

Az intertemporális befektetői preferenciák változásainak hatása az európai tőzsdei vállalatok tőkekeresletére*

Schepp Zoltán – Ulbert József – Tóth-Pajor Ákos

A tanulmányban az intertemporális befektetői preferenciák és a tőkekereslet kapcsolatát vizsgáljuk az európai tőzsdei vállalatok gyakorlatában. Arra a kérdésre keressük a választ, hogy az intertemporális befektetői preferenciák hogyan befolyásolták az európai vállalatok tőkekeresletét a 2004–2016-ig terjedő időszakban. A hozamelvárások és a vállalati tőkekereslet kapcsolatának vizsgálata olyan makroszintű sokkok hatásaira világít rá, mint a recesszió, a kamatkörnyezet változása vagy a tőkeközpontú prémium változása a tőkepiacokon. A kutatásunk fókuszába helyezett kérdés megválaszolása érdekében megbecsültük a vizsgált vállalatokra jellemző, implicit intertemporális diszkonttöbbletet, így meghatározva a befektetői intertemporális preferenciákat leíró, tőke költségen felüli addicionális diszkontrátát. Ezután a hozamelvárások és a tőkekereslet kapcsolatát vizsgáltuk meg regressziós modellek segítségével. Megállapítottuk, hogy az európai tőzsdei vállalatok gyakorlatában a tőkekereslet csökkenése és az ennek következtében kialakuló beruházási restrikció az intertemporális diszkonttöbblet növekedésére vezethető vissza. Ha ugyanis a befektetők a tőkepiacokon a rövid távú érdekeiket helyezik előtérbe és a vállalatok igazodnak a befektetők intertemporális preferenciáihoz, akkor az a hosszú távú tulajdonosi értékteremtés ellenében hat. Az intertemporális diszkonttöbblet növekedése a fentiekén túl, illetve azokkal összefüggésben a monetáris politikai lazítások hatásait is késleltetheti.

Journal of Economic Literature (JEL) kódok: G31, E22, E52

Kulcsszavak: tőkekereslet, beruházási döntések, intertemporális preferenciák, intertemporális diszkonttöbblet, hiperbolikus diszkontálás

* A jelen kiadványban megjelenő írások a szerzők nézeteit tartalmazzák, ami nem feltétlenül egyezik a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontjával.

Schepp Zoltán a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának egyetemi tanára.

E-mail: schepp@ktk.pte.hu

Ulbert József a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának egyetemi docense.

E-mail: ulbert@ktk.pte.hu

Tóth-Pajor Ákos a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának egyetemi tanársegéde.

E-mail: toth-pajor.akos@ktk.pte.hu

A kutatást az Emberi Erőforrások Minisztériumának Felsőoktatási Intézményi Kiválósági Programja finanszírozta, a Pécsi Tudományegyetem 4. tématerületi, „A hazai vállalatok szerepének növelése a nemzet újraparositásában” programja keretében (szerződés száma: 20765-3/2018/FEKUTSTRAT).

A magyar nyelvű kézirat első változata 2020. március 5-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://doi.org/10.25201/HSZ.19.2.88106>

1. Bevezetés

A tanulmány célja az intertemporális befektetői preferenciák vállalati tőkekeresletre gyakorolt hatásainak vizsgálata az európai tőzsdei vállalatok gyakorlatában. A tanulmányban azt vizsgáljuk meg, hogy a kamatkörnyezetben bekövetkező változások és a tőkepiaci folyamatok hogyan befolyásolták a befektetők intertemporális preferenciáit, és ezzel milyen változásokat eredményeztek az európai vállalatok tőkekeresletében a 2004–2016-ig terjedő időszakban.

A vállalatok tőkekeresletét a vállalatok által megvalósított beruházások bekerülési költségeinek aggregátumaként értelmezhetjük. A tőkekeresletet így a vállalatok beruházási döntései alakítják. Az intertemporális befektetői preferenciák a tőkeköltség-csatornán keresztül befolyásolják a vállalatok beruházási döntéseit, ilyen módon közvetve a vállalatok tőkekeresletére is hatással vannak.

A sajáttőke-költséget az eszközárzás egyensúlyi alapmodelljében, a tőkepiaci eszközárzási modellben a kockázatmentes hozam, a vállalatok piaci kockázata, illetve a tőkekockázati prémium alakulása határozza meg. A sajáttőke-költségen keresztül nyomon követhetjük a kamatváltozások és a tőkepiaci folyamatok hatásait, amelyek a vállalatok makrokörnyezetének változásaira reagálnak.

A kutatás során a *Blundell-Wignall – Roulet (2013)* által alkalmazott, a vállalati tőkekereslet és a sajáttőke-költség kapcsolatát leíró modellkeretet bővítjük ki a *Davies et al. (2014)* és *Miles (1993)* munkája alapján meghatározható intertemporális diszkonttöbblettel, ami a tőkepiaci befektetők implicit intertemporális preferenciáit írja le. *Davies et al. (2014)* munkájával szemben az általunk használt eszközárzási modellben a kockázati prémium nem állandó, megengedjük a tőkekockázati prémium változását. Így esetünkben az intertemporális diszkonttöbblet mértékét a kamatkörnyezet változásán felül a tőkepiaci folyamatok is befolyásolhatják.

Kutatásunk rámutat, hogy az implicit intertemporális diszkonttöbblet növekedése a vállalati tőkekereslet csökkenését vetíti előre, így a monetáris politikai lazítások tőkekereslet-élénkítő hatásait is késleltetheti.

A tanulmányban elsőként a befektetői intertemporális preferenciák és a tőkekereslet kapcsolatát vizsgáló szakirodalmat tekintjük át, és megfogalmazzuk az ennek alapján fontosnak tartott, empirikusan tesztelhető kutatási kérdéseinket. Ezután leíró jelleggel bemutatjuk a vizsgált vállalati mintát és az ahhoz kapcsolódó leíró statisztikákat. Ezt követően kutatási kérdésenként bontva ismertetjük a kutatási kérdések megválaszolása során alkalmazott módszereket, és értékeljük a kutatási kérdésekhez kapcsolódó eredményeket. Végül az eredmények alapján levonjuk a következtetéseket.

2. A tőkepiaci befektetők intertemporális preferenciái

Blundell-Wignall – Roulet (2013), Campbell et al. (2012) és Simmons-Süer (2016) megmutatja, hogy a tulajdonosi hozamelvárások és a vállalati tőkekereslet között fordított arányosság figyelhető meg. Ha nő a sajáttőke-költsége, az a vállalatok tőkekeresletének csökkenését jelzi előre. *Vörös (2020)* a termelési volumen és a szervezeti tanulás kapcsolatát vizsgálva amellet érvel, hogy diszkrét esetben a hozamelvárások növekedése a nagyobb termelési volumen miatt keletkezett termelési tapasztalat jelenértékét csökkenti, így magas diszkontráta esetén a vállalatok kisebb termelési volument, alacsony diszkontráta esetén pedig nagyobb termelési volument választanak. Ily módon – a neoklasszikus beruházásmélet alapvetéséből kiindulva, a termelési volumen és a tőkekereslet között pozitív kapcsolatot feltételezve – magasabb hozamelvárások esetén a vállalatok tőkekereslete ugyanúgy csökken.

Fazzari és munkatársai (1988) kimutatják, hogy az alacsony osztalékot fizető vállalatok azért forgatják vissza a profitjukat, mert számukra a külső források bevonása a belső források költségeihez képest relatíve költséges. A saját tőke és a kamatozó kölcsöntőke költségei között megfigyelhető különbség növekedése a tulajdonosi kifizetéseknek kedvez. *Mankins és szerzőtársai (2017)* arra mutatnak rá, hogy míg a 80-as és 90-es években a tőke szűkös erőforrás volt, addig napjainkban a nagy mennyiségű, olcsó tőke keres profitábilis beruházási lehetőségeket. A döntéshozók által meghatározott küszöbértékek nem tükrözik a tőkeköltséget, ami sokszor a beruházások elutasításához vezet.

Simmons-Süer (2018) szerint a tőzsdéi vállalatok esetében megfigyelhetünk olyan időszakokat, amelyekben a vállalatok alacsony tőkekereslete sem a kamatkörnyezetnek, sem a növekedési kilátásoknak nem tulajdonítható. Ezekben az időszakokban a hozamelvárások nem tükrözik a tőkeköltséget, ami Miller–Modigliani irrelevanciahipotézisét is cáfolja. *Davies és szerzőtársai (2014)* levezetik, hogy a tőkepiacokon a rövid távú befektetői érdekek a tőkeköltség-csatornán keresztül a beruházások visszaesését eredményezhetik, és beruházási restriktiót okozhatnak. A sajáttőke-költség és a beruházások között negatív kapcsolat figyelhető meg, így, ha nőnek a tulajdonosi hozamelvárások, az a tőkeállomány bővülési ütemének csökkenésével jár.

Elsőként *Miles (1993)*, majd *Davies és társai (2014)* találtak bizonyítékot a rövid távú befektetői érdekek érvényesülésére a tőkepiacokon, és rámutattak arra, hogy a rövid távú befektetői szemléletmód hosszabb távon tulajdonosi értéket rombol. Amennyiben a tőzsdéi vállalatok a rövid távú befektetői érdekeket szolgálják ki a tőkepiacokon, úgy a negyedéves jelentésekre koncentrálnak, és a tulajdonosi kifizetéseket részesítik előnyben, ezzel növelve a befektetésből rövid távon realizálható hozamokat. *Stein (1989)* amellet érvel, hogy a menedzserek olyan beruházásokat preferálnak, amelyek rövid távon növelik az eredményességet. Ezt a piac azonnal lereagálja és beárazza. A rövid távú befektetői érdekek elsődlegessége miatt a rövid

és hosszú táv közötti mérlegelések egyensúlya felborul (Martin 2015, Summers 2017, Favaro 2014, Mauboussin – Rappaport 2016).

Asker és társai (2014) amellett érvelnek, hogy a tőzsdei vállalatokkal szemben sokkal nagyobb mértékben érvényesülnek a rövid távú befektetési érdekek, mint a nem tőzsdei vállalatokkal szemben. Feldman és szerzőtársai (2018) arról írnak, hogy a tőkepiacok megkönnyítik a fedezet nélküli, kutatás-fejlesztésbe irányuló beruházásokat. Hackbarth és szerzőtársai (2018) szerint, ha a vállalatok kiszolgálják a befektetők rövid távú érdekeit, akkor az költségesebbé teszi a hosszú távú értéktermelést. A tulajdonosok az egyensúlyt keresik a rövid távon realizálható pénzáramok és a hosszú távon realizálható pénzáramok között.

A szakirodalom tehát egyértelműen állást foglal amellett, hogy a döntéshozók intertemporális preferenciáit sok esetben nem ragadhatjuk meg az exponenciális diszkontálás szabályrendszerének keretei között, konstans diszkontrátát feltételezve. Az intertemporális preferenciák nem stacioner jellege és időbeli inkonzisztenciája időben változó diszkontráták, vagy a hiperbolikus diszkontálás eszközrendszerének használatával vehetők figyelembe (Janssens et al. 2017). Ezért jelen tanulmányban a befektetők intertemporális preferenciáinak vizsgálatára és az intertemporális döntések modellezésére a hiperbolikus diszkontálás módszerét alkalmazzuk, ami lehetővé teszi a rövid távú gondolkodás hatásainak vizsgálatainkba történő bevonását.

Phelps és Pollak (1968) ezt a módszert a generációk közötti intertemporális döntések modellezésére alkalmazta először, ahol megmutatták, hogy a döntéshozók nagyobb súllyal veszik figyelembe a saját generációjuk jólétét, mint a jövőbeli generációk jólétét. Laibson (1997) amellett érvel, hogy a döntéshozók saját jövőbeli lehetőségeiket korlátozzák, ha nagyobb súllyal veszik figyelembe a rövid távú kimeneteket. Rasmusen (2008) arról ír, hogy a hiperbolikus diszkontálás lényege a relatív időkezelés, és levezeti a helyettesítés határrátáját a különböző függvényformák eseteiben. Bölcskei (2009) is rámutat, hogy az intertemporális preferenciák sokszor a jelen felé torzítanak. A döntéshozók a rövid távú érdekeiket helyezik előtérbe. Neszevda – Dezső (2012) is amellett érvel, hogy hiperbolikus diszkontálás segítségével az intertemporális preferenciák jobban leírhatók. A tőkepiacokon a befektetők intertemporális preferenciáinak modellezésére Davies és szerzőtársai (2014) és Miles (1993) is hasonló diszkontfüggvényeket használnak.

A befektetők intertemporális preferenciáit Davies és szerzőtársai (2014) munkáját követve kvázi-hiperbolikus diszkontfüggvényekkel modellezhetjük. A szerzőket a hiperbolikus diszkontálás alkalmazására a rövid távú befektetési szemlélet bemutatása motiválta. Az intertemporális preferenciák a diszkontfüggvényben egy intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktorként jelennek meg, amit a (1) egyenletben az x változó jelöl. Az intertemporális diszkonttöbbletet egy addicionális, intertemporális

preferenciákat leíró diszkontrátaként értelmezhetjük, így az x intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktor az intertemporális diszkonttöbblet függvénye.

Ha $x < 1$, akkor a döntéshozóra rövid távú szemlélet jellemző, mivel nagyobb súllyal veszi figyelembe a rövid távon realizálható pénzáramokat, és a tőkekölségnél nagyobb hozamelvárásokat fogalmaz meg.

Ha $x > 1$, akkor a döntéshozóra hosszú távú szemléletmód jellemző, mert a hosszú távon realizálható pénzáramokat veszi nagyobb súllyal figyelembe, és a tőkekölségnél kisebb hozamelvárásokat fogalmaz meg.

$$D_I(T) = \frac{x^T}{(1+r)^T}, \quad (1)$$

ahol $D_I(T)$ a döntéshozó intertemporális preferenciáit leíró diszkontfüggvényt, r a tőkekölséget, T a lejáratot és x az intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktort jelöli.

Davies et al. (2014) empirikus vizsgálatokkal is bizonyítja a rövid távú érdekek érvényesülését az intertemporális tőkeallokációs döntések vonatkozásában. Az 1995-től 2004-ig terjedő időszakban Anglia és az Egyesült Államok tőkepiacait vizsgálva *Davies et al. (2014)* szerint az intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktor mértéke $x = 0,938$. Az intertemporális diszkonttöbbletet így a (2) egyenlet alapján határozhatjuk meg.

$$itp = x^{-1} - 1, \quad (2)$$

ahol itp az intertemporális preferenciákat leíró diszkonttöbblet.

A (2) egyenlet alapján az implicit, intertemporális diszkonttöbblet 1995 és 2004 között átlagosan 6,6 százalék volt. A befektetők ekkora addicionális hozamot vártak el a vállalatok tőkekölsége felett.

Davies és munkatársai (2014) továbbá levezetik, hogy a befektetői, rövid távú szemléletmód a beruházások helyett a tulajdonosi kifizetések irányába mozdítja a vállalati tőkeallokációt. Ezek a vizsgálatok megmutatták, hogy a tőkepiacokon a döntéshozók intertemporális preferenciái nem stacionáriusak, a befektetők a rövid távú érdekeiket helyezik előtérbe az intertemporális tőkeallokációs döntéseik során, ami a tőkekölség csatornán keresztül a vállalati beruházások visszafogását eredményezi. Az implicit, intertemporális preferenciák és a tőkekereslet kapcsolatának vizsgálata új szempontokra mutat rá a hozamelvárások és a beruházások kapcsolatát elemző tanulmányokban.

A szakirodalom áttekintését követően két, empirikusan tesztelhető kutatási kérdést vizsgálunk meg. Egyrészt arra keressük a választ, hogy hogyan változott az

intertemporális diszkonttöbblet a 2004–2016 közötti időszakban. Másrészt pedig arra, hogy ez a változás milyen hatással volt a vállalatok tőkekeresletére, és hogyan befolyásolta a monetáris politikai intézkedések gazdaságélénkítő hatását. Előzetes várakozásaink alapján az alábbi állításokat fogalmazzuk meg:

1. Az intertemporális diszkonttöbblet a vizsgált időszakban (2004–2016) növekedett.
2. Növekedése a tulajdonosi hosszú távú értékteremtési törekvéseket a beruházási restrikción keresztül háttérbe szorította, ezzel a monetáris politikai lazítások tőkekereslet-élénkítő hatásait is késleltethette.

3. Minta és leíró statisztikák

A kulcsváltozók kiszámításához szükséges beszámoló adatokat a *Refinitiv* adatbázisából gyűjtöttük össze a 2004–2017-ig terjedő időszakra vonatkozóan. Az így létrehozott paneladatbázis Európában bejegyzett tőzsdei vállalatok mérleg-, eredményki-mutatás- és cash-flow-kimutatás adatait tartalmazza. A vállalati beszámolók adatain felül az adatállomány piaci információkat is tartalmaz. Az adatok az intertemporális diszkonttöbblet becslését 2004–2016 között tették lehetővé, így a leíró statisztikákat is erre az időszakra közöljük.

A minta tisztítása:

- kizárásra kerültek a negatív saját tőkével rendelkező, és
- a zérus árbevétellel rendelkező vállalatok,
- követelmény volt továbbá, hogy csak a vizsgálat teljes időszakában tőzsdén jegyzett vállalatok maradjanak a mintában,
- a 27 országbeli vállalati beszámolók adatait és piaci információit a Refinitiv által számított EUR értéken szerepeltetjük.
- a pénzügyi szektort, a közszolgáltatókat, valamint az ingatlanszektort a global industry standards (GICS) besorolás alapján kizártuk a mintából a számviteli szabályozások különbözősége miatt, így 55 különböző iparág vállalatai szerepelnek a mintában.

Átlagosan 30 éve tőzsdén jegyzett vállalatok alkotják az empirikus kutatás alapjául szolgáló adatállományt, így a minta érett tőzsdei vállalatok vizsgálatát teszi lehetővé. A Refinitiv adatbázisában 2 984 Európában bejegyzett tőzsdei vállalat szerepelt, amelyek esetében a kulcsváltozók kiszámításához szükséges adatok rendelkezésre álltak. A szelekciós kritériumok szerinti szűrést követően a kutatás során összesen 14 üzleti évet vizsgáltunk és 527 tőzsdei vállalat maradt a mintában. Ez a rendelkezésre álló vállalatok 17,66 százalékát jelenti.

A kulcsváltozók tekintetében az extrém értékeket az interkvartilis távolság módszerével szűrtük ki. Amennyiben a mutatószám adott értéke az interkvartilis távolság 3-szorosánál nagyobb távolságra helyezkedett el a 25. és a 75. percentiliszhez viszonyítva, úgy az értékeket az 5. és 95. percentiliszhez tartozó értékekkel helyettesítettük (Hastings et al. 1947, Dixon 1960, Tukey 1977). A minta megfelelően reprezentálja Európa tőkepiacait, így alkalmas a tőkekereslet és az intertemporális preferenciák kapcsolatának vizsgálatára.

Az 1. táblázatban a vállalati tőkekereslet és a sajáttőke-költség közötti kapcsolatot vizsgáló modellekben és az implicit, intertemporális diszkonttöbblet becslésénél használt változók számítási módját mutatjuk be. A tőkekereslet (I) mértékét a bruttó tőkekiadások (CAPEX) definiálja, amely a tárgyi eszköz-beszerzések és az immateriális javakba történő beruházások összegeként kerül meghatározásra a tőzsdei vállalatok cash-flow-kimutatásában. A tőkereslet így a tárgyi eszköz-beruházások és az immateriális javakba történő beruházások bekerülési költségeként értelmezhető.

Hasonlóan Blundell-Wignall – Roulet (2013) munkájához a tőkekeresletet az árbevétel (S) arányában vizsgáljuk, így összehasonlíthatóvá válnak a különböző méretű vállalatok.

1. táblázat		
A kulcsváltozók definíciói		
Változó	Jelölés	Számítási mód
Tőkekereslet az árbevétel arányában	$I_{i,t}/S_{i,t}$	Bruttó tőkekiadások (CAPEX) $_{i,t}$ / Az értékesítés nettó árbevétele $_{i,t}$
Tőkeintenzitás	$K_{i,t}/S_{i,t}$	(Immateriális javak $_{i,t}$ + Tárgyi eszközök $_{i,t}$) / Az értékesítés nettó árbevétele $_{i,t}$
Sajátőke-költség	COE $_{i,t}$	$r_{ft} + \beta_i ERP_{i,t}$
	r_{ft}	10 éves EKB zéró kupon hozam
	β_i	CAPM Béta (Refinitiv által becsült)
	ERP $_{i,t}$	Tőkekockázati prémium
Egy részvényre jutó osztalék (EUR)	DPS $_{i,t}$	Fizetett osztalék $_{i,t}$ / Részvények száma $_{i,t}$
Egy részvényre jutó adózott eredmény (EUR)	EPS $_{i,t}$	Adózott eredmény $_{i,t}$ / Részvények száma $_{i,t}$

A hosszú távon megcélzott működéshez szükséges tőkeállományt a vállalatok kibocsátása határozza meg. Hosszú távon a vállalat kibocsátása és tőkeállománya arányos egymással. Ezt az arányt nevezzük tőkeintenzitásnak. A tőkeintenzitás azt méri, hogy egységnyi árbevétel (S) megtermeléséhez a vállalatnak mennyi tőkére van szüksége. A tőkeintenzitás meghatározza a hosszú távon megcélzott működéshez szükséges tőkeállományt. A tőkeállományt (K) az immateriális javak és a tárgyi eszközök összegeként határozzuk meg. A sajáttőke-költségét (COE) a 10 éves EKB

zéró kupon hozam (r_f) és a vállalatokra jellemző kockázati prémium összegeként definiáljuk. Azért választottuk a 10 éves EKB zéró kupon hozamot, mert a mintában szereplő országok között legnagyobb arányban az eurozóna országok vannak jelen. Így az EKB zéró kupon hozam jól reprezentálja a mintában szereplő országok kockázatmentes hozamát.

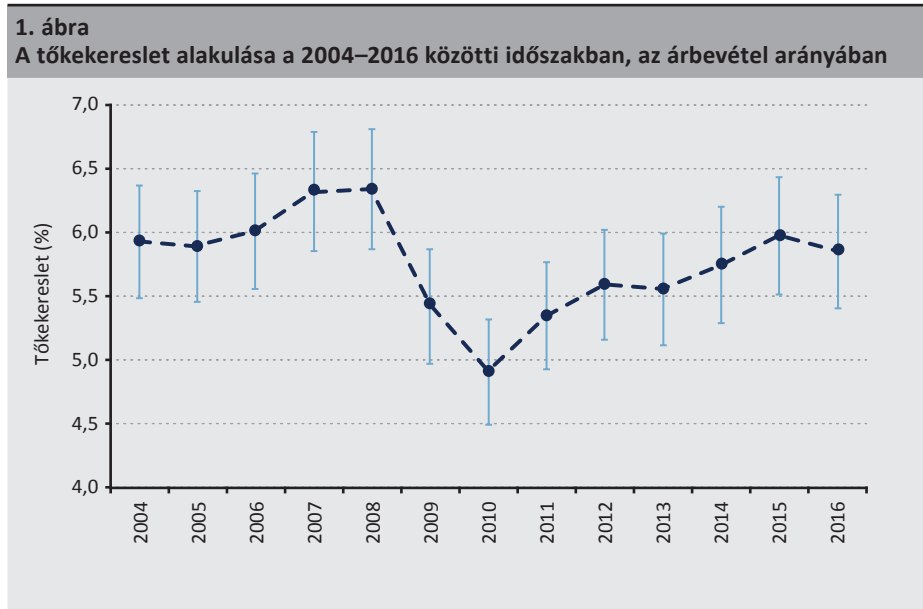
A kockázati prémiumot a vállalat székhelye szerinti ország tőkepiacán megfigyelhető, *Damodaran (2019)* munkája alapján becsült, implicit tőkekockázati prémium (ERP) és a vállalatra jellemző piaci kockázat (β_i) szorzataként határoztuk meg. A piaci kockázat mérőszámaként a Refinitiv által becsült vállalatokra jellemző bétákat használtuk. A definíció szerint a sajáttőke-költség változását a kamatkörnyezet és a tőkepiaci kockázati prémium változása eredményezi. A vállalatok részvényhozamai és a piaci hozam közötti együttmozgás intenzitását a vizsgált időszakban állandónak feltételezzük. Így a saját tőke költségének változásán keresztül a makroszintű sokkok hatásait követhetjük nyomon.

A részvényárat (P), az egy részvényre jutó adózott eredményt (EPS) és az egy részvényre jutó osztalékot (DPS) euróban szerepeltetjük. Az üzleti éveket t -vel, a vállalatokat i -vel indexáljuk.

2. táblázat						
A kulcsváltozók leíró statisztikái a teljes minta alapján						
Változó	Átlag	Szórás	Minimum	Medián	Maximum	Megfigyelések száma
$I_{i,t}/S_{i,t}$	0,058	0,052	0	0,041	0,224	6 851
$K_{i,t}/S_{i,t}$	0,353	0,316	0,005	0,247	1,317	6 851
$COE_{i,t}$	0,077	0,024	0,004	0,076	0,184	6 851
$r_{f,t}$	0,032	0,012	0,009	0,037	0,044	6 851
β_i	0,81	0,392	-0,082	0,809	2,312	6 851
$ERP_{i,t}$	0,056	0,011	0,045	0,05	0,2	6 851
$DPS_{i,t}$	0,578	0,809	0	0,263	4,077	6 851
$EPS_{i,t}$	1,221	1,9	-4,97	0,569	9,699	6 851
$P_{i,t}$	22,451	30,288	0,01	10,54	170,309	6 851

A 2. táblázat a kulcsváltozók leíró statisztikáit szemlélteti a teljes minta alapján. A vállalatokról elmondható, hogy a 2004–2016 közötti időszakban évente átlagosan 5,8 százalékkal bővítették a tőkeállományukat, az árbevétel arányában. A tőkeintenzitást tekintve egységnyi árbevétel megtermeléséhez átlagosan 0,353 egység tőkére volt szükségük. A piaci kockázatot mérő béta értéke átlagosan 0,81. A sajáttőke-költség 7,7 százalék körül mozog, míg a tőkekockázati prémium átlagosan 5,6 százalék.

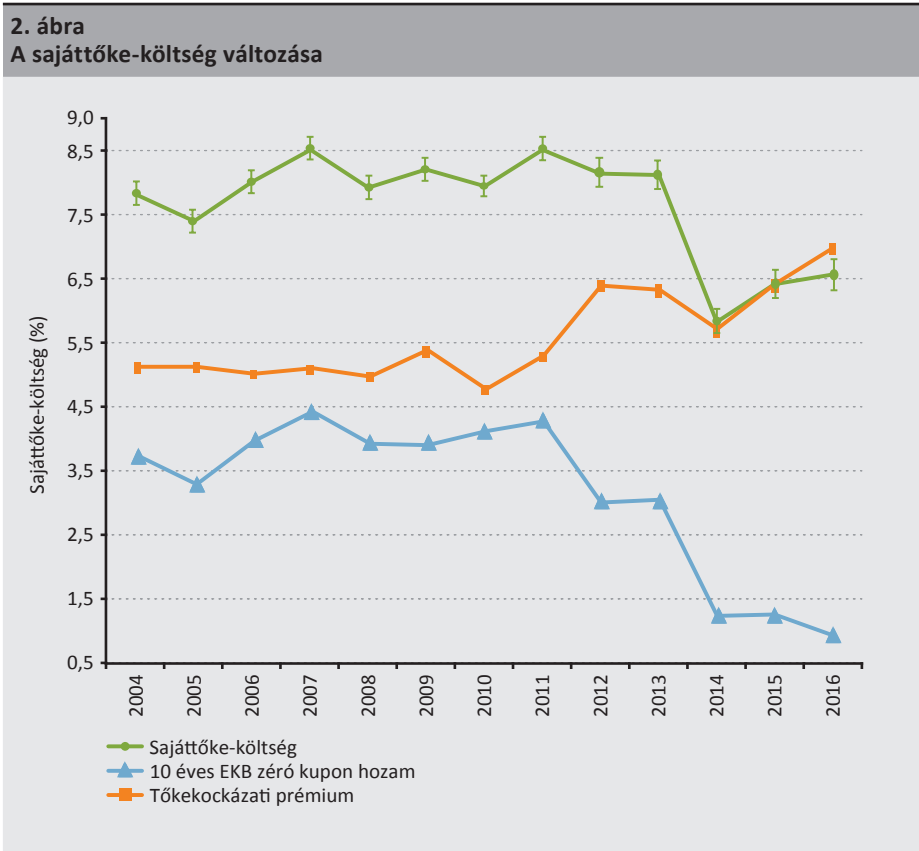
Az egy részvényre jutó adózott eredmény átlaga 1,22 EUR. Az egy részvényre jutó osztalék átlagos értéke 0,578 EUR. A 10 éves EKB zéró kupon hozam átlagosan 3,2 százalék volt a vizsgált üzleti években.



Az 1. ábrán a tőkekereslet üzleti évek szerinti átlagának alakulása látható a vizsgált időszakban, az árbevétel arányában. Míg 2007-ben a vállalatok átlagosan a tőkeállományukat 6,3 százalékkal bővítették, addig a válságévek folyamán a tőkeakkumulációs ráta 5 százalék alá esett vissza, majd az alacsony kamatkörnyezetben 5,8 százalékra kapaszkodott vissza 2016-ra. Duchin et al. (2010) érvel amellett, hogy a beruházások visszaesését a válság miatt megfigyelhető külső forráskínálati sokk eredményezte. A 2009–2010-es beruházási sokk nagy visszaesést eredményezett a tőkeállomány bővítésének ütemében.

Az intertemporális preferenciák vizsgálatához a kockázatmentes hozamok trendje, a tőkekockázati prémium trendje, valamint a saját tőke költségének változása hordoz fontos információkat. A 2. ábrán jól látható, hogy a 10 éves EKB zéró kupon hozam mintaátlaga egészen 2011-ig 3–4,5 százalék között ingadozott. A 2011-es üzleti évet követően az eurozóna adósságválságának lecsengésével párhuzamosan a 10 éves EKB zéró kupon hozam csökkenését figyelhetjük meg. A vállalatok székhelyei szerinti tőkepiacokon megfigyelhető Damodaran (2019) munkája alapján becsült, implicit tőkekockázati prémiumot vizsgálva látható, hogy a válságot követően a tőkekockázati prémium mintaátlaga 5-ről 7 százalékra növekedett. A kockázatmentes

hozam és a tőkekockázati prémium eredőjeként a sajáttőke-költség mintátlaga csak 2014-re csökkent le. A 2. ábra jól összefoglalja, hogy a kamatkörnyezet változása és a tőkepiacon megfigyelhető folyamatok milyen hatással voltak az európai tőzsdéi vállalatok sajáttőke-költségére.



4. Az intertemporális diszkonttöbblet változása a 2004–2016 közötti időszakban

Az implicit, intertemporális diszkonttöbblet becslését *Davies et al. (2014)* munkájára alapozzuk. A szerzők egy eszközárzási modellben alkalmaznak kvázi-hiperbolikus diszkontfüggvényeket annak érdekében, hogy megbecsüljék az intertemporális diszkonttöbblet mértékét. A becslések során alkalmazott eszközárzási modellt egy intertemporális preferenciákat leíró diszkonttényezővel egészítik ki.

Az általunk használt eszközárzási modell annyiban különbözik *Davies et al. (2014)* modelljétől, hogy a sajáttőke-költségét tekintve a vállalatokra jellemző kockázati

prémiumot az implicit tőkekockázati prémiumok és a vállalatra jellemző béta szorzataként határoztuk meg. A sajáttőke-költség ilyen módon történő definiálása a tőkepiaci eszközárzási modellre (CAPM) épül. A piaci portfólió és a vállalati részvények együttmozgását a vizsgált időszakban állandónak tekintettük. Így, ellentétben *Davies et al. (2014)* munkájával, esetünkben a sajáttőke-költséget nem csak a kamatváltozás, de a kockázati prémium időbeli változása eredményezi, míg a vállalatok közötti heterogenitást csak a piaci kockázat befolyásolja. *Davies et al. (2014)* munkájával szemben az általunk alkalmazott eszközárzási modellben a kockázati prémium változhat a vizsgált időszakban, így az intertemporális diszkonttöbblet mértékét a kamatkörnyezet változásán túl a tőkepiaci folyamatok is befolyásolhatják. Az intertemporális preferenciák becsléséhez alkalmazható eszközárzási modellt *Davies et al. (2014)* munkája alapján a (3) egyenlet segítségével határozhatjuk meg:

$$P_{i,t} = \sum_{j=1}^N \frac{E_t(DPS_{i,t+j})x_t^j}{(1 + COE_{i,t+j})^j} + \frac{E_t(P_{i,t+N})x_t^N}{(1 + COE_{i,t+N})^N}, \quad (3)$$

ahol i -vel a vállalatokat, j -vel a tartási periódus éveit, t -vel az üzleti éveket indexáljuk, valamint $P_{i,t}$ a részvényárat, N a tartási periódust, $DPS_{i,t}$ az egy részvényre jutó osztalékot, $COE_{i,t} = r_{f,t} + \beta_i ERP_{i,t}$ a saját tőke költségét és x_t az adott évre vonatkozó implicit, intertemporális diszkonttényezőt jelöli.

A (3) egyenletben szereplő várható értékeket tekintve *Wickens (1982)* amellett érvel, hogy a várható értékek megegyeznek a realizált érték és az előrejelzési hiba különbségével. Ebben az esetben az N periódussal későbbi részvényár t időpontbeli várható értékét a (4) egyenlet segítségével határozhatjuk meg.

$$E_t(P_{i,t+N}) = P_{i,t+N} - U_{i,t+N}, \quad (4)$$

ahol $U_{i,t+N}$ az előrejelzési hibát jelöli.

Ebben az esetben az x paraméter becslése olyan instrumentális módszerekkel történhet, ahol az instrumentumok korrelálnak a $P_{i,t+N}$ részvényárral, de az előrejelzési hibával nem. A (3) egyenletben az x paraméter becslése így nem lineáris, két lépcsős legkisebb négyzetek módszerével lehetséges. Instrumentumokként az egy részvényre jutó adózott eredmény, az egy részvényre jutó osztalék késleltetett értékei alkalmazhatók a jövőbeli egy részvényre jutó osztalék és a jövőbeli részvényárak esetében. Az x intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktor, így minden üzleti évre megbecsülhető, és ezzel nyomon követhető a befektetők intertemporális preferenciáinak változása a tőkepiacokon. *Neszveda – Dezső (2012)* amellett érvel, hogy a kvázi hiperbolikus diszkontfüggvények hosszú távon nagyságrendekkel eltérnek az általánosított hiperbolikus diszkontálás eredményeitől. Ennek okán az általunk felépített modellben az N tartási periódusnak 5 évet határoztunk meg, kivéve azokban az években, amikor már nem volt elég megfigyelés az 5 éves tartási periódushoz. Ennek megfelelően 2012 után, minden évben eggyel rövidült a tartási

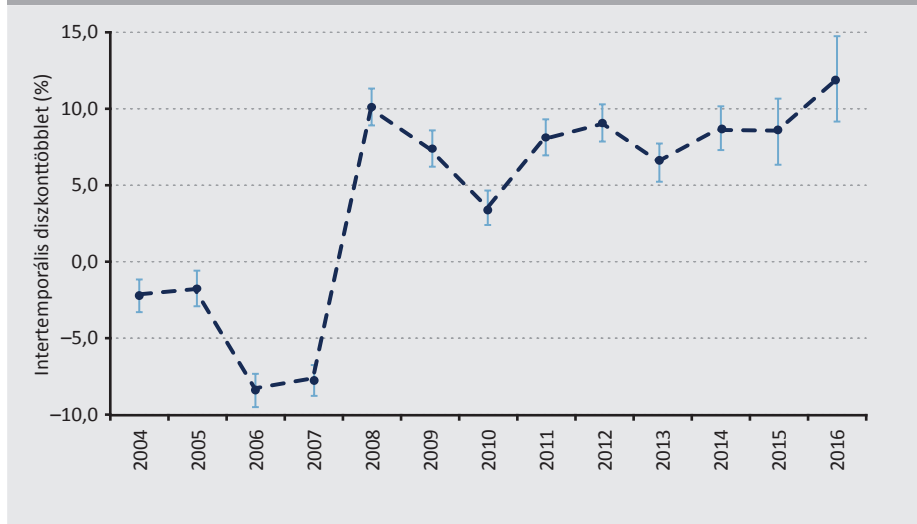
periódus. Így modellünk egy középtávú befektetési időhorizontot vizsgál. A 2017-es üzleti évre a rendelkezésre álló adatok alapján már nem lehet megbecsülni az intertemporális diszkonttöbbletet.

A 3. ábra az implicit intertemporális diszkonttöbblet alakulását követi nyomon a 2004–2016-os időszakban. A (3) egyenlet alapján ismertetett eszközárzási modell segítségével először az x intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktort becsültük meg, majd ebből fejeztük ki az implicit intertemporális diszkonttöbbletet a (2) egyenletben ismertetett képlet alapján. Az x paramétert az előrejelzési hibák miatt nemlineáris, kétlépcsős legkisebb négyzetek módszerével becsültük meg minden üzleti évre.

A keretmetszeti regressziós modellek esetében az R^2 72 és 95 százalék között ingadozik. A megbecsült intertemporális diszkontfaktor minden évben 1 százalékos szinten szignifikáns. A paraméterbecslést követően *Wald-próba* segítségével megvizsgáltuk, hogy az intertemporális diszkontfaktor szignifikánsan különbözik-e 1-től, hiszen ha $x = 1$, akkor az implicit intertemporális diszkonttöbblet 0. A *Wald-próbák* eredményei minden évben szignifikáns eltéréseket mutattak. A Hansen-J-statisztikák alapján egyik esetben sem vetettük el a null-hipotézist, miszerint az alkalmazott instrumentum-halmaz megfelelő. A 3. ábrán a pontbecslések mellett a *White (1980)* munkáján alapuló, heteroszkedaszticitást is számításba vevő standard hibák alapján számolt 95 százalékos konfidencia-intervallumot jelenítjük meg.

3. ábra

Az implicit, intertemporális diszkonttöbblet változása a 2004–2016 közötti időszakban



A 3. ábra alapján látható, hogy 2008 előtt az implicit, intertemporális diszkonttöbbség értéke negatív volt. Így ebben az időszakban a befektetők hozamvárásai a tőkepiacon átlagosan a sajáttőke-költség alatt voltak. Ez arra utal, hogy a befektetőket 2008 előtt hosszú távú szemléletmód jellemezte, könnyebben cserélték el a jelenbeli jövedelmüket egy jövőbeli hozamígéretre. A legnagyobb negatív intertemporális diszkonttöbbség 2006-ban figyelhető meg, amikor a befektetők átlagosan 8,4 százalékkal alacsonyabb hozamvárásokat támasztottak a sajáttőke-költséghez képest. 2008-tól az intertemporális diszkonttöbbség értéke pozitív, ami arra utal, hogy a befektetők hozamvárásai átlagosan a sajáttőke-költség fölé kerültek. Ebben az esetben a befektetők a rövid távú érdekeiket helyezik előtérbe a tőkepiacokon, ezért nehezebben cserélik el a jelenbeli jövedelmüket egy jövőbeli hozamígéretre. 2008-ban az intertemporális diszkonttöbbség 10,1 százalék volt. Átlagosan ennyivel magasabb hozamvárást fogalmaztak meg a befektetők a tőkepiacokon a tőke-költség felett.

5. Az intertemporális diszkonttöbbség növekedésének hatása az európai tőzsdéi vállalatok tőkekeresletére

A befektetői hozamvárások a tőkeköltség-csatornán keresztül a vállalatok tőkekeresletére is hatnak, mivel a hozamvárások a vállalatok szemszögéből vizsgálódva tőkeköltségként értelmezhetők. Az implicit, intertemporális diszkonttöbbség növekedése a beruházási döntések során alkalmazott diszkontráta növelésén keresztül csökkentheti a vállalatok tőkekeresletét.

Az intertemporális diszkonttöbbség becslését követően megvizsgáltuk az intertemporális preferenciák tőkekeresletre gyakorolt hatásait. *Blundell-Wignall – Roulet (2013)* amellett érvelnek, hogy a hozamvárások és a vállalatok tőkekereslete között fordított arányosság figyelhető meg. Megmutatják továbbá, hogy a saját tőke költsége és a tőkekereslet között negatív kapcsolat van. A sajáttőke-költség jó viszonyítási pont a hozamvárások tekintetében, de a döntéshozók általában ettől eltérő küszöbértékeket alkalmaznak a beruházási döntések során, amit a sajáttőke-költség alkalmazása kevésbé jól ragad meg. Ezért tartjuk fontosnak az implicit, intertemporális diszkonttöbbség vizsgálatát, amely a küszöbértékek és a sajáttőke-költség közötti különbségeket ragadja meg.

Az intertemporális diszkonttöbbség-növekedés hatásainak vizsgálata során *Blundell-Wignall – Roulet (2013)* modelljéhez hasonló modellt alkalmazunk, amelyet az implicit intertemporális diszkonttöbbség és az intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktor hatásait figyelembe véve bővítünk ki. Modellünk segítségével jobban megragadhatjuk a befektetők hozamvárásait.

Az alapmodellt az (5) egyenlet szemlélteti.

$$\frac{I_{i,t}}{S_{i,t}} = \beta_1 COE_{i,t-1} + \beta_2 \frac{K_{i,t}}{S_{i,t}} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (5)$$

ahol $I_{i,t}/S_{i,t}$ az egységnyi árbevételre jutó tőkekeresletet, $COE_{i,t-1}$ a saját tőke költségét, $K_{i,t}/S_{i,t}$ a tőkeintenzitást, μ_i az egyedhatásokat, $\varepsilon_{i,t}$ a hibtagot és β a regressziós modell paramétereit jelöli.

Az alapmodellbe további magyarázóváltozókként az intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktor (x) és az intertemporális diszkonttöbbllet (itp) trendjét vonjuk be. A két különböző trendváltozó használatával lehetőségünk nyílik megmutatni, hogy biztosan az intertemporális preferenciák hatásait ragadjuk meg, és nem csak az idő múlása jelenik meg a trendváltozóknak. Előzetesen arra számítunk, hogy a tőkekereslet és a diszkontfaktor trendje között pozitív kapcsolatot, míg az intertemporális diszkonttöbbllet esetében negatív kapcsolatot figyelhetünk meg. A modellekbe a trendváltozók késleltetett értékeit vonjuk be, mert a trendváltozók prediktív tulajdonságait szeretnénk vizsgálni.

A (6) egyenletben a modellt az intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktor trendjével egészítettük ki.

$$\frac{I_{i,t}}{S_{i,t}} = \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 COE_{i,t-1} + \beta_3 \frac{K_{i,t}}{S_{i,t}} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (6)$$

ahol x_{t-1} az intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktor késleltetett trendjét jelöli.

A (7) egyenletben az alapmodellbe az implicit intertemporális preferenciákat leíró diszkonttöbbllet trendjét vonjuk be magyarázó változóként.

$$\frac{I_{i,t}}{S_{i,t}} = \beta_1 itp_{t-1} + \beta_2 COE_{i,t-1} + \beta_3 \frac{K_{i,t}}{S_{i,t}} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (7)$$

ahol itp_{t-1} az intertemporális preferenciákat leíró diszkonttöbbllet trendjét jelöli.

A modellek segítségével szeretnénk megmutatni, hogy az intertemporális diszkonttöbbllet növekedése a vállalatok tőkekeresletét csökkenti, ami arra utal, hogy a befektetők rövid távú érdekeinek előtérbe helyezése a tőkeköltség csatornán keresztül beruházások elutasításához vagy elhalasztásához vezet, és ezzel értéket rombol a vállalatok számára. A befektetői rövid távú érdekek kiszolgálása a hosszú távú tulajdonosi értékteremtés ellenében hat.

A 3. táblázatban a hozamelvárások és a tőkekereslet kapcsolatát vizsgáljuk meg. A becsléshez szükséges adatok a vizsgált minta tekintetében 527 vállalatra voltak elérhetőek és 12 üzleti évet tudtunk megvizsgálni a késleltetések miatt. A modelleket

„within” transzformációval becsültük meg. A táblázatban a *Newey-West standard hibákat* közöljük. A C1 modellt a (5) egyenlet alapján, a C2 modellt a (6) egyenlet alapján, míg a C3 modellt a (7) egyenlet alapján becsültük meg.

A C1 modellben látható, hogy a sajáttőke-költségének 1 százalékos növekedése a vállalatok tőkekeresletét 0,1 százalékkal csökkenti. Így megfigyelhető a fordított arányosság a tőkekereslet és a sajáttőke-költsége között. Nem meglepő eredmény továbbá, hogy a tőkeintenzitás növekedése a tőkekeresletet növeli. A C2 modellben x_{t-1} változó az intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktor trendjét jelöli. Míg 2009 előtt x_{t-1} értéke 1 felett van, addig 2009-től az érték 1 alá kerül, ami a befektetők rövid távú érdekei előtérbe kerülését jelzi. Az intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktor trendjéhez tartozó pozitív paraméter arra utal, hogy a befektetők rövid távú érdekeinek előtérbe kerülése a vállalatok tőkekeresletének csökkenését vetíti előre.

A C3 modellben ugyanerre a következtetésre juthatunk, ha az intertemporális diszkonttöbbség trendjének késleltetett értékével egészítjük ki a modellt. Az itp_{t-1} változó negatív paramétere arra utal, hogy az intertemporális diszkonttöbbség növekedése a tőkeköltség csatornán keresztül csökkentette a vállalatok tőkekeresletét. Az intertemporális diszkonttöbbség 1 százalékos növekedése a tőkekeresletet 0,048 százalékkal csökkenti.

3. táblázat			
A hozamelvárások és a tőkekereslet kapcsolata			
$I_{i,t} / S_{i,t}$	C1	C2	C3
x_{t-1}		0,049*** (0,006)	
itp_{t-1}			-0,048*** (0,005)
$COE_{i,t-1}$	-0,100*** (0,038)	-0,187*** (0,038)	-0,186*** (0,038)
$K_{i,t} / S_{i,t}$	0,092*** (0,006)	0,092*** (0,006)	0,092*** (0,006)
R ²	0,118	0,131	0,131
Korrigált R ²	0,037	0,052	0,052
Wooldridge próba: p-érték	0,000	0,000	0,000
Megfigyelések száma	6 324	6 324	6 324
Vállalatok száma	527	527	527
Üzleti évek száma	12	12	12
<i>Megjegyzés: Zárójelben a standard hibák. ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1</i>			

Az intertemporális preferenciák és a tőkekereslet kapcsolatát vizsgálva jól látható, hogy az implicit intertemporális diszkonttöbblet növekedése a tőkekölség csatornán keresztül a tőkekereslet csökkenését eredményezi. A rövid távú befektetési érdekek kiszolgálása pozitív nettó jelenértékű beruházások elutasításához vagy elhalasztásához vezet, ezért tulajdonosi értéket rombol.

A modellek alapján ezen felül azt is láthatjuk, hogy a sajáttőke-kölség csökkenése a tőkekereslet növekedését jelzi előre. Ahogy azt a 2. ábrán megmutattuk 2009-es beruházási sokkot követően a vizsgált mintában a monetáris politikai lazítások hatása csak 2014-re csökkentette érdemben a sajáttőke-kölségét, annak ellenére, hogy a kamatok csökkentése már az eurozóna adósságválságának lecsengésével párhuzamosan 2011-ben elkezdődött. Ez arra utal, hogy a válságot követő tőkepiaci folyamatok késleltethették a monetáris politika válságkezelő intézkedéseinek beruházásélénkítő hatását. Ezen felül az intertemporális diszkonttöbblet növekedése is a monetáris lazítások ellenében hatott.

6. Következtetések

A kutatás során megmutattuk, hogy az implicit, intertemporális diszkonttöbblet a 2004–2016-ig terjedő időszakban növekedett. 2008 előtt az intertemporális preferenciákat leíró diszkontfaktor értéke 1 felett volt, ezt követően 1 alá került. Míg 2008 előtt a befektetők hosszú távú szemléletmód jellemezte, addig a válságot követően a befektetők a rövid távú érdekeiket helyezik előtérbe. A befektetési hozamvárások és a tőkekölség közötti különbség megnövekedett. A válságot követően a befektetők nehezebben cserélik el a jelenbeli jövedelmüket egy jövőbeli hozamígéretre. Ha az implicit, intertemporális diszkonttöbblet beépül a vállalatok tőkekölségébe, akkor az a tőkekeresletet csökkenti és pozitív nettó jelenértékű beruházások elutasításához vagy elhalasztásához vezet. Ezzel a tulajdonosi hosszú távú értékteremtési törekvéseket a beruházási restrikción keresztül háttérbe szorítja. A sajáttőke-kölség és a tőkekereslet kapcsolatának vizsgálata olyan makroszintű sokkok hatásaira is rávilágít, mint a recesszió, a kamatkörnyezet változása, vagy a tőkekockázati prémium változása a tőkepiacokon. A vizsgált mintában 2014-ben látható egy jelentős csökkenés a sajáttőke-kölségében, amely a kamatok csökkenésének és a tőkekockázati prémium változásának köszönhető. Ez arra utal, hogy sajáttőke-kölség változásait és az intertemporális diszkonttöbblet növekedését tekintve a válságot követő tőkepiaci folyamatok késleltethették a monetáris politikai lazítások tőkekereslet élénkítő hatását.

Felhasznált irodalom

- Asker, J. – Farre-Mensa, J. – Ljungqvist, A. (2014): *Corporate Investment and Stock Market Listing: A Puzzle?* Review of Financial Studies, 28(2): 342–390. <http://doi.org/10.1093/rfs/hhu077>
- Blundell-Wignall, A. – Roulet, C. (2013): *Long-term investment, the cost of capital and the dividend and buyback puzzle.* OECD Journal: Financial Market Trends, 2013(1): 39–52. <http://doi.org/10.1787/fmt-2013-5k41z8t05l8s>
- Bölcsei Vanda (2009): *Az intertemporális döntések viselkedési közgazdaságtani modelljeinek áttekintése.* Közgazdasági Szemle, 56(november): 1025–1040.
- Campbell, J.L. – Dhaliwal, D.S. – Schwartz, W.C. (2012): *Financing Constraints and the Cost of Capital: Evidence from the Funding of Corporate Pension Plans.* Review of Financial Studies, 25(3): 868–912 <http://doi.org/10.1093/rfs/hhr119>
- Damodaran, A. (2019): *Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications – The 2019 Edition.* <http://doi.org/10.2139/ssrn.3378246>
- Davies, R. – Haldane, A. G. – Nielsen, M. – Pezzini, S. (2014): *Measuring the costs of short-termism.* Journal of Financial Stability, 12(June): 16–25. <http://doi.org/10.1016/j.jfs.2013.07.002>
- Dixon, W.J. (1960): *Simplified Estimation from Censored Normal Samples.* The Annals of Mathematical Statistics, 31(2): 385–391. <http://doi.org/10.1214/aoms/1177705900>
- Duchin, R. – Ozbas, O. – Sensoy, B.A. (2010): *Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis.* Journal of Financial Economics, 97(3): 418–435. <http://doi.org/10.1016/j.jfineco.2009.12.008>
- Favaro, K. (2014): *Long-Termism Is Just as Bad as Short-Termism.* Harvard Business Review, September 25.
- Fazzari, S. – Hubbard, R. G. – Petersen, B. (1988): *Financing Constraints and Corporate Investment.* Brookings Papers on Economic Activity, 1988(1): 141–206. <http://doi.org/10.2307/2534426>
- Feldman, N. – Kawano, L. – Patel, E. – Rao, N. – Stevens, M. (2018): *The Long and Short of It: Do Public and Private Firms Invest Differently?* Finance and Economics Discussion Series, 2018–068. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System. <http://doi.org/10.17016/feds.2018.068>
- Hackbarth, D. – Rivera, A. – Wong T.Y. (2018): *Optimal Short-Termism.* ECGI Finance Working Paper no. 546/2018. European Corporate Governance Institute. <http://people.bu.edu/dhackbar/HRW-2018.pdf>. Letöltés ideje: 2020. május 8.

- Hastings, C. – Mosteller, F. – Tukey, J. W. – Winsor, C.P. (1947): *Low Moments for Small Samples: A Comparative Study of Order Statistics*. The Annals of Mathematical Statistics, 18(3): 413–426. <http://doi.org/10.1214/aoms/1177730388>
- Janssens, W. – Kramer, B. – Swart, L. (2017): *Be patient when measuring hyperbolic discounting: Stationarity, time consistency and time invariance in a field experiment*. Journal of Development Economics, 126(May): 77–90. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2016.12.011>
- Laibson, D. (1997): *Golden Eggs and Hyperbolic Discounting*. The Quarterly Journal of Economics, 112(2): 443–478. <https://doi.org/10.1162/003355397555253>
- Mankins, M. – Harris, K. – Harding, D. (2017): *Strategy in the Age of Superabundant Capital*. Harvard Business Review, March-April.
- Martin, R.L. (2015): *Yes, Short-Termism Really Is a Problem*. Harvard Business Review, October.
- Mauboussin, M.J. – Rappaport, A. (2016): *Reclaiming the Idea of Shareholder Value*. Harvard Business Review, July.
- Miles, D. (1993): *Testing for Short Termism in the UK Stock Market*. The Economic Journal, 103(421): 1379–1396. <https://doi.org/10.2307/2234472>
- Neszveda Gábor – Dezső Linda (2012): *A kvázi- és általánosított hiperbolikus diszkontálás hosszú távon*. Szigma, 43(3–4): 163–177.
- Phelps, E.S. – Pollak, R.A. (1968): *On Second-Best National Saving and Game-Equilibrium Growth*. The Review of Economic Studies, 35(2): 185–199. <https://doi.org/10.2307/2296547>
- Rasmusen, E.B. (2008): *Some Common Confusions About Hyperbolic Discounting*. SSRN Electronic Journal. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1091392>
- Simmons-Süer, B. (2016): *Cost of capital and US investment: Does financing matter after all?* The Quarterly Review of Economics and Finance, 60(May): 86–93. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2015.11.008>
- Simmons-Süer, B. (2018): *How relevant is capital structure for aggregate investment? A regime-switching approach*. International Review of Economics & Finance, 53(January): 109–117. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.10.002>
- Stein, J. (1989): *Efficient Capital Markets, Inefficient Firms: A Model of Myopic Corporate Behavior*. Quarterly Journal of Economics, 104(November): 655–669. <https://doi.org/10.2307/2937861>

Summers, L.H. (2017): *Is Corporate Short-Termism Really a Problem? The Jury's Still Out*. Harvard Business Review, February.

Tukey, J.W. (1977): *Exploratory Data Analysis*. Addison-Wesley.

Vörös, J. (2020): *Production dynamics in case of organizational learning*. Mimeo, University of Pécs.

White, H. (1980): *A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity*. *Econometrica*, 48(4): 817–838. <http://doi.org/10.2307/1912934>

Wickens, M.R. (1982): *The Efficient Estimation of Econometric Models with Rational Expectations*. *The Review of Economic Studies*, 49(1): 55–67. <https://doi.org/10.2307/2297140>