „Post-crisis trends in household credit market behavior: evidence from Hungary” *Banks and Bank Systems* 14(3): 162-174.
- Stambaugh, R. F.–Yu, J.–Yuan, Y. (2012): „The short of it: Investor sentiment and anomalies” *Journal of Financial Economics* 104(2): 288-302.
- Taffler, R. J. (1984): „Empirical Models for the Monitoring of UK Corporations” *Journal of Banking and Finance* 8(2): 199-227.
- Tóth, B.–Csiki, M.–Kiss, G. D. (2019): „A hazai egészségpénztárak tőkéjének vizsgálata - a nullaközeli kamatlábak világában” *Pénzügyi Szemle* 64(4): 499-521.
- Virág M.–Nyitrai T. (2014): „Metamódszerek alkalmazása a csődelőrejelzésben” *Hitelintézeti Szemle* 13(4): 180-195.

- Virág M. (2004): *Pénzügyi elemzés, csődelőrejelzés*. Aula, Budapest
- Wooldridge, J. M. (2010): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts
- Wu, Y.–Gaunt, C.–Gray, S. (2010): „A comparison of alternative bankruptcy prediction models” *Journal of Contemporary Accounting & Economics* 6(1): 34-45.
- Zmijewski, M. E. (1984): „Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models” *Journal of Accounting Research* 22: 59-82.