

BÉLI MARCELL

A kockázati prémium rejtélye Magyarországon

Lehetséges magyarázatok

Jelen tanulmány célja egy világszerte megfigyelt jelenség, a kockázati prémium rejtély (Equity Premium Puzzle) vizsgálata Magyarországon, valamint a jelenségre eddig született magyarázatok áttekintése. A kérdés fontosságát az adja, hogy a historikus adatokból következően a részvények túl nagy prémiumot nyújtanak a befektetőknek. Olyan magas ez a prémium, hogy már nem összeegyeztethető a standard gazdasági modellekkel. Dolgozatom során leelőször áttekintem a rejtély mibenlétét, valamint a későbbi összehasonlíthatóság szempontjából kitérek a világ más országaiban tapasztalt eredményekre. Ezek után a magyar piacon folytatom vizsgálódásom, ahol az állampapírok, a BUX index, az infláció és a fogyasztás alakulásának felhasználásával elemzem a jelenséget. Végezetül közel 20 különböző lehetséges magyarázatot tekintek át, külön figyelmet fordítva a magyar piacon megfigyelhető, országspecifikus hatásokra.

1. ELMÉLETI BEVEZETÉS

Képzelnék el, hogy egy Amerikában élő dédnagymamánknak az 1925-ös évek vége felé volt 100 dollár spórolt pénze. Gondolt az utódaira, ezért úgy döntött, hogy ezt a pénzt befekteti. Nem értett a tőzsdéhez, valamint túl kockázatosnak gondolta, ezért pénzt kincstárjegyekbe fektette. Ott is maradt generációkon át. Most ugorjunk 2004 végére, amikor is kapunk egy értesítést Amerikából, hogy mi vagyunk a legközelebbi örökösei ennek a befektetésnek, ami jelenleg 1787 dollárt ér. Nagyon boldogok vagyunk, és örülünk dédnagymamánk előrelátásának. Most gondoljunk bele, mi történt volna, ha dédnagymamánk mégis inkább egy részvényportfólióba fektetett volna (például a DJIA Indexbe). Ha ezt tette volna, 253 343 dollár ütötte volna a markunkat, ami több mint 140-szerese annak, amit kaptunk!¹ Az átlaghozamok közötti különbség is meglepően magas: 3,7% és 10,1%. Természetes, hogy a részvények kockázatosabbak, mint a kincstárjegyek, ezért magasabb hozamot kell nyújtaniuk a befektetőknek. A kockázati prémium rejtélye abból ered, hogy ez a hozamtöbblet jóval nagyobb annál, mint amit a befektetők tipikusan elvárnának.

Mehra és *Prescott* 1985-ben publikálta először, hogy ez a hozamkülönbség igenis rejtély, és nem indokolható az Arrow–Debreu-modell által kínált magyarázatokkal, mint a tranzakciós díjak, a likviditás és egyéb piaci hatékonysátlanságok. A standard általános egyensúlyi modellben (amelyben az egyéneknek átlagolható, elválasztható közömbösségi függvénye van) az egyetlen paraméter a relatív kockázatkerülési együttható², az A paraméter. A kérdés, amelyet feltettek, így szól: milyen A lenne konzisztens a kockázati prémium

1 MEHRA [2008] adatai alapján.

2 Azt fejezi ki, mennyire vagyunk hajlandóak kockáztatni vagyonunkat.

ilyen magas értékével? Számításaik alapján ez 30 és 40 között van, ami túl magas ahhoz, hogy elfogadható legyen (Ormos [2010]).

De hogyan is jutottak erre a következtetésre? Miért is elfogadhatatlan az A paraméter ilyen magas értéke? Ehhez tekintsünk egy már-már klasszikus példát: 50% eséllyel megduplázhatjuk teljes vagyónunkat (humántőkéket is), vagy 50% valószínűséggel elveszíthetjük a felét. A kérdés a következő: mennyit lennénk hajlandóak fizetni, hogy ne vegyünk részt ebben a játékban? Ha a relatív kockázatkerülési együtthatónk értéke 30, akkor vagyónunk 49%-ról lemondanánk azért, hogy elkerüljük ezt a játékot! Ez teljesen abszurdnak tűnik.

A relatív kockázatkerülési együttható ilyen magas értéke más jelentést is hordoz, mégpedig azt, hogy az egyének mindenáron ki szeretnék simítani fogyasztásuk szintjét az idő függvényében, hiszen a fogyasztás adott arányú csökkenése sokkal nagyobb „fájdalmat” okoz nekik, mint ugyanolyan arányú növekedése. Mivel a megtakarításai miatt az egyén egyre gazdagabbá válik, ezért az egyéneknek a saját jövőbeli „gazdagságuktól” kell „kölszönkérniük” ahhoz, hogy jelenbeli hasznosságukat növeljék. Ebből a gondolatmenetből következik, hogy általánossá válik a hitelfelvétel, ami miatt a reálkamatok is növekedni kezdenek. Ezzel szemben a kamatok reálértéke alig pozitív, ha hosszú távon vizsgáljuk. Azaz akár úgy is fogalmazhatunk, hogy nem a kockázati prémium rejtélyével állunk szemben, hanem nyugodtan nevezhetnénk a jelenséget a (túl alacsony) kockázatmentes hozam rejtélyének (Ormos [2010]).

Mielőtt rátérnék a rejtély levezetésére, szükségét érzem megemlíteni, miért is fontos ez a jelenség, miért kell foglalkozni vele egyáltalán. A válasz egyszerű: a kockázati prémium egy központi kérdése a portfólióallokációnak, annak, hogy mit vegyünk és milyen mennyiségben. Ha nagy a részvényprémium (nagyobb, mint amit elvárnánk), akkor pénzünk nagyobb részét érdemes kockázatos eszközökbe fektetni. Mindemellett jelentős gazdaságpolitikai hatásai is vannak a túlzott prémiumnak, hiszen nagymértékben növekednek egy esetleges recesszió jóléti költségei.

2. AZ EPP-JELENSÉG

2.1. Levezetés

A rejtély abból következik, hogy a hozam túl nagy ahhoz képest, mint ami a standard gazdasági modellekből számítható. Ennek a kijelentésnek a bizonyításához szükségünk van egy olyan képletre, amely a kockázati prémiumot kapcsolatba hozza a gazdaság működésével, az egyének viselkedésével. Ennek a képletnek a levezetéséhez többféle bizonyítással találkozunk a téma irodalmában. Kiemelkedő ezek közül az „alapmű”, az 1985-ös Mehra és Prescott-féle többoldalas levezetés, amelynek a végeredményében az A és a (türelmetlenségi tényező – a későbbi fogyasztásnak egy szubjektív diszkontfaktora) paraméter is változóként szerepel. Erre még később visszatérek. Egy másik, sokkal szemléletesebb és könnyebben érthető levezetés (amelyet le is írok) Christopher Carroll 2011-es handoutjában lelhető fel. A két levezetés alapvető különbsége, hogy az újabb bizonyítás már csak magával a prémium meghatározásával foglalkozik, ezért nem kezeli endogén változóként a kockázatmentes hozam meghatározásához szükséges β -t. Az eredményeket tekintve, mindkét végeredménnyel

hasonló A paramétereket kapunk, melyből következik, hogy mindkettő hasonló bizonyító erővel bír. Az egyszerűsége, de leginkább a β paraméter exogén változóként való kezelése miatt (amely, mivel nem figyelhető meg konkrétan, és ezáltal nehezen becsülhető, csak torzítaná az eredményeket) a későbbiek során is a Carroll-féle levezetést használtam Magyarország esetében az A meghatározásához. Álljon ez most itt (természetesen nem az eredeti bizonyítás, mert a könnyebb érthetőség miatt a saját jelöléseimet használtam, és helyenként bővebben fejtettem ki a levezetést az eredetinel):

Képzeljünk el egy reprezentatív fogyasztót, aki a következő fogyasztási és portfólióallokációs problémával szembesül:

$$v(m_t) = \max_{\{c_t, x_t\}} u(c_t) + E_t[\sum_{n=0}^{\infty} \beta^{-n} u(c_{t+n})], \quad (1)$$

$$m_{t+1} = (m_t - c_t)R_{t+1} + y_{t+1}, \quad (2)$$

$$R_{t+1} = x_t R e_{t+1} + (1 - x_t) R f, \quad (3)$$

ahol Rf a kockázatmentes reálhozam, az Re a reál részvényhozam, az x a megtakarítás részvényekbe fektetett aránya, az R a befektetési portfólió reálhozama, az y az összes többi bevétel és a c a fogyasztás.³

Rekurzív formulával felírva a problémát:

$$v(m_t) = \max_{\{c_t, x_t\}} u(c_t) + \beta E_t[v(m_{t+1})], \quad (4)$$

$$v(m_t) = \max_{\{c_t, x_t\}} u(c_t) + \beta E_t[v([x_t R e_{t+1} + (1 - x_t) R f](m_t - c_t) + y_{t+1})]. \quad (5)$$

A c szerint deriváljuk:

$$u'(c_t) = \beta E_t[R_{t+1} v'(m_{t+1})]. \quad (6)$$

Az x szerinti derivált:

$$E_t[(R e_{t+1} - R f) v'(m_{t+1})(m_t - c_t)] = 0. \quad (7)$$

Osztunk $(m_t - c_t)$ -vel (>0)

$$E_t[(R e_{t+1} - R f) v'(m_{t+1})] = 0. \quad (8)$$

$$\text{A Burkoló-elmélet alapján}^4: u'(c_{t+1}) = v'(m_{t+1}). \quad (9)$$

Behelyettesítjük a (9)-et a (6)-ba és a (8)-ba:

$$u'(c_t) = \beta E_t[R_{t+1} u'(c_{t+1})], \quad (10)$$

$$E_t[(R e_{t+1} - R f) u'(c_{t+1})] = 0. \quad (11)$$

³ Dolgozatom során minden hozam és változás reálértelemben, inflációval csökkentve értendő, kivéve, ha külön nem utalok a nominális voltára.

⁴ CARROLL [2011b]

Feltételezzünk konstans relatív kockázatkerülést (CRRA), ekkor a hasznossági függvény az $u(c) = \frac{c^{1-A}}{(1-A)}$ alakot ölti (amely széleskörűen használt és elfogadott), és osztjuk a (11) mindkét oldalát az A szerinti deriváltjával (c_t^{-A}):

$$E_t \left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-A} (\mathbf{Re}_{t+1} - \mathbf{Rf}) \right] = 0. \quad (12)$$

Két matematikai összefüggést hívunk segítségül:

$$c_{t+1}/c_t \approx 1 + \ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right), \text{ továbbá,} \quad (13)$$

$$\text{ha a } z \text{ kicsi, akkor } (1+z)^\lambda \approx 1 + \lambda z. \quad (14)$$

Ezeket felhasználva a (12)-ben:

$$E_t \left[(1 - A \ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)) (\mathbf{Re}_{t+1} - \mathbf{Rf}) \right] \approx 0. \quad (15)$$

Még egy matematikai összefüggés szükséges:

$$E(x * y) = E(x)E(y) + cov(x, y). \quad (16)$$

Ezt felhasználva és átrendezve, megkapjuk:

$$\left(1 - AE_t \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right) \right) \right) (E_t(\mathbf{Re}_{t+1}) - \mathbf{Rf}) - Acov_t \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right), \mathbf{Re}_{t+1} \right) \approx 0, \quad (17)$$

$$E_t(\mathbf{Re}_{t+1}) - \mathbf{Rf} \approx \frac{Acov_t \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right), \mathbf{Re}_{t+1} \right)}{1 - AE_t \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right) \right)}. \quad (18)$$

A nevező elhagyható, mert az $1 - AE_t \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right) \right)$ körülbelül 1, mivel az

$E_t \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right) \right)$ várható értéke nagyon alacsony, majdnem nulla:

$$\approx Acov_t \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right), \mathbf{Re}_{t+1} \right). \quad (19)$$

Ezt az eredményt úgy értelmezhetjük, hogy adott A mellett a minél nagyobb kovariancia növeli a prémiumot, hiszen ekkor a részvények egyre kevésbé „fedezik” a fogyasztás változásait. Ezáltal csökken a részvények iránt a kereslet, ami növeli a prémium értékét.

Mivel az eredmény minden t időpontra igaz, meg tudjuk vizsgálni empirikusan oly módon, hogy megbecsüljük a két komponens értékeit, és feltételezzük, hogy a kapott érték megfelel a fogyasztók várakozásainak. Ezért, ha van adatunk az $1; \dots; n$ periódusra, feltételezhetjük, hogy az ezekből kapott átlag meg fog egyezni a fogyasztók várakozásaival. Tehát

$$E(\mathbf{Re}) = \left(\frac{1}{n} \right) \sum_{s=1}^n \mathbf{Re}_s; \quad E \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right) \right) = \left(\frac{1}{n} \right) \sum_{s=1}^n \ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right);$$

$$cov \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right), \mathbf{Re}_{t+1} \right) = \left(\frac{1}{n} \right) \sum_{s=1}^n \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right) - E \left(\ln \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right) \right) \right) (\mathbf{Re}_s - E(\mathbf{Re})).$$

A részvénykockázati prémium rejtély lényegében annyi, hogy a $cov\left(\ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right), \mathbf{Re}_{t+1}\right)$

kicsi (Amerikában 0,0014 [1889–1978], in: Mehra [2008]); Magyarországon 0,0047 [1997–2011]), míg az $E_t(\mathbf{Re}_{t+1}) - \mathbf{Rf}$ magas (Amerikában 0,0618 [1889–1978], in: Mehra [2008]); Magyarországon 0,066 [1997–2011]). Az egyetlen módja, hogy a (19)-es egyenlőség fennálljon, az, ha az A értéke valószínűtlenül magas (Amerika esetén 44; Magyarországon 14).

Itt térnék ki részletesebben a kockázatkerülési együtttható értékére. A közgazdászokat régóta foglalkoztatja, hogyan lehet mérni a kockázatviselési hajlandóságot. „Arrow és Pat felmérései szerint a kockázati prémium mértéke alapvetően a hasznossági függvény görbületének mértékétől függ.” (Czachesz–Honics [2007], 131. o.). Kutatásaik nyomán született meg az úgynevezett relatív kockázatelutasítási mutatószám (RRA), amely arról tájékoztat, hogy vagyunk mekkora hányadát lennénk hajlandóak kockáztatni. Úgy vélték, hogy az emberek nagy részére konstans relatív kockázatelutasítás jellemző, így a gyakorlati felmérésekre a konstans relatív kockázatkerülési együtttható (CRRA) meghatározására összpontosítottak, melyet dolgozatomban A -ként definiáltam. (Czachesz–Honics [2007]).

Arrow [1971] több tanulmány összefoglalásaképpen kijelentette, hogy az A -nak körülbelül 1-nek kell lennie. Friend és Blume [1975] úgy vélte, ez túl alacsony; vizsgálatai szerint az A értékének 2 körül kell lennie. Kydland és Prescott [1982] szerint 1 és 2 közötti érték az elfogadható. Altug [1983] az A értékét 0-nak becsülte meg. Kehoe [1983] Arrow eredményeire jutott, míg Todin és Dolde [1971] az A 1,5-ös értékét találta megfelelőnek. Újonnan is születtek felmérések a témában, enek az alapján Barsky és társai [1995] 4,1-es, míg Hanna és társai [2001] már 6,6-os A értéket prognosztizáltak.

Az előbbiekből látható, hogy nincs teljes egyetértés az A együtttható értéke körül, de abban az összes közgazdász egyetért, hogy mindenféleképpen 10 alatt kell lennie, valamint többségük elfogadhatónak tartja az $A=3$ általános értéket (Mehra [2008]).

Ezek után könnyen belátható, hogy tényleg túlságosan nagy az adatokból számítható implicit kockázatkerülés, tehát tényleg egy anomáliával van dolgunk.

Itt érzem szükségét megemlíteni a Mehra és Prescott-féle levezetés eredményeit a teljesség kedvéért, valamint, mert a 2.2. fejezet alapját ezek az egyenletek képezik:

$$\ln(1 + \mathbf{Rf}) = -\ln(\beta) + AE\left(\ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)\right) - \frac{1}{2}A^2\sigma_{\Delta c}^2, \quad (20)$$

$$\ln(E(1 + \mathbf{Re})) - \ln(1 + \mathbf{Rf}) = Acov\left(\ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right), \ln(1 + \mathbf{Re})\right). \quad (21)$$

Mint láthatjuk, a (21)-es és (19)-es egyenlet közel ugyanarra az eredményre vezet a (13) miatt. Az alapvető különbség, hogy míg a Carroll-féle levezetés csak a részvényprémiumra koncentrál, Mehra és Prescott loghozamokkal írta fel a hozamok konkrét értékeit és a prémiumot is.

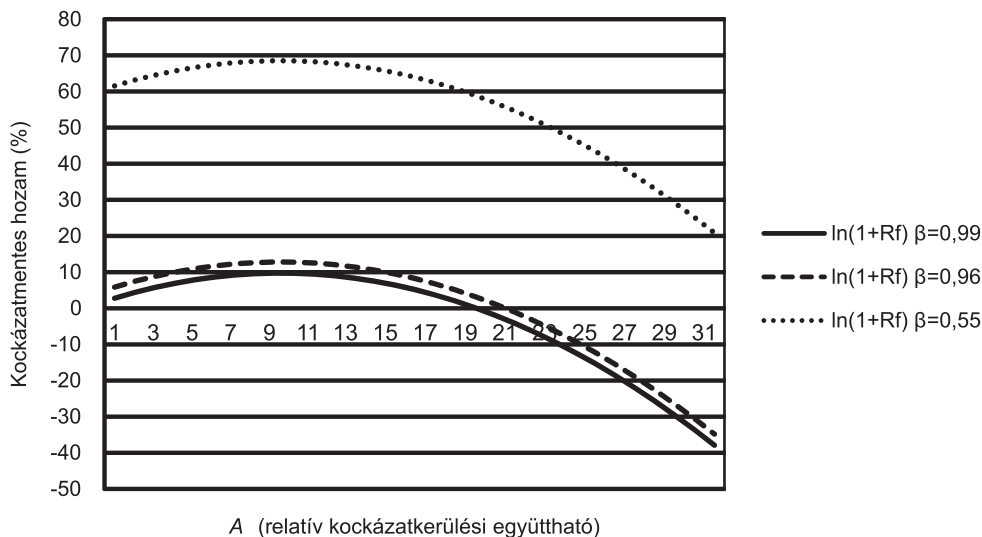
2.2. A kockázatmentes hozam rejtélye

Mint a felsejtésben is említettem, méltán nevezhetnénk a jelenséget ekképpen is. Amerikában a kockázatmentes reálhozam átlagosan kevesebb volt, mint egy százalék 1926–2004 között (kibővítve az időintervallumot 1802-ig, már 3% körüli), miközben a (20)-as egyenletből következtethetően ez az érték teljesen elfogadhatatlan. Vizsgáljuk meg az egyenlet tagjait külön-külön: a $\ln(\beta)$ egy időpreferencia, a türelmetlenség kifejezése, a $\beta < 1$ azt fejezi ki, hogy a fogyasztó többre értékeli a mai fogyasztását a holnapinál. Egy teljesen biztos világban, ahol nincs növekedés a fogyasztásban, a kamattényezőnek $1/\beta$ -nak kell lennie az Euler-egyenlet miatt.⁵ Az $AE\left(\ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)\right)$ fejezi ki a fogyasztás növekedését, tehát azt, hogy a jövőben több jövedelme lesz a fogyasztónak, ezért készletet érez arra, hogy hitelt vegyen fel jövőbeli fogyasztása terhére, ezáltal kiegyenlítse az életpálya hasznosságát. Ennek következtében növekszik a kamatláb. A (20) egyenlet harmadik tagja, a $-\frac{1}{2}A^2\sigma_{\Delta c}^2$ e egy óvatossági megtakarítást fejez ki. Egy bizonytalan világban a fogyasztó biztosítani akarja magát az esetleges jövőbeli kedvezőtlen változásoktól, amelyek a fogyasztását befolyásolhatják.

A 2.1. ábra az $\ln(1+R_f)$ értékeit tartalmazza Magyarország esetében:

2.1. ábra

**Kockázatmentes reálhozam és A kapcsolata Magyarországon
(1997–2010 adatai alapján)**



⁵ Euler-egyenlet: $\frac{1}{c_t} = \beta(1 + R_f) \frac{1}{c_{t+1}}$, ha $c_t = c_{t+1}$, akkor $(1 + R_f) = \frac{1}{\beta}$.

A kiszámított és felhasznált értékek: $E\left(\ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)\right) = 0,0188$, valamint $\sigma_{\Delta c}^2 = 0,0020231$

a β változó értékei mellett. Könnyen észrevehető, hogy a harmadik tag, tehát az elővigyázatlansági megtakarítás elhanyagolható az A alacsony értékeire.

Az előzőekben kitértem rá, hogy az A milyen értékei elfogadhatóak, így tegyük fel, hogy az $A=3$. Ha viszont $A=3$ és $\beta=0,99$ (minél nagyobb az értéke, annál alacsonyabb a hozam, akkor Magyarország esetében az $R_f=5,73\%$, nagyobb, mint a historikus adatokból következő $3,3\%$. Ez az eltérés abból következik, hogy a reálfogyasztás átlagosan majdnem 2% -kal nő évente, növelve ezzel a közepső tag értékét. A gazdasági válság előtti értékeket elemezve az $R_f=10\%$ ⁶, míg a historikus átlag szinte változatlan. Ez a különbség Amerikában még szembetűnőbb, hiszen ott azonos feltételek mellett az $R_f=6,5\%$, míg historikusan csak $0,8\%$. A két ország közötti jelentős különbség főleg abból adódik, hogy Magyarországon az államkötvények hozamai sokkal magasabbak (több mint négyszeres a szorzó), köszönhetően főképp az országhozzáértéknek, a két állam között fennálló gazdasági és politikai különbségeknél.

Természetesen a pontos összehasonlításához ki kellene választani egy adott országot, és annak egy befektetője szemszögéből vizsgálni a hozamokat. Így például egy amerikai szemszögéből úgy elemezhetnénk pontosan a hozamokat, ha minden befektetést dollárra átszámítanánk. Ily módon pontos képet kaphatnánk az országhozzáérték felár értékéről és a prémiumra gyakorolt hatásáról. Véleményem szerint, bár az országhozzáérték a hozamokra jelentős hatással van, a köztük lévő különbségre, a kockázati prémiumra kisebb befolyással van, így dolgozatom során ettől eltekintek, és hasonlóan más, a témában jártas szerzőkhöz, mindig az adott ország befektetője szemszögéből folytatom vizsgálataimat.

A kockázatmentes hozam (a reálkamatláb) $3,3\%$ -os értékéhez az A -nak vagy $1,3$ -nak, vagy $17,3$ -nak kell lennie. Ekkor viszont a részvényprémium értéke nem igazodik a történelmi adatokhoz: $6,6\%$ helyett $0,62\%$ ($A=1,3$) ill. $8,2\%$ ($A=17,3$). Mint korábban említettem, az A 14 -es értéke magyarázza a prémium értékét, ekkor viszont a kockázatmentes kamatlábnak $7,5\%$ -nak kell lennie. Ez esetben viszont a kincstárjegyeknek jóval több, mint 10% hozamot kellene nyújtaniuk (az infláció miatt). Pontosán ezen következtetések miatt tekinthetnénk úgy az „equity premium puzzle”-re, mint a túl alacsony kockázatmentes hozam rejtélyére.

2.3. A részvényprémium mint globális jelenség

Amerikában a pénzpiac hosszú múltra tekint vissza. Szerencsére megfelelően dokumentálták a korai években is a különböző eszközök értékét és ezek hozamait, így bőséges adatok állnak rendelkezésre a részvényprémium vizsgálatához. Ezeket láthatjuk a *2.1. táblázatban*.

⁶ A számított R_f válság előtti magasabb értéke annak köszönhető, hogy 2008 óta a fogyasztás jelentősen visszaesett, ezáltal csökkentve annak aktuális értékét.

2.1. táblázat

**A kockázati prémium különböző adatsorai
(Egyesült Államok)**

Adatok forrása	Piaci index átlagos hozama (%)	Átlagos kockázatmentes hozam (%)	Átlagos kockázati prémium (%)
1802–2004 (Siegel)	8,38	3,02	5,36
1871–2005 (Shiller)	8,32	2,68	5,64
1889–2005 (Mehra–Prescott)	7,67	1,31	6,36
1926–2004 (Ibbotson)	9,27	0,64	8,63

Forrás: Mehra [2008], 5. o.

Az amerikai piac kiemelkedő helyet foglal el a világban, hosszú múltra tekint vissza, és az USA a 20. század legfontosabb gazdasági nagyhatalma. Sokakban merült fel a gondolat: előfordulhat, hogy ebből a privilegizált helyzetből fakad a rejtély. Mint már korábban is említettem, ez nem így van; már Magyarország esetében is szóba került a prémium értéke, de vizsgáljuk meg a világ egyéb országait.

Az Amerikai Egyesült Államok, Anglia, Japán, Németország és Franciaország együtt a kapitalista világ tőkénének több mint 85%-át birtokolja. Az éves átlagos reálhozam a brit részvényt piacon 7,4% volt az elmúlt 106 évben, míg a kockázatmentes reálhozam 1,3%, így a részvénytprémium 6,1%. Hasonló, sőt még nagyobb értékek figyelhetők meg Franciaország, Németország és Japán esetében is. A 2.2. táblázat tartalmazza többek között ezen országok különböző hozamait is.

2.2. táblázat

A kockázati prémium néhány országban

Ország	Periódus	Átlagos reálhozam		Kockázati prémium (%)
		Piaci index (%)	Kockázatmentes értékpapírok (%)	
Egyesült Királyság	1900–2005	7,4	1,3	6,1
Japán	1900–2005	9,3	–0,5	9,8
Németország	1900–2005	8,2	–0,9	9,1
Franciaország	1900–2005	6,1	–3,2	9,3
Svédország	1900–2005	10,1	2,1	8,0
Ausztrália	1900–2005	9,2	0,7	8,5
India	1991–2004	12,6	1,3	11,3

Forrás: Mehra [2008], 5. o.

Természetesen nem tekinthetünk el a világ egyéb országaitól sem. *Erbas* és *Mirakhor* [2007] a világ 53 országára kiterjedően vizsgálták a jelenséget az 1996–2005 közötti periódusban, amely viszonylag rövid, de a vizsgált időszakban már a legtöbb országban a részvénytörzsek elég aktívak és nagy forgalmúak voltak ahhoz, hogy ebből következtetéseket vonhassanak le. Az általuk kapott legfontosabb eredményeket foglaltam össze a 2.3. táblázatban.

2.3. táblázat

Az átlagos részvényprémium és reálhozam alakulása a világ 53 országában

1996–2005 (db)	Részvényprémium	Re	Rf
Összes ország (53)	9,1	12,5	3,4
Feltörekvő piacok (29)	10,5	14,4	3,9
Érett piacok (24)	7,5	10,3	2,7

Forrás: Erbas–Mirakhor [2007], 6. o. alapján

Ezek alapján fontos következtetést tehetünk: a kockázati prémium rejtély globális jelenség. Mind az érett (7,5%) mind a feltörekvő piacokon (10,5%) jelentős a részvényprémium nagysága, tehát a jelenség nem a vezető piacok sajátja, hanem mindenhol megfigyelhető, sőt a fejlődő piacokon még jelentősebb.

3. AZ EPP MAGYARORSZÁGON

A következő nagy fejezetében Magyarországot, a magyar piacot állítom elemzésem középpontjába.

3.1. Adatok

Fontos megemlítenem, hogy Magyarország esetében a rövid időtáv miatt (1997–2011, mivel az RMAX indexet 1997. 01. 01.-től közlik⁷), a vizsgálatom során negyedéves adatokat használtam. Ez a következtetéseken és megállapításokon nem változtat, hiszen az *A* egy adott pillanatban fennálló érték, sőt pontosan e tulajdonsága következtében így még pontosabb megállapítások vonhatók le az eredményekből a gyakoribb adatok miatt. Természetesen az évek tekintetében is elvégeztem a vizsgálatokat, az ott kapott eredményekre helyenként utalok is dolgozatom során.

Az elemzéshez felhasznált adatokat és azok forrásait részletesen az *I. melléklet* tartalmazza. A levezetés logikájából következően szükség van a reálhozamokra, amelyek kiszá-

⁷ A DKJ-hozamok is csak 1997-től állnak rendelkezésre, valamint a BÉT forgalma is ekkortól ugrott meg jelentősen.

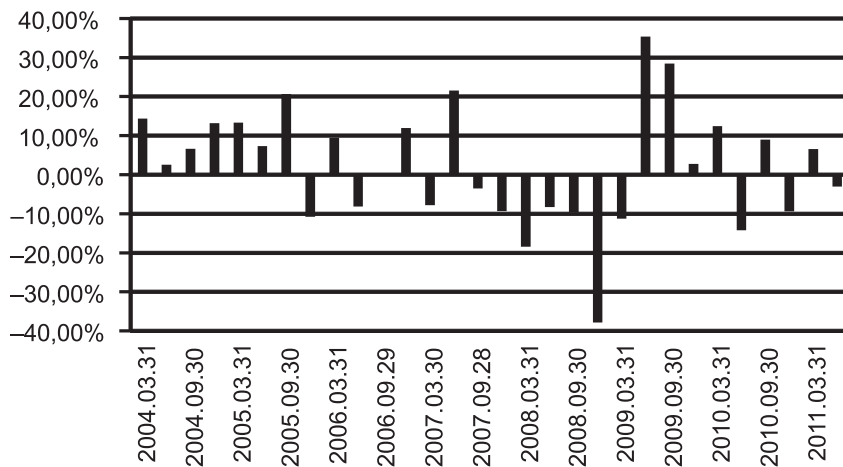
mításához a BUX, az RMAX és az infláció alakulását használtam fel. A BUX index egy értéksúlyozású mutató, amely a BÉT legfontosabb részvényeiből áll össze. Nagyon jól méri a hozamok átlagos alakulását, valamint kereskedhető is, ezáltal egy ténylegesen realizálható hozamot mutat. Az RMAX index a rövid lejáratú állampapírok átlagos piaci árfolyamváltozását jelző index, tehát tekinthető egy kockázatmentes benchmarkindexnek. Természetesen a mutatók a teljes érték változását mutatják, azaz a nominális értékeket. Annak érdekében, hogy reálhozamokhoz jussunk, szükséges még, hogy csökkentjük az így kapott hozamokat az infláció értékével. A mindenkori inflációt a fogyasztói ár-index alapján számoltam ki. A (19)-es egyenlet értékének meghatározásához szükségünk van még az egy főre jutó fogyasztás reálváltozására. Ezt olyan módon határoztam meg, hogy vettem az ország teljes fogyasztását, és ezt az értéket osztottam az aktuális népességgel. Természetesen ez szintén nominális változást eredményez, ezért korrigáltam az infláció hatásával. Ezek után minden adat rendelkezésre állt az elemzés elvégzéséhez.

Mielőtt rátérnék a kapott eredményekre, meg kell említenem, hogy miért is használtam negyedéves adatokat. A kockázati prémium értéke jelentősen változik attól függően, hogy mekkora a vizsgált időtáv hossza, ezt jól mutatja a 3.1. ábra.

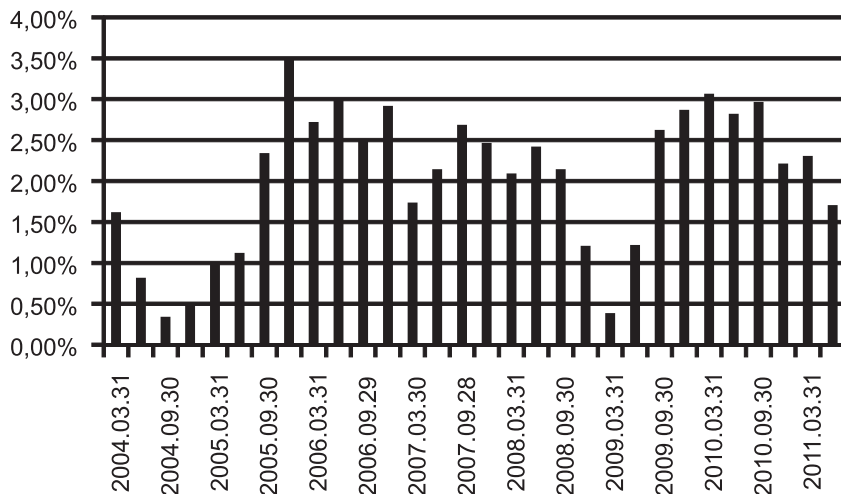
3.1. ábra

**A kockázati prémium értéke Magyarországon (2004–2011),
negyedéves (1) és 7 éves (2) periódusokra számolva negyedéves adatokból**

3.1.(1) ábra



3.1.(2) ábra



A két grafikonból jól kitűnik, hogy a prémium nagysága a vizsgált időhorizonttól függ. Ezek alapján előfordulhat, hogy negatív prémiummal is szembesülünk, ha túl kevés periódust vizsgálunk, tehát ha túl rövid az időtáv. Ez esetben nem lehetne megfelelően kiszűrni a rövid távú ingadozásokat, használhatatlanná téve az elemzést, hiszen téves következtetéseket vonhatnánk le. Ennek kiküszöbölésére használtam Magyarországon esetében a negyedéves hozamokat, mert ezáltal megnégyszereződik a rendelkezésre álló adatok száma ($n = 58$), ami már alkalmas a számítások elvégzésére. Az A paraméter meghatározásához – a levezetés logikájából következően – minden t időpontra a számításokhoz felhasznált prémium az $1; \dots; t$ időpontok részvényprémiumainak átlaga.

3.2. Eredmények

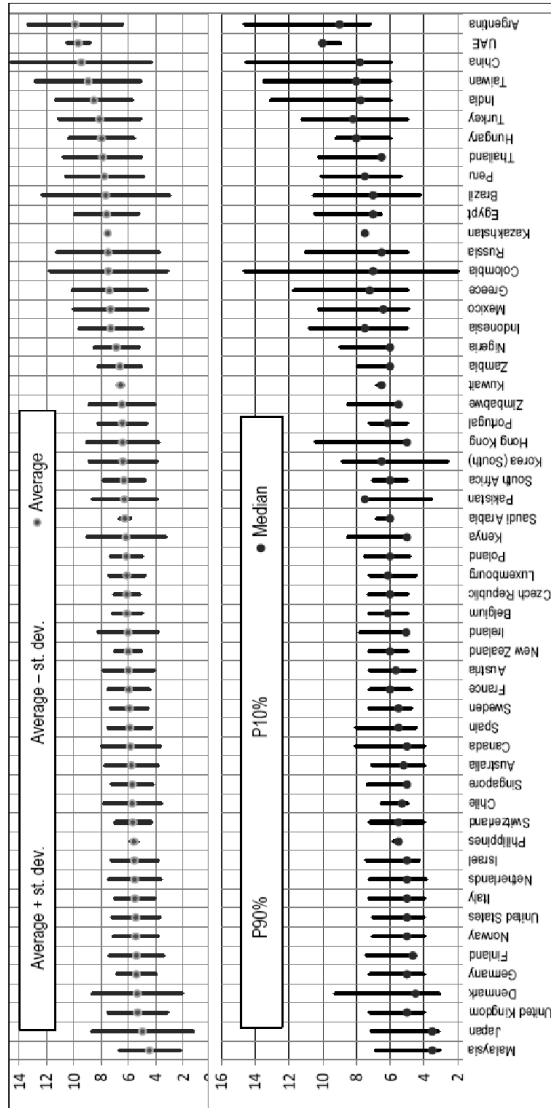
A kockázati prémium rejtélye hazánkban is megfigyelhető jelenség. A fennállásának bizonyítéka a (19)-es egyenlet egyetlen változójának, az A relatív kockázatkerülési együtthatónak az irreálisan magas értéke. Hazánkban az A értékére 2011-re 14-et kapunk! Ez teljesen inkonzisztens a várakozásokkal, viszont hasonlóan magas a más országokban kapott értékekhez. Például Amerikában ez az érték 44 (Mehra [2008] adatai alapján).

Az átlagos éves részvényprémium 6,66% volt, a kockázatmentes reálhozam 3,2%, míg a fogyasztás reálváltozása csupán évi 1,66%. Ezen hozamértékek nagyon hasonlítanak a 2.3. fejezetben bemutatott értékekhez, amelyek a kapitalista világ nagy részét lefedik. Különbség csupán a prémium értékében fedezhető fel, hiszen világszinten ez az érték 2005-ben 9,1% volt. Ez a különbség az azóta eltelt 6 évnek és a közben kitört pénzügyi válságnak köszönhető, amely jelentősen csökkentette a tőzsdei árfolyamokat, ezáltal a részvények hozamait is. Magyarországon a 2005-ös értékeket tekintve a prémium értéke már 11,12%.

Az eddigiekben csak az adatokból becsülhető, implicit *A*-val foglalkoztam, de ez csupán az érem egyik oldala. Egy másik megközelítés, ha figyelembe vesszük a befektetők várakozásait. Ezt próbálta meg számszerűsíteni több országra kiterjedően, köztük hazánkban is 2010 során *Fernández* és *del Campo*, 2011-ben pedig *Fernández*, *Aguirreamalloa* és *Corres*.

3.2. ábra

A befektetők által elvárt kockázati prémium a világ 56 országában 2011-ben (átlag, medián, szórás, 10% és 90%-os percentilis)



Forrás: Fernández, Aguirreamalloa és Corres [2011], 5. o.

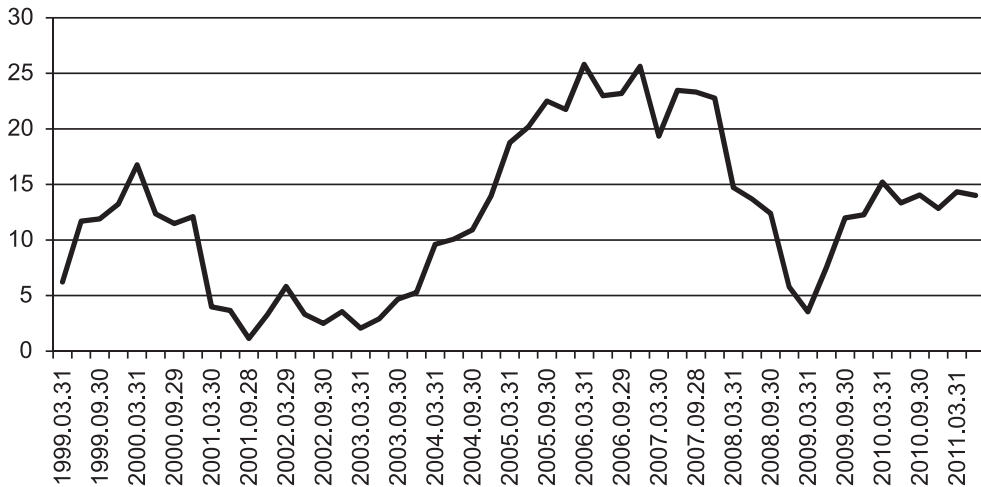
Empirikusan, kérdőívek segítségével kutatták a befektetők által elvárt kockázati prémium értékét. Magyarország esetében 2010-ben 6%-os, míg 2011-ben már 8%-os befektetők által elvárt átlagos prémiumot mértek. Ezek az értékek konzisztensek a 2010–2011 közötti adatokból következő 6,6–8,1% értékekkel, így azonos következtetéseket vonhatunk le belőlük.

3.3. Következtetések

A 2005-ös adatokat tekintve, egy fontos megfigyelést tehetünk. Figyelembe véve a prémium 11,12%-os és az $R_f=4\%$ -os 2005-ös értéket, a 2.3. táblázat alapján hazánkat a feltörekvő piacokhoz sorolhatjuk, hiszen a hozamok szerkezete majdnem azonos az ott kapott eredményekkel (emlékeztetőül: $RP=10,5\%$; $R_f=3,9\%$).

3.3. ábra

**Az A paraméter alakulása Magyarországon
1999. 04. 01-től 2011. 07. 01-ig**



Újabb fontos megállapításokat tehetünk, ha szemügyre vesszük a kockázatkerülés időbeli alakulását, amit a 3.3. ábra mutat. Az implicit A együttható a maximális értékét 2006-ban érte el, ekkor 25 fölötti kockázatkerülést mérhettünk. Ez a nagyon magas érték nem egy kirívó adat, hiszen a pénzügyi válság 2008-as kirobbanása előtt az együttható értéke évekig 20 körül, de inkább afölött helyezkedett el. Ezt a nagyon magas kockázatalutasítást, illetve nagyon alacsony kockázatvállalási hajlandóságot törölték el a 2008-as események, amelynek nyomán az implicit A három körüli értékre süllyedt. Ez az eredmény nagyon meglepetésszerű lehet, ha nem jól értelmezzük, ugyanis ez az „alacsony” érték nem azt jelenti, hogy a befektetők kevésbé találták kockázatos befektetésnek a részvényeket, hanem azt, hogy alacsonyabb prémium járt ugyanannyi kockázat viseléséért, ezáltal csak azon befektetők voltak hajlandóak pénzüket részvényekbe fektetni, akiknek a kockázatkerülési együtthatója alacsonyabb, tehát hajlandóak voltak nagyobb kockázatot elviselni.

Ez a jelentős csökkenés az A együttthatóban nyilvánvalóan annak köszönhető, hogy a válság nyomán a részvények jelentős veszteségeket termeltek, tehát negatív hozamot nyújtottak (2008 III. negyedévében például 37,8% veszteséget). Ezáltal negatív lett a prémium értéke is, amely jól látható a 3.1.(1) ábrán. Felmerül a kérdés, hogy negatív prémium esetén ki fektet egyáltalán részvényekbe? A válasz egyszerű: az, aki hosszabb időtávban gondolkodik. Bár az aktuális hozamok negatívak voltak, a hosszú távú hozamok még mindig pozitív prémiumot mutattak: még a válság mélypontján, 2009 I. negyedévében is 2,34% volt az éves részvényprémium értéke 1997-től számítva. Ez a prémium pedig 2007-ben már 12% körüli értékeket is felvett. Az ugyanazért a kockázatért kapott prémium tehát 2007 során több mint négyszerese volt a 2009-ben kapott prémiumnak.

Ennek nyilvánvaló következménye, hogy azok, akik magas kockázatkerülési együttthatóval rendelkeztek, elhagyták a piacot, mert őket már nem kompenzálta a prémium értéke, így az implicit A paraméter 3 körüli értékre esett vissza. Természetesen ez egy ex post kockázatkerülés, így nem értelmezhető úgy, mint a befektetők várakozása (amely ex ante mindig pozitív prémiummal számol, még egy esetleges válság során is). Nyilvánvaló, hogy a kirobbanó pénzügyi válság hatására ex ante csökken a befektetők kockázatvállalási hajlandósága, tehát nő a kockázatkerülés értéke, de ezt a zuhanó piac nem kompenzálja.

Sokan úgy vélték, hogy ezzel „le is van tudva” a rejtély, hiszen ez a jelenség a világ minden országában megfigyelhető volt. Mindenhol csökkentek a részvényárfolyamok, csökkentve ezzel a prémium értékét, és végső soron az A értékét is. Hazánk esetében is, mint a világ más országaiban észrevehető, hogy az A „elfogadható” (3 körüli) értéket vett fel. A válság mélypontján világszerte hasonló A értékekkel találkozhatunk, ezért voltak, akik úgy gondolták, hogy a rejtély megoldódott, és a részvényhozamok ekkor álltak be a megfelelő értékre, sőt ezt továbbgondolva, várható is volt egy nagy zuhanás a tőzsdéken a túl nagy kockázatkerülés miatt kialakult prémiumtöbblet korrigálására. Amennyiben ez a gondolatmenet helyes lett volna, akkor a részvények árfolyamainak és így a hozamaiknak meg kellett volna ragadniuk ezen az alacsony szinten, de nem ez történt. 2009 során a részvények kiemelkedő hozamokat nyújtva megközelítették korábbi árfolyamaikat, ezáltal megnövelve az implicit A értékét, és újra vonzóvá téve a tőzsdét a kockázatkerülőbb befektetők számára. Hazánkban is ez a jelenség játszódott le, ekkor a kockázatkerülési együtttható értéke 14 körüli értéken stabilizálódott, ami még mindig messze elmarad a 2007-es értékektől, de már így is jóval felülmúlja az elvárásokat. Mindezek alapján kijelenthető: akik úgy gondolták, hogy a válság a megoldás a rejtélyre, azok vagy tévedtek, vagy pedig egy újabb jelentős tőzsdezuhanás vár ráuk a jövőben.

A 3.3. ábrát tanulmányozva, felmerül a kérdés: mi az oka annak, hogy 2005 előtt az A értéke viszonylag alacsony, akár 1-2 körüli értéket is felvesz? Mindenekelőtt induljunk el az ábra bal oldaláról, ahol szintén magas értékeket találunk. Előfordulhat, hogy itt is találhatnánk mélyebb okokat (mint például a tőzsde éretlensége vagy a befektetők alulképzettsége), de véleményem szerint ez a rövid adatsorból következő torzítás eredménye. Mivel az adatsor 1997-től indul, az elkövetkező években még nagyon kevés a felhasználható forrás, és ez csalóka eredményre vezethet, így a 2001-ig terjedő intervallumot e probléma miatt nem elemezném részletesebben, mert könnyen téves következtetéseket vonhatunk le. Visszatérve a 2001–2005 közötti időszakra – ahol alacsony a kockázatkerülés értéke –, véleményem szerint ez egy nagyon egyszerű jelenséggel magyarázható. Mivel 2004 során jól kivethető az

A értékének folyamatos növekedése, tehát nem egy hirtelen ugrásról beszélünk, ezért azt a következtetést vonhatjuk le, hogy az idő múlásával egyre több, egyre kockázatkerülőbb befektető lépett be a piacra. Ez köszönhető a rendszerváltás lecsengésének, az egyre nagyobb piacnak, az egyre több ismerettel rendelkező befektetők megjelenésének, tehát lényegében a fejlődő pénzpiacnak, az optimista hangulatnak. Korábban a befektetők jobban „tartottak” a tőzsdétől, főleg a kisbefektetők, ennek következtében a tőzsdén csak az alacsony kockázatkerülési együtthatójú, vagyis a kockázatvállalóbb befektetők voltak jelen.

Ha függetlenítjük a magyarországi eredményeket a világ többi országában kapott hasonló eredményektől, és azokat csak önmagukban vizsgáljuk a várakozásokhoz viszonyítva, felmerül a kérdés, hogy mi a helyzet akkor, ha nálunk nincs semmilyen rejtély, csak a hazai befektetők kockázatkerülőbbek a világ többi részénél. Erre a kérdésre ad választ Czachesz Gábornak és Honics Istvánnak 2007-ben a *Hitelintézeti Szemlében* megjelent cikke. A legtöbb kockázatkerülést vizsgáló kutatóshoz hasonlóan, kérdőíves felmérést végeztek az egyetemi hallgatók körében, amely 2006 tavaszán készült. Ezen felmérés alapján a kockázatkerülési együttható átlagos értéke 3,57 lett, ami majdnem teljesen megfelel a közgazdászok által általánosan elfogadott értéknek. A másik fontos következtetése ennek a felmérésnek, hogy a megkérdezettek között nem volt olyan, aki „extrém magas” ($A > 14,51$) kockázatkerüléssel rendelkezne. Természetesen jogosan merül fel a kérdés, hogy mennyire torzít ez az eredmény, ezért folytatták vizsgálódásaikat, és a kockázatvállalási hajlandóság becslésére az „*Áll az alku*” magyarországi adásait használták. A műsor elemzésével nyert adatok jól egybevágtak a kérdőíves felmérés eredményeivel. Ezek alapján már nagy biztonsággal kijelenthető, hogy a magyarországi befektetők esetében nem beszélhetünk túlzott kockázatkerülésről, tehát a rejtély nálunk is minden pontjában fennáll.

Ugyanebben a cikkben egy harmadik típusú vizsgálatot is elvégeztek, amelyben a GDP, a vállalati eredménykilátások és a háztartások megtakarításai (2005-ös adatok) alapján becsülték az *A* együttható értékét. Ily módon már 12 körüli kockázatkerülést kaptak, míg Nyugat-Európában ez a fajta vizsgálat is 3-4 közötti *A*-t eredményez. (Itt említeném meg, hogy ez még mindig messze elmarad az általam erre az időszakra kapott 20–25 közötti értékektől.) A szerzők véleménye szerint „*nem is a konkrét számokat tartjuk lényegesnek kiemelni, hanem azt a tényt, hogy a magyar befektetők a Nyugat-Európában (és általában a fejlett világban) jellemző allokációhoz képest nagyon konzervatív módon állítják össze portfóliójukat, ami nagyfokú óvatosságra, kockázatkerülésre utal*” (Czachesz és Honics [2007], 148. o.). Ez egybevág az általam korábban említett indokkal, amellyel azt magyaráztam, hogy miért volt az *A* értéke alacsony 2005 előtt a tőzsdén, hiszen ezen „konzervatív” befektetők nem voltak jelen nagymértékben a tőzsdén (inkább lekötötték szabad pénzeszközöiket), ezáltal alacsonyan tartva a tőzsdei befektetők átlagos kockázatkerülését.

Végezetül egy nagyon fontos kérdést vizsgálok meg, amely már tekinthető a következő fejezet egyfajta bevezetésének, tehát akár a rejtély magyarázataként is szolgálhat. Ez a kérdés a hazai befektetői struktúra felépítése. Mint a levezetésből következik, a rejtély a fogyasztás (pontosabban a hazai fogyasztás) és a tőzsdei hozamok kapcsolatából ered. Nyilvánvaló, hogy a Budapesti Értéktőzsdén nemcsak hazai befektetők, tehát hazai magánemberek és hazai cégek fektetnek be, hanem jelentős a külföldi befektetők aránya is. 2011

januárja és szeptembere között a részvénytőzsdén forgalom 46%-a külföldi befektetés volt.⁸ Ez az arány folyamatos növekedést mutat az utóbbi időben, hiszen 2010 során átlagosan 40%, míg 2010 januárjában 35% körül állt. 1999-ben ez az arány 50% körül alakult. Egy jelentősebb csökkenést okozott a 2008-ban kitört pénzügyi válság, de ez a következtetéseket lényegesen nem befolyásolja. Mindezeket összefoglalva kijelenthetjük, hogy a magyar tőzsdén a külföldi befektetők jelentős szerepet töltenek be. Ezek alapján felmerül a kérdés: helytálló-e a rejtély levezetése, van-e egyáltalán értelme az ilyen típusú vizsgálatoknak?

A válasz az, hogy igen! Ha nem is teljesen pontosak a kapott eredmények – hiszen torzítást hordoznak –, akkor is jól leírják a realizálható hozamok kapcsolatát. Különösképpen igaz ez a hazai kisbefektetők szemszögéből, akik külön-külön túl kis „erőt” képviselnek ahhoz, hogy befolyásolhassák a tőzsdei hozamokat. Ők ezzel a hozamkörnyezettel mint rajtuk kívül álló adathalmazzal szembesülnek. Ebben a helyzetben próbálják maximalizálni hasznosságukat, megtalálni a számukra optimális befektetési portfóliót. Számukra rendkívül fontos, hogy tisztában legyenek a hozamokkal, és az ezen hozamok realizálásához szükséges kockázatvállalással. Az ő szemszögükből lényeges a kockázatkerülési együtttható értéke, és rájuk teljes mértékben fennáll a rejtély. Valamint, mivel a hazai részvényforgalom körülbelül 30%-át a hazai magánbefektetők teszik ki, igenis van létjogosultsága az ilyen irányú vizsgálatoknak.

Ez a rész akár a magyarázatok közé is kerülhetett volna. Kifejtettem, hogy a hazai kisbefektetők szempontjából nézve megállja a helyét a rejtély, de az egész piac szempontjából torzításokat hordoz, amelyek nagymértékben befolyásolhatják a kapott eredményeket. Végül soron ezt azért nem a magyarázatok közé helyeztem, mert erről még nem született semmilyen jellegű tanulmány, semmilyen vizsgálat, pedig ez nem csak hazánkban előforduló jelenség. Gondoljunk csak a globalizálódó világra vagy az amerikai tőzsdépiac kiemelkedő helyzetére, amely miatt rengeteg külföldi fektet be az ottani részvényekbe! Amíg viszont ennek a jelenségnek a hatásairól nem születik érdemleges elemzés, véleményem szerint nem szerepeltethető a lehetséges magyarázatok között.

Erre a problémára megoldás lenne egy, az egész világot átfogó vizsgálat, amelynek során a világ összefogyasztását hasonlítanánk a világ részvényportfóliójának és kincstárjegy-portfóliójának hozamaihoz. De ez a gyakorlatban kivitelezhetetlennek tűnik.

4. MAGYARÁZATOK

Az eddigiekben kifejtettem a részvénykockázati prémium rejtély mibenlétét: hol érhetjük tetten a jelenséget, és milyen következtetéseket vonhatunk le a létezéséből. Eddig azonban nem fordítottam figyelmet a jelenség magyarázataira. Rengeteg elmélet született arról, hogy mi állhat a rejtély háttérében. Ebben a fejezetben ezeket a magyarázatokat állítom vizsgálódásaim középpontjába, természetesen a teljesség igénye nélkül. Mindemellett már az elején fontosnak érzem azt leszögezni, hogy mindeddig nem született olyan elmélet, amely teljesen megmagyarázná az anomáliát.

A magyarázatok nagyon különböző elméleti hátterekből következnek, de alapvetően két nagy csoportba tudjuk őket besorolni, ezek a kockázat és a nem kockázat alapú magyarázatok.⁹

4.1. Kockázat alapú magyarázatok

Mehra és Prescott [1985] megmutatta, hogy az empirikus részvényprémium nagyobb, mint amit a nem diverzifikálható kockázatért cserébe kapniuk kéne a befektetőknek a standard neoklasszikus modellek szerint. Ebben a fejezetben az elméletek arra fókuszálnak, hogyan módosítsák a standard modelleket abból a célból, hogy az empirikus adatoknak megfelelő kockázati prémiumot eredményezzenek a nem diverzifikálható kockázat viseléséért cserébe. Mindemellett fontos, hogy az így kapott modellek szinkronban legyenek az empirikusan tapasztalt kockázatmentes hozamszintekkel, a hozamok volatilitásával és a fogyasztás alakulásával is. Hat magyarázatot mutatok be, amelyek ebbe a csoportba tartoznak.

4.1.1. Alternatív hasznosságfüggvények

Előzmények

Ennek a résznek a célja egy olyan preferenciastruktúra magalkotása, amely az empirikusan megfigyelt értékekkel konzisztens eredményre vezet. A korábban már említett, konstans relatív kockázatkerülési mutatószám (A , angol rövidítése alapján: CRRA) csak akkor lehet konzisztens a kockázati prémium kapott értékeivel, ha túlságosan nagy.

Mielőtt rátérnék az alternatív preferenciastruktúrákra, kiemelném a relatív kockázatkerülés néhány fontos tulajdonságát, ami miatt ez a preferenciaszerkezet képezi a modern elméletek alapját.

- Visszatérés az egyensúlyi állapotba: tehát a hozamok egy stacionárius érték körül mozognak.
- Aggregálhatóság: a nagyszámú heterogén befektető (akiknek mind megvan a saját optimális portfóliódöntése) preferenciáinak összevonhatósága, és így egy reprezentatív fogyasztó „létrehozása”, akinek a preferenciái megegyeznek a gazdaság egészével.
- Időben állandó tervezés: ez azt jelenti, hogy a $t=0$ -ban hozott optimális döntés akkor is optimális marad, ha a bizonytalanság megszűnik, és így pontosan ismert lesz a jövőbeli fogyasztás (Mehra és Donaldson [2008]).

Ahhoz, hogy egy alternatív preferenciastruktúrát elfogadhatónak tekintsünk, legalább ezekkel a tulajdonságokkal rendelkeznie kell, mert különben a gyakorlati felhasználása nehézkés lenne. Gondoljunk csak bele, hogy az aggregálhatóság hiányában hogyan határoznánk meg a piaci keresletet!

4.1.1.1. Az idő és a kockázat kapcsolata a CRRA-hasznosságban

A CRRA-preferenciaosztályban a relatív kockázatkerülési együttható és az intertemporális helyettesítés rugalmassága (EIS) egymás reciproka. Ezt illusztrálva, tételezzünk fel egy kétperiódusos modellt, ahol a fogyasztó a következő preferenciával rendelkezik:

⁹ A Handbook of the Equity Risk Premium [2008] alapján.

$$u(c) = \frac{c^{1-A}}{(1-A)}.$$

Cél a következő probléma megoldása: $\max_c u(c_0, A) + \beta u(c_1, A)$.

Feltéve, hogy: $c_0 + s_0 \leq Y_0$; $c_1 \leq s_0(1+r)$,

a megoldás: $\left(\frac{1}{\beta(1+r)}\right)^{\frac{1}{A}} = \left(\frac{c_0}{c_1}\right)$ az Euler-egyenlet miatt [$u'(c_0) = \beta(1+r)u'(c_1)$].

Ha $A \rightarrow \infty$, akkor $\left(\frac{c_0}{c_1}\right) \rightarrow 1$; tehát a fogyasztó extrém módon ki akarja egyenlíteni fogyasztása színvonalát az időben. Másképpen megfogalmazva, a fogyasztó nem szereti a fogyasztás szintjének változását, amiből következik, hogy a kockázatos eszközök (részvények) birtoklásáért nagyobb prémiumot kell kapnia, mint egy kockázatmentes eszköz esetében.

4.1. táblázat

A Mehra–Prescott-modell (1985) értékei különböző A mellett (%)

E – hozam SD – szórás	USA-adatok (1889–1978)	$A=2$	$A=3$	$A=5$	$A=9$
E(Re)	6,98	7,84	9,58	12,83	18,25
SD(Re)	16,54	4,34	4,99	6,36	9,24
E(Rf)	0,80	7,56	9,10	11,85	15,93
SD(Rf)	5,67	1,06	1,61	2,73	4,99
E(RP)	6,18	0,28	0,48	0,97	2,31
SD(RP)	16,67	4,20	4,70	5,69	7,61

Forrás: Mehra és Donaldson [2008], 46. o.

Az adatokból jól látszik, hogy ez a struktúra sem tükrözi megfelelően az empirikus eredményeket. Ha megfelelő a részvényhozam, akkor a prémium (és természetesen a kockázatmentes hozam) nem konzekvens. Ha növeljük az A -t, akkor közeledünk a megfelelő prémiumszinthez, de a hozamok teljesen elrugaszkodnak az empirikus értékektől. (Ez visszavezet minket a kockázatmentes hozam rejtélyéhez.) Mindez megfigyelhető a szórások esetében is.

Ezen következtetések vezettek oda, hogy egyes közgazdászok úgy vélték: más preferenciastruktúrára, illetve hasznosságfüggvényre van szükség.

4.1.1.2. Az idő és a kockázat elválasztása

Egyfajta megoldásként született egy főképp Epstein és Zip [1989] nevéhez kapcsolható preferenciastruktúra, amelyet az „általános várható hasznosság” (angol rövidítése: GEU) néven definiáltak. Ez a struktúra lehetővé tette a relatív kockázatkerülési együtttható és az

intertemporális helyettesítés rugalmasságának különválasztását. Az Epstein és Zip által megalkotott hasznosság a következő alakot ölti:

$$u_t = \left\{ (1 - \beta)c_t^\rho + \beta \{E_t(u_{t+1}^A)\}^{\frac{\rho}{A}} \right\}^{\frac{1}{\rho}},$$

ahol $1-A$ a relatív kockázatkerülési együttható, és $\sigma = \frac{1}{1-\rho}$ pedig a intertemporális helyettesítés rugalmassága.¹⁰

Ebben az esetben a nagy A paraméter nem feltétlenül jár együtt a fogyasztás időbeli egyenletes eloszlásával, ez utóbbi a σ függvénye. Minél alacsonyabb, annál inkább egyenlíti a fogyasztását a fogyasztó. Ezek alapján a 4.1.-es táblázatban említett adatok létrehozhatók egy $A=45$ és $\sigma=0,1$ esettel (a kapott értékek: $E(RP)=5,72$; $E(Rf)=0,85$).¹¹ Viszont ebben a struktúrában, ha feltesszük, hogy az A paraméter értéke csak 1 (ami közelebb áll a kutatások eredményeihez, mint a 45), akkor a prémium értékére 0,45%-ot kapunk 25%-os kockázatmentes hozam mellett! Ez teljesen távol esik minden realitástól, így ez a megoldás nemhogy egyfajta magyarázatként szolgálhatna, hanem még inkább elmélyíti a rejtélyt. Mehra és Donaldson [2008] szavaival: „Az idő és a kockázat preferenciáinak szétválasztásával természetes, hogy mindkettő hatásait különállóan és önmagában is be kell mutatni. De tisztában vagyunk azzal, hogy ez önmagában nem oldja meg a rejtélyt.” (52. o.)

4.1.1.3. A CRRA (A) és az EIS (σ) változtatása

Az Epstein és Zip által megalkotott „általános várható hasznosság” elmélet továbbfejlesztéseként több közgazdász úgy vélte, hogy egy ciklikusan változó A és/vagy paraméter megoldhatja a rejtélyt (többek között Campbell és Cochrane [1999], Gordon és St. Amour [2000; 2003]). Emellett megpróbálták a ciklikusság bevezetését a Mehra és Prescott által 1985-ben használt hasznosság esetében is.

Ez a megoldás két okból nem tekinthető célravezetőnek. Egyrészt az első és legfontosabb probléma, hogy a ciklikusságból következően igen nehézkes egy állandósult állapotot találni, másrészt az ilyen módon készült számítások nemhogy alul-, hanem túlbecsülték a prémium, a hozamok és a hozamok szórásainak értékét. Példának okáért egy $A_1=1$ és $A_2=1,5$ ($\sigma=1/A$) ciklikusság esetében a prémium értéke 11%, miközben a kockázatmentes hozam szórása 35,75%. (Emlékeztetőül: az empirikus adatok $E(RP)=6,18\%$, $SD(Rf)=5,76\%$ a 4.1. táblázat alapján.)

Az elgondolás helytelenségét bizonyítja Melino és Yang [2003] által készített elemzés is, melyben az empirikus adatokból kiindulva próbálták visszakeresni a paraméterek értékeit. Kapott eredményeik is azt mutatták, hogy a ciklikusság semmiképpen nem lehet a rejtély magyarázata, hiszen például egy 0,99-es β [türelmetlenségi tényező] mellett a következő értékeket kapták: $A_1=-22,57$; $A_2=0,81$; $\sigma_1=-3,04$; $\sigma_2=-3,22$.

4.1.1.4. Kialakuló szokások

A preferenciák módosításának második megközelítése a szokások hatását is tartalmazó forma. Ennek megalkotói Constantinides [1990] és Sundaresan [1989].

¹⁰ Érdemes megjegyezni, hogy ha $A=\rho$, akkor megkapjuk a fogyasztási CAPM hasznosságát, ha pedig $\frac{A}{\rho} = 0$, akkor a tradicionális CAPM-et.

¹¹ A 4.1.1. fejezetben, ahol külön nem említtem, ott az adatok forrása: MEHRA–DONALDSON [2008]

A koncepció lényege, hogy a fogyasztó hasznossága nemcsak a jelenlegi fogyasztásától, hanem a múltbeli fogyasztásától is függ. Ebben a modellben a fogyasztó a következő célfüggvényt maximalizálja: $E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t - \alpha c_{t-1})$. Az α méri annak az intenzitását, hogy a korábbi periódus fogyasztása mennyire befolyásolja a jelenbeli hasznosságot. Lényegében: „Ha a fogyasztó ma többet eszik, akkor holnap éhesebb lesz.” (Mehra és Donaldson [2008], 56. o.)

A modellen belül két alcsoportot különböztethetünk meg: a belső és a külső „mérésű” csoportokat. A belső mérésű esetében a múltbeli fogyasztás az, amihez viszonyítjuk a jelenbeli fogyasztásunkat, míg a külső mérésű esetben (amelyet Pollack [1970] és Abel [1990] fejlesztett ki) a fogyasztó egy külső értékhez viszonyítja fogyasztását. Nagyon frappáns elnevezése e második fajtának a „keeping up with the Joneses” magyarul „lépést tartani Kovácsékkel”, ami kifejezi a modell alapvető gondolatát, az „irigységet”. Ebben az esetben a c_{t-1} egy exogén változónak minősül át, és lényegében a modell annyit jelent, hogy éhesebbnek érezzük magunkat, ha mellettünk mindenki jóízűen falatozik. Természetesen a fogyasztó a viszonyítást mindkét esetben elvégezheti nominálisan (például dollárban) vagy százalékosan is, így tehát négyféle modellt kapunk.

A kockázatviseléssel való kapcsolatot tekintve, a modell azt eredményezi, hogy a fogyasztásnak már nagyon kicsi változása is nagyban befolyásolja a hasznosságot, ezért a fogyasztó – még inkább félve a fogyasztás szintjének csökkenésétől – még kockázatalutastóbb lesz (hiszen nemcsak maga a fogyasztás szintje csökken, hanem a másokhoz vagy korábbi életszínvonalához viszonyított státusza is). Ezt a következőképpen lehet bemutatni, számításokkal alátámasztva:

$A = -\frac{cu''}{u'}$, ahol $u(c) = \frac{c^{1-A}}{(1-A)}$. Ebben a modellben $u(c) = \frac{(c-x)^{1-A}}{(1-A)}$, ahol az x egy benchmarkfogyasztás. Így a kockázatkerülés $= -\frac{cu''}{u'} = \frac{A}{(1-\frac{x}{c})}$, ha feltesszük, hogy $A=3$ és $x/c=0,9$, akkor a kockázatkerülés értéke $10A$ lesz, esetünkben 30 .

Ezek az eredmények már közel állnak a tapasztalt adatokhoz, de ennek a modellnek a nagy hátránya, hogy nehezen tesztelhető empirikusan. Mégis kijelenthető, hogy így sem sikerült megmagyarázni a prémium értékét, mivel Mehra [2008] a *The Equity Premium Puzzle: A Review* című művében bebizonyította, hogy a prémium értéke ebben az esetben is $\ln(E(1 + \mathbf{Re})) - \ln(1 + \mathbf{Rf}) = \text{Acov}(\ln(\frac{c_{t+1}}{c_t}), \ln(1 + \mathbf{Re}))$, ami megegyezik a korábbiakkal (i. m. 29–30. o.).

4.1.1.5. A Campbell és Cochrane [1999] mechanizmus

A két szerző annyiban bővítette a kialakuló szokások modelljét, hogy a többletfogyasztást (a benchmark feletti fogyasztást) vonta be a hasznosságba: $u(c) = \frac{(c-s)^{1-A}}{(1-A)}$ és $s = \frac{c-x}{c}$.

Valamint feltételeket állítottak fel: (I) a fogyasztás növekedése lognormális folyamatot követ, (II) valamint a többletfogyasztás növekedése is lognormális folyamatot követ. Így létre tudták hozni mesterségesen az empirikus adatokat, de ez csak úgy sikerült, hogy az A értéke 1 és 100 között változott, ami már vitathatatlanul túl nagy. Ljungqvist és Uhlig [1999] rámu-

tatott, hogy a modell alapján, ha a fogyasztótól valamilyen fogyasztási támogatást elvesznek egy későbbi fogyasztásnövekedésért cserébe, a modell jólétnövekedést eredményez még akkor is, ha a mostani vesztesége több. Ez ellentétes a realitásokkal.

Ennek köszönhetően (valamint a feltételekhez kötöttség, az A túl nagy értékei és szintén a nehezen tesztelhetősége miatt) ezt sem tekinthetjük a rejtély megoldásának. Mehra [2008] szavaival: „Összefoglalván, a kialakuló szokások modelljei (...) sikereket értek el a kockázatmentes hozam rejtély megoldásában, de csak korlátozott sikereket a részvénykockázati prémium rejtélyének megoldásában, mivel a modellekben az effektív kockázatkerülés és óvatosság valószínűtlenül nagy.” (i. m. 35. o.)

4.1.1.6. Viselkedési modellek

A viselkedési modellek alapja, hogy felteszik: a fogyasztó nem teljesen racionális. Ez kétféleképpen közelíthető meg: vagy nincsenek racionális várakozásai, vagy ha vannak, nincs egy egyértelmű hasznosság definiálva a fogyasztás (vagy a vagyon) szempontjából, vagyis a döntéshozataluk nem konzisztens.

Ezen modellek családja elég nagy, de csak néhány foglalkozik a részvényprémium kérdésével. Ezért a továbbiakban három modellt ismertetek Mehra és Donaldson 2008-as műve alapján:

- 1) *Boldogságfenntartás* (megalkotója: *Falcao* [2003]). A modell lényege, hogy ha a fogyasztó kedvező jövedelmi vagy vagyoni sokkot tapasztal, akkor kockázatkerülőbbé válik, mert nem tudatosul benne, hogy ezek a pozitív hatások eltűnhetnek. Elméleti oldalról ezt úgy teszi lehetővé a modell, hogy a fogyasztás helyébe a vagyon és a fogyasztás kombinációja kerül a következő módon: $c_t^{1-\theta_t} w_t^{\theta_t}$ ahol a w a vagyon, a θ_t pedig a jövedelem változásától függő változó: $\theta_t = \theta \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \right)$, így ha a közelmúltban jelentősebb pozitív jövedelmi sokk érte a fogyasztót, akkor végső soron kockázatkerülőbbé válik, hiszen a célja inkább vagyonának megtartása lesz. Egy $A=3$ és $\theta=0,24$ eset nagyjából az empirikus adatoknak megfelelő értékészletet ad (pl. $E(RP)=6,11\%$; $E(Rf)=0,84\%$). Mindezek ellenére ez a modell sem teljesen pontos, mivel a prémium szórása túl nagy, majdnem kétszerese a tapasztalt adatoknak.
- 2) *Általános csalódáskerülés* (GDA) (megalkotója: *Gul* [1991]; továbbfejlesztői: *Routledge* és *Zin* [2004]). A csalódáskerülés modelljében a hasznosságban nagyobb súlya van a csalódást okozó kimeneteknek. *Routledge* és *Zin* továbbfejlesztette a modellt, és (a korábban már említett) idő és kockázat különválasztását lehetővé tevő hasznosságfüggvénybe helyezte az elméletet. A modell ezután nagyon sikeresnek bizonyult a rejtély megoldásában. Egyetlen hibája, hogy a kockázatmentes hozam szórását kissé alulbecsüli. Nagy előnye az anticiklikus kockázatkerülés (tehát válság idején nagyobb kockázatkerülést eredményez, míg gazdasági virágzás esetén nagyobb kockázatvállalási hajlandósággal szembesülünk), és hogy a hasznossági függvényben ismét csak a fogyasztás szerepel. Mindezek ellenére mégsem tekinthetjük a rejtély megoldásának, mivel az elmélet még elég kiforratlan, sok a bizonytalan következtetés benne, amely megkérdőjelezi használhatóságát.
- 3) *Kilátáselméletek* (megalkotói: *Kahneman* és *Tversky* [1979]; feldolgozói: *Barberis* és társai [2001]). A modell alapja, hogy a fogyasztó hasznosságában nemcsak a fogyaszt-

tása, hanem a befektetéseinek egy benchmarkhoz (amely lehet egy optimális piaci portfólió, vagy akár a korábbi saját tapasztalatai is) viszonyított, várható hozamai is szerepelnek. Maximalizálja a $u(c) + v\left(\frac{g}{l}\right)$ kifejezést, ahol a g/l a várható nyereség vagy a veszteség. Továbbá, a modell felteszi, hogy a fogyasztó sokkal érzékenyebb a veszteségekre, mint a nyereségekre („veszteségkerülő”). A modell szintén anticiklikus, de Mehra és Donaldson [2008] szavaival élve: „*A veszteségkerülés egy elfogadható ötlet... Azonban bizonyos értelemben a tanulmány még korai. Különösen, hogy az elmélet megalapozottsága hiányos, és az aggregálhatóság tulajdonsága még nem bizonyított.*” (71. o.)

4.1.1.7. Rövidlátó veszteségkerülés

A kilátáselmélet egyfajta következménye a rövidlátó veszteségkerülés elmélete, amelyet *Benartzi és Thaler* [1995] dolgozott ki. Az alapfeltevések megegyeznek, a különbség abból adódik, hogy ők arra a kérdésre keresték a választ: mekkora időtávot kellene vizsgálni, hogy a részvényekbe történő befektetés kedvezőbb legyen, mint a kötvényekbe való befektetés? Ugyanis akinek nagyobb „fájdalmat” okoz a veszteség, mint ugyanakkora nyereség, azok nem fognak tőzsdén befektetni, hiszen a részvényárak folyamatosan változnak. Ha viszont hosszú távot vizsgálunk, akkor a részvények rendre nagyobb hozamokat biztosítanak a kötvényeknél. Eredményük szerint egy évnél kicsit hosszabb időtáv vizsgálata szükséges ahhoz, hogy a részvények és a kötvények hozamai ugyanannyira legyenek vonzóak.¹² Az elmélet következménye a nagy A érték, mivel a befektetők nem képesek elég hosszú időtávban gondolkodni, és túl kockázatosnak értékelik a részvényt. A hangsúly a rövidlátáson van, a befektetők abban hibáznak, hogy a periódusokat nem aggregálják (pedig logikusan nem a hozamok értékeivel, hanem például a nyugdíjas éveik fogyasztásával kellene foglalkozniuk).

4.1.2. Bizonytalanságkerülés

A most következő fejezet középpontjában az a kérdés áll, hogyan befolyásolja a bizonytalanság a részvényprémiumot. A kérdés felvetői és kidolgozója S. Nuri Erbas és Abbas Mirakhor [2007], az elméleti alapokat pedig a korábban említett kilátáselmélet adja. A kiindulópont az a gondolat volt, hogy elméletben kockázattal számolunk, míg a piac nemcsak a kockázatot, hanem a bizonytalanságot is beárazza. (Az alapvető különbség, hogy kockázat esetében ismerjük a kimeneteleket és bekövetkezésüknek a valószínűségét [tehát a valószínűség-eloszlást], míg bizonytalanság esetén nem.)

Bizonytalan esetben a fogyasztók alulbecsülik a kifizetések valószínűségét, vagyis nemcsak a kockázatot árazzák be, hanem a bizonytalanságot is, méghozzá nagyon erőteljesen. Tekintsük a *Segal* [1987] által ábrázolt problémát, az úgynevezett Ellsberg-két szín-problémát: van két urnánk, az egyikben 50 piros és 50 fekete labda van, míg a másikban szintén 100 labda van összesen, de nem tudjuk konkrétan a feketék és pirosak darabszámát. A játékos választ egy színt, és ha sikerül kihúznia valamelyik urnából, akkor nyer 100\$-t, különben nem történik semmi. A játékosok többsége az első urnából húzna inkább (ez a kockázat), mint a második urnából (ez a bizonytalanság).

¹² Forrás: ORMOS [2010]

Az \bar{o} jelöléseiket alkalmazva: Y a befektetett összeg; C a biztos kifizetés (kvázi kockázatmentes hozam); R egy kockázatos befektetés kifizetése ($p\%$ -ban fizet R -t, $1-p\%$ -ban nem fizet semmit); az A pedig az az összeg, amely akkor kerül kifizetésre, ha $q\%$ -al bekövetkezik egy esemény és $z\%$ -al egy másik esemény is, feltéve, hogy $p=q \cdot z$. (Például, q = a cég profitot termel az év során, z = a cég osztalékot fizet a profitból):

$$\frac{-C}{Y} = \frac{A-R}{Y} + \frac{R-C}{Y}$$

A baloldal a teljes részvényprémium százalékban, az $(A-R)/Y$ a bizonytalansági prémium a kockázati prémium $[(R-C)/Y]$ felett. A kockázati prémium szintje magyarázható a kockázatkerüléssel, viszont a részvényprémium túl nagy, és ez okozza a rejtélyt. Ha viszont a bizonytalanságot különválasztjuk, és külön árazzák be, akkor megoldódik a rejtély, és a kockázati prémium közel kerül a tapasztalatbeli értékhez.

A bizonytalanság beárzását utolérhetjük a kötvények és részvények hozamai között is. A kötvények cash-flow-i ismertek és biztosak, de a vállalatok cash-flow-it és bevételeit nehéz megbecsülni. Lehetetlen megjósolni az összes kimenetelt és ezek hatását a részvényhozamra.

Természetesen a paraméterek megválasztása szubjektív, és így a bizonytalanság értéke is (nem tudjuk beárzni, csak maradékelven: a részvényprémiumból kivonjuk a kockázati prémiumot).

Korábban, a 2.3. fejezetben már szóba került (mint globális jelenség), hogy a feltörekvő piacokon a kockázatmentes hozam, valamint a részvényprémium is nagyobb, mint a fejlett piacokon. (Emlékeztetőül: feltörekvő piacon $R_f=3,9\%$ és $R_P=10,5\%$, míg az érett piacokon $R_f=2,7\%$ és $R_P=7,5\%$) Ez a jelenség is visszavezethető a bizonytalanságra. Nyilvánvaló, hogy egy érett ország piaca sokkal jobban szabályozott, a befektetők és a tulajdonjog védelme sokkal inkább érvényesül; ezzel szemben a fejlődő országok piacain nagyobb a bizonytalanság e szempontokból, nem is említve a politikai bizonytalanságot. Ennek természetesen hatása van a befektetők által elvárt hozamra, de önmagukban nehezen számszerűsíthetők, nem tekinthetők kockázatnak, hanem inkább bizonytalanságnak. A Világbank a különböző mutatók létrehozásával próbál segíteni a befektetőknek a döntéseik meghozatalában, különösképpen a bizonytalanság csökkentésében (kvázi kockázattá alakításával). A fentieket bizonyítandó, *La Porta* és társai [1998] bebizonyították, hogy negatív korreláció van a bizonytalanság foka és az intézményrendszer minősége között. Fontos megemlíteni, hogy az empirikus vizsgálatok tanúsága szerint (*Fox* és *Tversky* [1995]) a fogyasztók preferenciái nemcsak a bizonytalanság mértékétől, hanem annak forrásától is függenek. Úgy tűnik, jobban bíznak azokban az információkban, melyek a „belső emberektől” származnak, pedig könnyen előfordulhat, hogy ők sem tudnak többet az adott kérdésről.

4.1.3. Katasztrófaesemények

Reitz [1988] azt javasolta, hogy építsük bele a modellbe a katasztrófaeseményeket egy nagyon kis valószínűséggel. A katasztrófa ebben a kontextusban egy nagyon nagy esést jelent a fogyasztás színvonalában. Mivel katasztrófa helyzetben nagyon magas a fogyasztás határhaszna, a modellbeépítésükkel azt várnánk, hogy nőnek a kockázatmentes eszközök árfolyamai és csökkennek a kockázatos eszközök árfolyamai, így végső soron növekszik

a prémium értéke. A modellbe beépítve egy 1% valószínűséggel bekövetkező 25%-os fogyasztáscsökkenést, a kockázatkerülési együttható 10-es értéke már megmagyarázná a részvényprémium empirikus értékét.¹³

Jobban meggondolva egy százévente egyszer előforduló 25%-os fogyasztáscsökkenés nem is olyan elrugaszkodott becslés, sőt véleményem szerint még meglehetősen visszafogott is. Nézzünk néhány példát a múltból: a II. világháború alatt Németországban és Görögországban a fogyasztás visszaesése elérte a 64%-ot; a „Nagy Depresszió” alatt az amerikai fogyasztás 30%-al csökkent. Ezek fényében Reitz becslése tényleg nem tűnik extrémnek.

Ezzel az elmélettel lenne konzisztens – a fenti logika alapján –, ha a kockázatmentes hozamok és a katasztrófaesemények bekövetkezésének valószínűsége ellentétesen mozogna. Például egy újabb gazdasági válság kialakulásának a valószínűsége nagy volt közvetlenül a II. világháború után, és ennek folyamatosan kellett csökkennie. Ha a hozamok folyamatosan nőttek volna a háború végétől kezdődően, akkor ez alátámasztaná az elméletet. Hasonlóan bizonyíték lenne, ha a kubai rakétaválság után nőttek volna a kockázatmentes hozamok. De nem ez történt, ahogy erre Mehra és Prescott rámutatott, cáfolva ezzel a magyarázat helytállóságát.

4.1.4. Túlélési torzítás

Egy, az előzőkhez szorosan kapcsolódó magyarázat lehet a túlélési torzítás elmélete, amelyet *Brown, Goetzmann* és *Ross* [1995] dolgozott ki. Az elmélet lényege, hogy az ex post hozamok használata félrevezető, mivel véleményük szerint a piacok beárazták egy esetleges összeomlás „költségeit” is, ami végül a szerencsésebb piacok esetében nem következett be a vizsgált időszakban. Ez esetben viszont egyáltalán nem is létezne rejtély, csak azt mondhatjuk, hogy például azok, akik amerikai papírokat vásároltak, kivételesen szerencsések voltak. Véleményük szerint más tőzsdéken történtek részleges vagy teljes összeomlások, és azokat vizsgálva már más következtetésekre juthatnánk. Ez azt jelenti, hogy az ex ante prémium valószínűleg jóval alacsonyabb volt.

Ahhoz azonban, hogy ez az elmélet helytálló legyen, a pénzügyi válságoknak másképpen kellene hatniuk a részvény- és kötvénypiacra (utóbbiba beleértve az állampapírokat is). Nyilvánvaló, hogy a pénzügyi válságok jelentős veszteségeket okoznak a részvénypiacokon, de általánosan elfogadott nézet, hogy a kötvények kevésbé kockázatosak ilyen téren. Ennek cáfolatára több példa is felhozható: a német hiperinfláció idején a kötvénytulajdonosok gyakorlatilag minden befektetésüket elvesztették; hasonlóan, az 1920-as években Franciaországban is 90% körül alakult a kötvényesek vesztesége; Japánban a világháborút követően tört ki hiperinfláció, amely lenullázta a kötvények értékét... Lehetne még folytatni a felsorolást, de a lényeg ugyanaz: pénzügyi válság idején a kötvények ugyanúgy elveszthetik értéküket, mint a részvények. Sőt, jobban megvizsgálva azon tőzsdéket, amelyek ideiglenesen összeomlottak, láthatjuk, hogy idővel a befektetők a pénzükhöz jutottak, akár még nagyobb prémiumot is elérve, mint az amerikai piacon.

Másik kézenfekvő cáfolat az, hogy a Mehra és Prescott [1985] által vizsgált időszak is tartalmaz egy pénzügyi válságot, nevezetesen az 1929-es tőzsdekrachot.

13 Forrás: MEHRA–DONALDSON [2008], ill. MEHRA [2008]

Bár az igaz, hogy a túlélési torzítás hatással van a hozamokra, de nem bizonyítható, hogy a prémium értékét is befolyásolná.

4.1.5. Átlaghoz való visszatérés

Siegel [1997] vetette fel annak az ötletét, hogy elemezzük a hozamok szórásait, így pontosabb képet kapva a rejtélyről. Ennek alapja, hogy a kockázat mérésére általában az éves hozamok szórását alkalmazzuk, de ez egy hosszú távú befektetés esetén félrevezető lehet, amennyiben az éves hozamok nem követnek véletlen folyamatot. Vizsgálatai során, az 1802–1995 időszakot elemezve arra a következtetésre jutott, hogy néhány „vesztes” évet inkább követ néhány „nyertes” év, ami a hozamok függetlenségét cáfolja. Ezt a folyamatot nevezhetjük az átlaghoz való visszatérés elvének, és összefüggésben van az üzleti ciklusokkal. Eredményei rámutattak, hogy bár a részvények éves szórása 18,15% volt, miközben a kincstárjegyeké csak 6,14%, 20 éves időhorizontot vizsgálva, már a kincstárjegyek tűnnek kockázatosabbnak! ($SD(R_f)=2,86\%$; $SD(R_e)=2,76\%$).

Az eredményeket Ormos Mihály [2010] szavaival összefoglalva: „Ezen eredmény alapján a kockázati prémium rejtély egy sokkal bonyolultabb, de legalábbis nagyobb rejtély, mint azt ezelőtt gondolhattuk. Itt nemcsak arról van szó, hogy a részvények kockázata nem elég magas ahhoz, hogy magyarázni tudjuk a magas részvényhozamokat, hanem hogy a hosszúságú távú befektető számára a »kockázatmentes« befektetés reálértelemben kockázatosabb. Viszont, ha ez igaz, akkor a »kockázati prémiumnak« – a részvényeken realizált többlethozamnak – negatív értéket kellene felvennie!” (102. o.)

4.1.6. Piaci hiányosságok és kereskedelmi súrlódások

A piac hibáinak két alapvető formája létezik:

- bizonyos értékpapírok nem kereskedhetőek, és/vagy
- bizonyos befektetők ki vannak zárva a pénzügyi piacról.

A továbbiakban Mehra és Donaldson [2008] alapján a második formával foglalkozom kissé részletesebben. A részvétel korlátozásának egyik típusa a hitelfelvételi korlátok létezése. Erről – mivel nem kockázathoz kötődő magyarázat – részletesebben a következő fejezetben lesz szó (4.2.5. alfejezet). A modell felépítéséhez itt csak a hitelfelvételi korlátok létének következményét emelem ki, amely szerint a fiatalok, akik részvényeket szeretnének tartani, ezt nem tehetik meg, így emelkedik a részvényprémium.

Da Silva [2006] megpróbált egy olyan modellt építeni, amely a kialakuló szokások (4.1.1. alfejezet része) és a hitelfelvételi korlátok egybemosásán alapul. A lényege, hogy egyrészt a fiatalok ki vannak zárva a hitelfelvételből (és így a preferenciáiknak megfelelő eszközök tartásából). Másrészt különbözik a fiatalok és a középkorúak korábbi fogyasztásának a jelenbeli hasznosságra gyakorolt hatásának az intenzitását mérő. Ez a modell meglepően jó eredményeket hozott. Ha $A=2$ és $\alpha_1=0,7$; $\alpha_2=0,2$, akkor a prémium értéke már nagyobb, mint 4%. A további finomítással még pontosabb értékek érhetőek el.

Egy újabb, a befektetők korlátozásával foglalkozó modell *Güvenen* [2005] nevéhez fűződik. A modelljében kétfajta fogyasztó szerepel: a részvényesek és a munkások. A részvényesek kereskedhetnek mind részvényekkel, mind kötvényekkel, miközben a munkások csak a kockázatmentes kötvényekkel kereskedhetnek. Bebizonyította, hogy egyensúlyban ez a feltétel nem befolyásolja a prémium értékét.

Egy 2006-os cikkében *Gomez és Michaelides* úgy korlátozta a fogyasztók részvételét, hogy a fent említettek mellett még bevezette a tőzsdére lépés költségét. Modelljük azonban szintén nem mutatott előrelépést a rejtély megoldásában. Végül arra a következtetésre jutottak, hogy a fenti modelleknek és általánosan a részvétel korlátozásának végső soron nincs jelentős hatása a prémium értékére. Ennek az a magyarázata, hogy a modellek folyamatos bővítése (a különböző korlátok bevezetése) eltereli a figyelmet a rejtélyről, és annyi változót építenek be a modellbe, hogy nem egyértelmű, mi okozhatja a prémium változását.

Az eddig leírtak után már jobban érthetővé válhat az olvasó számára, miért is beszélhetünk itt egy igazi rejtélyről. Megannyi lehetséges magyarázat született, amelyek úgymond elméleti oldalról próbáltak megoldást találni rá, módosítva az alapfeltevéseket, de mindmáig nem született olyan magyarázat, amely minden kétséget kizáróan elfogadott lenne. Természetesen e cikk keretein belül lehetetlen lenne minden magyarázatot részletesen elemezni, vagy ha nem is részletesen, de mindegyiket megemlíteni. (Például nem került szóba az egyéni, nem biztos jövedelmek hatása, vagy a reprezentatív fogyasztó használatának helytálló volta stb.) A fentiekben megpróbáltam bevezetni az olvasót a rejtély megoldásának egyik lehetséges irányába. A következő alfejezetben egy másik lehetséges irányt állítok vizsgálataim középpontjába, amely nem a kockázathoz kapcsolódik, hanem inkább empirikus alapokon nyugszik.

4.2. Nem kockázat alapú magyarázatok

Ebben az alfejezetben azokat a témával foglalkozó irodalmakat tekintem át, amelyek a kockázati prémium értékét az aggregált kockázaton kívül más faktorokkal próbálják magyarázni. Ezen irodalmak többsége az 1985-ös Mehra- és Prescott-féle cikkben használt feltételezések megfelelőségét, helytállóságát és hiányosságát vizsgálja. Öt magyarázatot mutatok be, amelyek ide sorolhatók.

4.2.1. A vizsgált periódus hossza

Mehra és Prescott [1985] az 1889–1978 közötti időszakot vizsgálta, és az itt kapott eredmények alapján publikálta a rejtélyt. Siegel [1992; 1998] azt a kérdést vetette fel, hogy vajon ez az időszak mennyire tekinthető speciálisnak, és vajon a vizsgált periódus kiterjesztése milyen eredményekre vezet. Ezzel a céllal a vizsgálódást kiterjesztette egészen 1802-ig a kötvényekre és részvényekre egyaránt. Mérései szerint így a realizált prémium értéke csökkent.

Három alperiódusra osztotta fel a vizsgált időszakot az adatok minősége alapján:

- 1802–1871: korai időszak, az amerikai piac fejlődő periódusa;
- 1872–1925: középső időszak, amikor már jobb minőségű adatok állnak rendelkezésre;
- 1926–90-es évek: „aranykor”, itt már pontos adatok állnak rendelkezésre.

1802–1871

Az 1871 előtti adatok nem teljesen megbízhatóak, a részvényhozamok számításának alapját *Schwert* [1990] műve képezi, amely – összegyűjtve a fellelhető adatokat – létrehozott egy indexet az 1802–1987 közötti periódusra. Mivel ebben az időszakban kincstárjegyek sem léteztek még, így a kockázatmentes hozamokat a legbiztosabbnak érté-

kelt részvények hozamaiból becsülte. Ezek alapján a kockázatmentes hozamok 5,4%-ra adódtak, míg a prémium mindössze 2,9%-ra. (Érdemes még megjegyezni, hogy az 1802–1862 közötti időszakban a prémium értéke még 0 volt!) „*Ez valószínűleg arra vezethető vissza, hogy a XIX. század első felében a legfőbb finanszírozási forma a hitel volt, és a részvények és hitelek közötti különbség nem volt egyértelműen tisztázott.*” (Mehra és Prescott [2003], 891. o.)

1872–1925

E periódus részvényhozamai Shiller (1990) művéből származnak (mivel a DIJA index is csak 1896-tól indult). A kockázatmentes hozamokhoz jó kiindulópontot jelentenek a rövid távú kereskedelmi papírok (commercial papers – CP), majd az 1920-tól kibocsájtott kincstárjegyek. Ezek alapján Siegel a prémium értékét 4,7%-ra becsülte, 3,3%-os kockázatmentes hozam mellett.

1926–90-es évek

1926-tól a New York-i Tőzsde pontosan rögzíti a hozamokat, valamint kincstárjegyek is rendelkezésre állnak, így pontos értékeket kaphatunk. A kockázatmentes hozam így 0,7%-nak, míg a prémium 8,1%-nak adódik.

Ha a teljes periódust vizsgáljuk, a kockázati prémium értéke 5,3%, ami már szignifikáns (1,3%-al) kisebb, mint az 1985-ben Mehra és Prescott által publikált.

Hogy mi állhat a kockázatmentes hozamok drasztikus csökkenésének a hátterében, arra több magyarázat is található. Feltételezhető például, hogy a korai időkben még nagyobbak gondolták az állam nemfizetési kockázatát (mivelhogy egy fiatal államról volt szó), vagy akár a II. világháborút követő magas infláció is közrejátszhatott a hozamok csökkenésében. „*Össességében azt állíthatjuk, hogy a Siegel »hosszabb periódus«-magyarázata csak keveset tud magyarázni a rejtélyből.*” (Ormos [2010], 98. o.)

4.2.2. Állampapír és fogyasztás

Az 1985-től eltelt több mint negyed század alatt sokat fejlődött a közgazdaságtan. Míg Mehra és Prescott 1985-ben nyilvánvalónak tekintette, hogy a háztartások, illetve a fogyasztók reálkamatlába empirikusan helyettesíthető az inflációval csökkentett likvid kincstárjegyek hozamaival, amelyeket kockázatmentesnek tekinthetünk, és amelyeket a fogyasztó kvázi diszkontlábként használ, mára ez a feltételezés megkérdőjeleződött. A kincstárjegyek megfelelőségét kérdőjelezi meg *McGrattan* és Prescott [2003], valamint Mehra és Prescott [2007]. A továbbiakban az ő gondolataikat követve haladok tovább.

Mehra és Prescott [1985] feltette, hogy a fogyasztó mind kockázatos, mind kockázatmentes eszközöket felhasznál, hogy kiegyenlítsé fogyasztását. A makroökonómiában használatos árazási egyenlőség (a fogyasztó elsőrendű feltétele), amelynek teljesülnie kell, a következő alakot ölti:

$$0 = E_t \left[\frac{u(c_{t+s})}{u(c_t)} (R_{e,t,t+s} - R_{f,t,t+s}) \right],$$

ahol az E_t a fogyasztó várakozásait testesíti meg. A legfontosabb kérdés: valójában a kincstárjegyeket használja a fogyasztó fogyasztása kiegyenlítésére, illetve megtakarítások felhalmozására a nyugdíjas éveire? Ténylegesen tart-e a fogyasztó kincstárjegyeket? Ha ez empirikusan bizonyítható lenne, akkor helytálló lenne a kincstárjegyek hozamainak használata.

A szerzők a 2000-es év adatait vizsgálták az Egyesült Államokban. Megállapították, hogy a kincstárjegyek 1/3-a külföldiek tulajdonában állt (főképp külföldi bankok portfólióiban), és a maradék 2/3 pedig amerikai pénzügyi intézményeknél (mint nyugdíjalapok vagy biztosítótársaságok), és csak elenyésző rész volt közvetlenül a lakosság birtokában. Emellett a nyugdíjalapok jelentős mértékben tartottak egyéb papirokat is (pl. jelzáloglevelek), amelyek így szintén részt vettek a nyugdíjas kori fogyasztás biztosításában. Mindezek miatt kijelenthető, hogy a kincstárjegyeknek nem elsődleges funkciója a fogyasztás színvonalának kiegyenlítése.

Felmerül a kérdés, hogy ez esetben mit használnak a fogyasztók erre a célra. A szerzők véleménye szerint ezt a funkciót a pénzügyi számlák, valamint az éven belüli banki letétjegyek látják el, amelyeket jókora mennyiségben tartanak az amerikai háztartások. Azonban ezeket a kis hozamú eszközöket a megtakarításon kívüli más okokból is tartják, mint például a likviditás és a tranzakciós díjak csökkentése.

Likviditás

Különböző eszközök eltérő likvidációs képességgel rendelkeznek. Minél likvidebb egy eszköz, annál többre értékeli a befektető, tehát a likviditás tekinthető egyfajta implicit hozamnak. A megfelelő kockázatmentes hozam kiválasztásánál a modell során figyelemmel kell lennünk a likviditás „árára” is.

Tranzakciós díjak

A magas tranzakciós díjak összefüggésben állnak a tőzsdai eszközök megszerzésével és eladásával. Idetartoznak például a brókerek díjai is. Ezért a befektetők többre értékelik az olcsóbban megszerezhető eszközöket, valamint előszeretettel tartják lejáratiig őket (természetesen, ahol van lejárati), mert így megtakaríthatják az eladás járulékos költségeit.

Mindezek alapján McGrattan és Prescott [2003] végső soron a magas besorolású, hosszú távú kötvények hozamát javasolta a fogyasztók által alkalmazott kamatláb helyettesítésére, míg Mehra és Prescott [2007] az 1997-től bevezetett úgynevezett TIPS-eket (inflációvédett kincstárjegyek). Míg az előbbieik hozama évi 4% körül alakul, a TIPS-ek hozamai az 1997–2005-ös periódus alatt 3,7%-ot értek el. A javasolt értékek nagyon hasonlóak, és nagyon fontos következményük, hogy jelentősen az 1985-ben számított 0,8%-os kockázatmentes hozam fölött vannak, aminek következménye a prémium értékének jelentős csökkenése (3% körüli értékre).

4.2.3. Kormányzati szabályozás

McGrattan és Prescott [2003] a fent említett írásában arra is kitér, hogy a kormányzati szabályozások is jelentős hatással vannak a kapott eredményekre. Példaként hozzák, hogy az 1941–1954-es időszakban a kormányzat a nominális hozamokat mesterségesen 2,5%

alatt tartotta, miközben a háború miatt meglóduló infláció következtében a reálhozamok negatívba fordultak. Rámutatnak, hogy az 1924–2004 közötti időszakban a kincstárjegyek hozama 0,74% volt, míg 1941–54 között –3,59%. Amennyiben ezt az időszakot kivennénk a számításból, a hozam máris 1,68% lenne, ami több mint kétszerese az eredetileg számítottnak, csökkentve ezzel a prémium értékét. Végeredményben a korábbiakkal megegyező következtetésre jutottak, amely szerint a hozamok vizsgálatánál jobb döntés lenne egy közel kockázatmentesnek tekinthető kötvény használata a kincstárjegyek helyett, ami csökkentené a prémium értékét.

4.2.4. Adók

Szintén McGrattan és Prescott [2003] nevéhez fűződik az adók hatásának a vizsgálata. Rámutattak, hogy a részvénybefektetésekből származó jövedelmeknek az adókötelezettségei alacsonyak voltak az 1930-as évekig, majd drámaian emelkedtek a háború alatt. (A tőkejövedelmek adókulcsa a háború során elérte az 50%-ot is!) Érvelésük szerint ennek tükröződnie kell a részvények hozamaiban, nem is említve a biztosítótársaságok és nyugdíjalapok adókedvezményeit. Mindezeket figyelembe véve, megpróbálták megbecsülni az adózás utáni átlagos részvényhozamot, amelyre 5–6% közötti értéket kaptak, ami már jelentősen kisebb, mint a Mehra és Prescott [1985] által számított 7%.

4.2.5. Hitelfelvételi korlátok

A hitelfelvételi korlátok modellbe építésének egyik feltétele, hogy meg tudjuk különböztetni a fogyasztókat egymástól, így szükségünk lesz heterogén fogyasztói csoportokra. A Constantinides, Donaldson és Mehra [2002] által megalkotott „átfedő generációk” (overlapping generation – OLG) modell megfelel a fenti elvárásoknak. A modell alapja, hogy a fogyasztó életét három periódusra osztja. Az első periódus a „fiatalkor”, amikor még a jövedelme kevés, és főleg humántőkével rendelkezik. A második időszak a „felnőttkor”, amikor dolgozik, nagy jövedelmet kap. A harmadik szakasz pedig a „nyugdíjas kor”, itt nem szerez jövedelmet, csak elfogyasztja azokat a javakat, amelyeket a második periódus során felhalmozott.

A fiatal, aki részvényeket akar tartani (*Davis és Willen [2000]*) empirikusan bebizonyította, hogy a fiatalok a jövőben várható fizetésükben bekövetkező változások biztosításaként kockázatos eszközökbe, vagyis részvényekbe akarnak fektetni), ezt nem teheti meg, hiszen gyakorlatilag ki van zárva a piacról a hitelfelvételi korlátok miatt. A fiatalnak nincs vagy alacsony a jövedelme, ezért a jövőbeli jövedelméből szeretne „kölcsönvenni”, hogy egy részét elfogyassza, a többi pedig részvényekbe fektesse. Azonban ezt nem teheti meg, mivel a humántőke önmagában nem nyújt fedezetet egy hitelre a modern gazdaságokban a morális kockázatnak és a kontraszelekciónak köszönhetően (Mehra és Prescott [2008]).

Hitelfelvételi korlátok esetén a részvények ára csak a középkorú befektetők keresletétől függ, mivel a fiatalok ki vannak zárva, így magas részvényprémium alakul ki. Ha enyhítünk a korlátokon, és a fiatalok kölcsönvehetnek, hogy részvényeket vásárolhassanak, akkor a kötvényhozamok (a hitelek miatt) emelkednek. Ennek következménye, hogy a középkorúak befektetéseiket elkezdik átalakítani olyan módon, hogy egyre több kötvényt és egyre kevesebb részvényt tartanak. A részvények keresletére így két ellentétes folyamat hat: egyrészt a

fiatalok növelik a keresletet, míg a középkorúak csökkentik. Egyensúlyban a hatások mind a kötvények, mind a részvények hozamait növelik, miközben csökken a részvényprémium értéke (Mehra és Prescott [2008]).

Most, hogy áttekintettük a nem kockázat alapú magyarázatokat, még jobban megérthetjük azokat a körülményeket, amelyek szerepet játszanak a rejtélyben. Ezek között sem találunk olyan megoldást, amely teljesen megmagyarázná a rejtélyt, de kisebb eredményeket sikerült elérniük. Természetesen itt is maradtak még részletes vizsgálatra váró elméletek, mint például a fogyasztók heterogenitása vagy a közvetítói költségek, de mindezek mellett is kijelenthető, hogy jelentős haladás történt az elmúlt 27 év során a megoldás felkutatásában, és bár a rejtély még mindig fennáll, már korántsem tűnik olyan megmagyarázhatatlannak, mint 1985-ben.

4.3. Magyarázatok hazánk szemszögéből

A fent említett magyarázatok nagy része nem országspecifikus. A kockázatalapú magyarázatok a fogyasztók viselkedésével, azok minél pontosabb modellezésével foglalkoznak, így természetesen bármely piacra alkalmazhatóak, tehát hazánk esetében is. Alkalmazhatóság szempontjából a nem kockázat alapú magyarázatok esetében már problémába ütközünk. Az állampapírok használhatósága és a hitelfelvételi korlátok elmélete ebből a csoportból is áttemelhető más országokra, így ez a magyarázat is helytálló lehet hazánk esetében. A kormányzati szabályozás és az adózás hatásai nyilvánvalóan országspecifikusak. Ezek konkrét hatásait csak pontos elemzések útján mérhetjük, amelyek jelenleg még nem állnak itthon rendelkezésre, de azt leszögezhetjük, hogy nagy valószínűséggel hazánk esetében is valamilyen magyarázó erővel bírnak ezek az elméletek. Most már csak a hosszabb periódus alkalmazásáról nem esett szó.

Nem véletlenül hagytam a végére ezt a magyarázatot, mivel véleményem szerint ez egy téves elgondolás. Az nyilvánvaló, hogy az Egyesült Államokban esetében igenis van jogosultsága egy ilyen típusú feltevésnek, de ez az amerikai piac kiemelkedő történelméből adódik. A világ megannyi országában sikerült már kimutatni a rejtély létezését, sőt a fiatal tőkepiacokkal rendelkező országok esetén még jelentősebb mértékben, mint az amerikai piacon. Ezekben az országokban nem jöhet szóba egy esetleges vizsgálati időhorizont-bővítés, mint Amerikában, így a világ legtöbb országában ez a magyarázat nem használható (többek között Magyarország esetében sem). Természetesen olyan szempontból lehetne létjogosultsága ennek a magyarázatnak, ha a hozamok jelentős volatilitásából kiindulva, arra gondolnánk, hogy hosszabb távon más átlagos hozamok adódnak (amelyek már megfelelnek a standard modelleknek), de ez esetben kellene lennie olyan piacnak is, ahol nem figyelhető meg a rejtély, vagyis a „hosszú távú” átlag adódik rövid távon is. Ez viszont nem igaz, hiszen kisebb-nagyobb mértékben minden piacon megfigyelhető a rejtély, vagyis a túlzott prémium. Mindemellett elképzelhető, hogy más-más okokra vezethető vissza a kockázati prémium rejtély más-más országban, de véleményem szerint ennek kicsi a valószínűsége.

Magyarország esetében a kockázati prémium értékében valószínűleg fontos szerepet játszik, hogy az értékpapírpiacon nem tekint vissza hosszú múltra, valamint hogy a Budapesti Értéktőzsde forgalma világviszonylatban alacsonynak számít. Előbbi tény az

országkockázaton keresztül, utóbbi a likviditás alacsony mértéke miatt növeli a prémium értékét.

Hazánk szemszögéből érdemes még megemlíteni Czachesz és Honics [2007] cikkének végkövetkeztetéseit, amelyek a hazai részvényprémium és kockázatkerülés értékét is magyarázhatják: „...a magyar háztartások kockázatkerülése jelentős, a nyugat-európai átlaghoz képest egyenesen szélsőségesnek tűnik. A szubjektív, azaz zsigeri kockázatkerülés... nem mutattak nagyobb kockázatkerülést, mint hasonló képzettségű, hasonló körülmények között kérdezett, illetve megfigyelt amerikai, holland, illetve ausztrál résztvevők. A tényleges és szubjektív kockázatkerülési paraméterek közötti jelentős eltérés arra utal, hogy a magyar megtakarítók gondolkodását és a végső eszközallokációt külső faktorok fordítják át szélsőségesen konzervatívba. (...) ezek egyike a pénzügyekben való csekély jártasság és az alulinformáltság, vagy a pénzügyi intézményrendszerrel szembeni általános bizalmatlanság. (...) a magyar lakosság feltételezhetően a kockázatviselő hajlandóságát messze alulmúló mértékben fektet be kockázatos, magas hozamú eszközökbe, akaratlanul is csökkentve a megtakarításainak jövőbeni értékét.” (158–159. o.) Itt térnék vissza a korábban kifejtett gondolataimhoz, amelyeknek az alapján kicsinek tartom annak az esélyét, hogy eltérő magyarázatokat találunk eltérő országokban a rejtélyre; márpedig az említett tanulmány kitér arra, hogy ez a „félelem” a kockázatos befektetésektől Nyugat-Európában nem figyelhető meg, ellenben a kockázati prémium rejtély ott is kimutatható, ezért úgy gondolom, hogy a hozamokban tapasztalt, túlzott kockázatkerülés nem erre vezethető vissza.

Mindezek után kijelenthető, hogy ahogyan az Egyesült Államokban vagy a világ egyéb részein, úgy Magyarországon sem tekinthető teljesen megoldottnak a rejtély, és további kutatásokra van szükség, hogy kiderüljön, mi is áll a jelenség háttérében.

5. ÖSSZEFOGLALÁS

Dolgozatomnak kettős célja volt. Egyrészt áttekintést szerettem volna nyújtani egy negyedszázad óta fennálló pénzügyi piaci rejtélyről, de mindenekelőtt a Budapesti Értéktőzsdén megfigyelhető kockázati prémium, a rövid távú kockázatmentes hozam és a hazai fogyasztás összevetésével vizsgáltam a jelenség hazánkban is megfigyelhető vonásait.

Kifejtettem, hogy a jelenséget inkább tekinthetnénk a kockázatmentes prémium rejtélyének, mivel hazánk esetében az elméletileg elvárható kincstárjegyhozamoknak 10% fölé kellene lennie! Kitértem a jelenség globális voltára, és kiemelt figyelmet fordítottam a magyar piacra. Itt részleteztem az általam kapott eredményeket és azon következtetéseket, amelyek véleményem szerint a kapott adatok háttérében állhatnak. A rejtélyhez kapcsolódóan kitértem a 2008-ban kirobbant pénzügyi válság, valamint a befektetők összetételének hatásaira is.

Végül a rejtély publikálása óta eltelt több mint 25 évben született magyarázatokba tekintettem bele. Egyes magyarázatok kisebb-nagyobb sikereket értek el, míg mások még inkább elmélyítették a rejtélyt. Azonban kijelenthetjük, hogy mind a mai napig nem született általánosan elfogadott megoldás, amely minden szempontból megfelelő lenne.

MELLÉKLETEK

I. melléklet

A kiinduló adatok a magyarországi elemzéshez

A háztartások tényleges fogyasztása folyóáron http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_evkozi/e_qp001b.html
Népesség alakulása http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_wnt001a.html
RMAX index (1997-től) http://www.portfolio.hu/history/adatletoltes.tdp
BUX index (1997-től) http://www.portfolio.hu/history/adatletoltes.tdp
Fogyasztói árindex http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qsf001.html

II. melléklet

A kapott eredmények részletesen

Dátum	Δc	Δc reál	r_f	r_e	Infláció	r_f reál	r_e reál	Részv. pr.	Kovari- ancia	E (részv. pr.)	A:
1997. 03. 28.	3,02%	-3,76%	5,09%	30,94%	6,77%	-1,68%	24,17%	25,85%	—	—	—
1997. 06. 30.	1,98%	-2,92%	5,06%	25,53%	4,90%	0,16%	20,63%	20,47%	0,00009	23,16%	—
1997. 09. 30.	0,88%	-1,19%	4,89%	13,20%	2,07%	2,82%	11,13%	8,31%	-0,00059	18,21%	—
1997. 12. 30.	12,36%	9,05%	4,86%	3,99%	3,31%	1,55%	0,68%	-0,86%	-0,00437	13,44%	—
1998. 03. 31.	2,01%	-3,79%	4,44%	8,21%	5,80%	-1,36%	2,42%	3,77%	-0,00273	11,51%	—
1998. 06. 30.	2,11%	-1,24%	4,86%	-9,83%	3,35%	1,51%	-13,18%	-14,69%	-0,00203	7,14%	—

1998. 09. 30.	2,20%	1,87%	3,01%	-41,43%	0,33%	2,68%	-41,76%	-44,45%	-0,00325	-0,23%	—
1998. 12. 30.	10,72%	9,30%	5,88%	37,98%	1,42%	4,46%	36,56%	32,10%	0,00092	3,81%	—
1999. 03. 31.	-2,61%	-6,72%	3,56%	-12,97%	4,11%	-0,55%	-17,08%	-16,53%	0,00249	1,55%	6,227
1999. 06. 30.	4,53%	1,52%	3,93%	18,15%	3,00%	0,93%	15,14%	14,22%	0,00241	2,82%	11,707
1999. 09. 30.	3,39%	1,71%	3,80%	4,04%	1,68%	2,12%	2,36%	0,24%	0,00217	2,58%	11,907
1999. 12. 29.	9,51%	7,91%	4,24%	30,71%	1,60%	2,64%	29,11%	26,47%	0,00346	4,57%	13,239
2000. 03. 31.	-3,02%	-6,24%	3,59%	13,39%	3,22%	0,38%	10,18%	9,80%	0,00297	4,98%	16,768
2000. 06. 30.	3,57%	1,21%	2,47%	-16,82%	2,35%	0,12%	-19,17%	-19,29%	0,00262	3,24%	12,362
2000. 09. 29.	2,42%	0,06%	2,31%	-0,58%	2,36%	-0,05%	-2,94%	-2,89%	0,00247	2,83%	11,485
2000. 12. 29.	10,43%	8,38%	2,54%	-5,08%	2,06%	0,49%	-7,14%	-7,62%	0,00180	2,18%	12,102
2001. 03. 30.	-2,71%	-5,90%	2,58%	-15,25%	3,19%	-0,62%	-18,44%	-17,83%	0,00252	1,00%	3,989
2001. 06. 29.	4,85%	2,29%	2,71%	1,13%	2,55%	0,16%	-1,42%	-1,58%	0,00235	0,86%	3,667
2001. 09. 28.	1,58%	0,94%	2,44%	-8,23%	0,64%	1,79%	-8,88%	-10,67%	0,00221	0,25%	1,148
2001. 12. 28.	9,71%	9,07%	2,88%	15,50%	0,64%	2,24%	14,86%	12,63%	0,00264	0,87%	3,299

2002. 03. 29.	-0,67%	-2,96%	2,59%	13,76%	2,28%	0,30%	11,48%	11,18%	0,00234	1,36%	5,820
2002. 06. 28.	2,51%	0,67%	1,61%	-10,60%	1,84%	-0,23%	-12,44%	-12,21%	0,00225	0,75%	3,317
2002. 09. 30.	4,60%	4,83%	2,29%	-2,08%	-0,24%	2,52%	-1,84%	-4,36%	0,00209	0,52%	2,502
2002. 12. 31.	8,14%	7,27%	3,11%	9,80%	0,88%	2,24%	8,93%	6,69%	0,00219	0,78%	3,564
2003. 03. 31.	-1,00%	-3,11%	2,27%	-4,81%	2,11%	0,16%	-6,92%	-7,08%	0,00225	0,47%	2,072
2003. 06. 30.	1,62%	0,48%	0,10%	4,83%	1,13%	-1,03%	3,69%	4,73%	0,00216	0,63%	2,919
2003. 09. 30.	6,00%	5,49%	2,30%	14,75%	0,51%	1,80%	14,25%	12,45%	0,00228	1,07%	4,689
2003. 12. 31.	4,99%	3,46%	1,21%	5,04%	1,53%	-0,32%	3,51%	3,83%	0,00221	1,17%	5,285
2004. 03. 31.	-6,66%	-10,14%	2,83%	17,19%	3,48%	-0,65%	13,71%	14,36%	0,00169	1,62%	9,616
2004. 06. 30.	6,38%	4,72%	2,39%	4,95%	1,66%	0,74%	3,30%	2,56%	0,00164	1,65%	10,078
2004. 09. 30.	4,64%	4,45%	2,98%	9,62%	0,19%	2,79%	9,43%	6,64%	0,00166	1,81%	10,924
2004. 12. 31.	0,26%	-0,19%	3,39%	16,57%	0,45%	2,94%	16,13%	13,19%	0,00155	2,17%	13,971
2005. 03. 31.	-2,55%	-3,77%	2,69%	16,04%	1,22%	1,46%	14,82%	13,36%	0,00134	2,51%	18,760
2005. 06. 30.	4,20%	2,34%	2,24%	9,55%	1,86%	0,39%	7,69%	7,30%	0,00131	2,65%	20,164

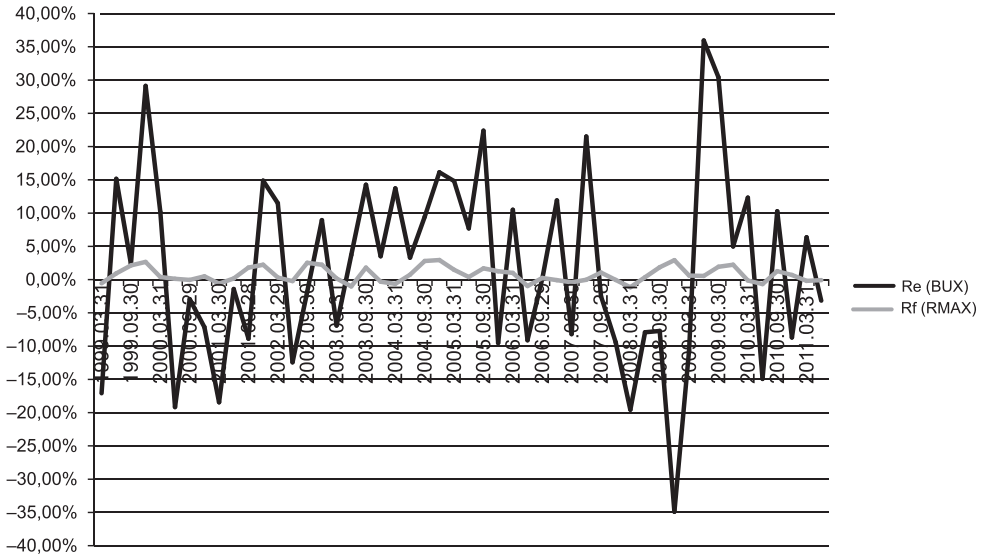
2005. 09. 30.	3,59%	3,52%	1,77%	22,45%	0,07%	1,69%	22,38%	20,69%	0,00141	3,16%	22,513
2005. 12. 30.	3,64%	3,53%	1,36%	-9,43%	0,11%	1,26%	-9,54%	-10,79%	0,00128	2,78%	21,744
2006. 03. 31.	-3,79%	-4,27%	1,48%	10,97%	0,48%	1,00%	10,49%	9,49%	0,00115	2,96%	25,807
2006. 06. 30.	1,66%	-0,27%	0,95%	-7,19%	1,93%	-0,98%	-9,12%	-8,14%	0,00116	2,67%	22,991
2006. 09. 29.	3,85%	2,29%	1,81%	1,63%	1,57%	0,25%	0,06%	-0,19%	0,00112	2,59%	23,186
2006. 12. 29.	3,96%	1,64%	2,23%	14,20%	2,31%	-0,09%	11,89%	11,97%	0,00111	2,83%	25,633
2007. 03. 30.	-5,34%	-7,82%	2,06%	-5,72%	2,47%	-0,41%	-8,19%	-7,78%	0,00133	2,57%	19,352
2007. 06. 29.	2,61%	0,61%	1,96%	23,51%	2,00%	-0,04%	21,51%	21,55%	0,00129	3,02%	23,471
2007. 09. 28.	3,38%	2,69%	1,74%	-1,79%	0,69%	1,05%	-2,47%	-3,53%	0,00123	2,87%	23,317
2007. 12. 28.	4,82%	3,08%	1,69%	-7,66%	1,74%	-0,05%	-9,41%	-9,36%	0,00114	2,59%	22,775
2008. 03. 31.	-3,38%	-5,70%	1,17%	-17,25%	2,32%	-1,15%	-19,57%	-18,41%	0,00144	2,12%	14,722
2008. 06. 30.	3,71%	1,87%	2,18%	-6,09%	1,84%	0,35%	-7,93%	-8,28%	0,00139	1,90%	13,694
2008. 09. 30.	2,12%	1,84%	2,14%	-7,45%	0,28%	1,86%	-7,73%	-9,59%	0,00133	1,65%	12,398
2008. 12. 31.	-1,08%	-0,87%	2,71%	-35,12%	-0,20%	2,92%	-34,92%	-37,84%	0,00143	0,83%	5,792

2009. 03. 31.	-7,98%	-9,06%	1,68%	-9,56%	1,08%	0,60%	-10,63%	-11,23%	0,00165	0,58%	3,549
2009. 06. 30.	4,19%	1,75%	2,99%	38,37%	2,44%	0,55%	35,93%	35,38%	0,00169	1,28%	7,560
2009. 09. 30.	-0,52%	-2,13%	3,54%	32,02%	1,61%	1,93%	30,42%	28,49%	0,00151	1,81%	11,997
2009. 12. 31.	2,86%	2,90%	2,19%	4,95%	-0,04%	2,22%	4,99%	2,76%	0,00149	1,83%	12,269
2010. 03. 31.	-4,75%	-6,66%	1,77%	14,22%	1,91%	-0,14%	12,31%	12,45%	0,00134	2,03%	15,210
2010. 06. 30.	2,64%	0,89%	1,07%	-13,18%	1,76%	-0,68%	-14,94%	-14,25%	0,00129	1,73%	13,340
2010. 09. 30.	4,40%	4,26%	1,41%	10,40%	0,14%	1,27%	10,26%	8,99%	0,00133	1,86%	14,048
2010. 12. 31.	1,41%	0,93%	1,17%	-8,23%	0,48%	0,69%	-8,71%	-9,40%	0,00129	1,66%	12,839
2011. 03. 31.	-5,69%	-7,46%	1,58%	8,12%	1,77%	-0,19%	6,35%	6,54%	0,00122	1,75%	14,340
2011. 06. 30.	3,05%	1,47%	1,48%	-1,59%	1,58%	-0,10%	-3,17%	-3,07%	0,00119	1,66%	14,020
ÁTLAG	2,22%	0,42%	2,61%	4,27%	1,80%	0,80%	2,47%	1,66%			
Évesítve	8,88%	1,66%	10,43%	17,09%	7,21%	3,22%	9,88%	6,66%			

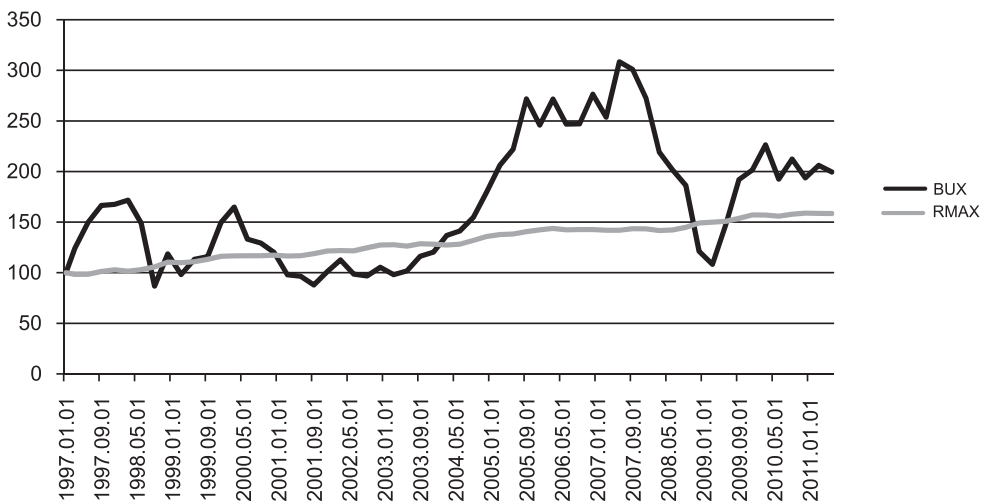
III. melléklet

Az Re és az Rf alakulása Magyarországon (1999–2011)

III.1. ábra

Az Re és az Rf alakulása Magyarországon
1999. 04. 01-től 2011. 07. 01-ig

III.2. ábra

A BUX és az RMAX index inflációval csökkentett alakulása
1997. 01. 01-től 2011. 07. 01-ig (1997. 01. 01.=100)

IRODALOMJEGYZÉK

- ABEL, A. B. [1990]: Asset prices under habit formation and catching up with the Jones. *American Economic Review Papers and Proceedings* 80, pp. 38–42.
- ALTUG, S. J. [1983]: Gestation lags and the business cycle: An empirical analysis. Carnegie-Mellon working paper, Presented at the Econometric Society meeting, Stanford University
- ARROW, K. J. [1971]: Essays in the theory of risk-bearing. North-Holland, Amsterdam
- BARBERIS, N.–HUANG, M.–SANTOS, T. [2001]: Prospect theory and asset prices. *The Quarterly Journal of Economics* CXVI, pp. 1–53.
- BARSKY, R. B.–KIMBALL, M. S.–JUSTER, F. T.–SHAPIRO, M. D. [1995]: Preference parameters and behavioral heterogeneity: an experimental approach in the health and retirement survey. National Bureau of Economic Research, Working Paper Series No. 5213.
- BENARTZIY, SHLOMO–THALER, RICHARD H. [1995]: Myopic Loss Aversion and the Equity Premium Puzzle. *Quarterly Journal of Economics*, February, pp. 75–92.
- BODIE, ZVI–KANE, ALEX–MARCUS, ALAN J. [2005]: Befektetések. Aula Kiadó Kft., Budapest
- BROWN, STEPHEN J., GOETZMANN, WILLAM N., ROSS, STEPHEN A. [1995]: Survival. *Journal of Finance*, July, 50, pp. 835–874.
- CAMPBELL, J. Y., COCHRANE, J. H. [1999]: By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behaviour. *Journal of Political Economy* 107, pp. 205–251.
- CARROLL, CHRISTOPHER [2011a]: The Equity Premium Puzzle and the Risk-free Rate
- CARROLL, CHRISTOPHER [2011b]: The Envelope Theorem and the Euler Equation
- CONSTANTINIDES, G. M. [1990]: Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle. *Journal of Political Economy* 98, pp. 519–543.
- CONSTANTINIDES, G. M., DONALDSON, J. B., MEHRA, R. [2002]: Junior can't borrow: A new perspective on the equity premium puzzle. *Quarterly Journal of Economics* 118, pp. 269–296.
- CZACHESZ GÁBOR, HONICS ISTVÁN [2007]: Magyarországi megtakarítók kockázatvállalási hajlandóságának vizsgálata. *Hitelintézeti Szemle*, VI évf. 2. sz., 129–166. o.
- DA SILVA [2006]: Habit formation in an overlapping generations model with borrowing constraints. Working paper, Columbia University Department of Economics
- DAVIS, S. J., WILLEN, P. [2000]: Using financial assets to hedge labor income risk: Estimating the benefits. Working paper, University of Chicago
- EPSTEIN, L. G., ZIN, S. E. [1989]: Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. *Econometrica* 57 [4], pp. 937–969.
- ERBAS, NURI S., MIRAKHOR, ABBAS [2007]: The Equity Premium Puzzle, Ambiguity Aversion and Institutional Quality. IMF Working Paper, WP/07/230 September
- FALTAO, A. [2003]: Happiness maintenance and asset prices. Mimeo, Columbia University.
- FERNÁNDEZ, P., DEL CAMPO, J. [2010]: Market risk premium used in 2010 by analysts and companies: a survey with 2,400 answers. IESE Business School
- FERNÁNDEZ, P., AGUIRRE-AMALLOA, J., CORRES, L. [2011]: Market risk premium used in 56 countries in 2011: a survey with 6014 answers. IESE Business School
- FRIEND, I., M. E. BLUME [1975]: The demand for risky assets. *American Economic Review* 65, pp. 900–922.
- FOX, CRAIG R., TVERSKY, AMOS [1995]: Ambiguity Aversion and Comparative Ignorance. *Quarterly Journal of Economics* (August), pp. 585–603.
- GOMES, F., MICHAELIDES, A. [2006]: Asset pricing with limited risk sharing and heterogeneous agents. Working paper, London Business School.
- GORDON, S., ST-AMOUR, P. [2000]: A preference regime model of bull and bear markets. *American Economic Review* 90 [4], pp. 1019–1033.
- GORDON, S., ST-AMOUR, P. [2003]: Asset returns and state-dependent preferences. CIRPEE Working Paper No. 03-16.
- GRANT, S., QUIGGIN, J. [2006], The risk premium for equity: Implications for resource allocation, welfare and policy. *Australian Economic Papers*, 45 [3], pp. 253–268.
- GUL, F. [1991]: A theory of disappointment aversion. *Econometrica* 59 [3], pp. 667–686.
- GUEVEN, F. [2005]: A parsimonious macroeconomic model for asset pricing: Habit formation of cross-sectional heterogeneity. Mimeo, University of Texas, Dept. of Economics

- HANNA, S. D., GUTTER, M. S., FAN, J. X. [2001]: A measure of risk tolerance based on economic theory. *Financial Counseling and Planning* 12 [2], pp. 53–60.
- KAHNEMAN, D., TVERSKY, A. [1979]: Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica* 47, pp. 263–292.
- KEHOE, P. J. [1983]: Dynamics of the current account: Theoretical and empirical analysis. Working paper, Harvard University, Cambridge
- KYDLAND, F. E., PRESCOTT, E. C. [1982]: Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica* 50, pp. 1345–1370.
- LA PORTA, RAFAEL, LOPEZ-DE-SILANES, FLORENCIO, SHLEIFER, ANDREI, VISHNY, ROBERT W. [1998]: Law in Finance. *Journal of Political Economy* 106 [6], pp. 1113–1155.
- LJUNGVIST, L., UHLIG, H. [1999]: On consumption bunching under Campbell-Cochrane habit formation. SFB 649 Discussion Paper, Berlin
- MCGRATTAN, E. R., PRESCOTT, E. C. [2003]: Average debt and equity returns: Puzzling? *American Economic Review* 93, pp. 392–397.
- MEHRA, RAJNISH [2003]: The Equity Premium: Why Is It A Puzzle? *Financial Analysts Journal*, January/February, pp. 54–69.
- MEHRA, RAJNISH [2008]: The Equity Premium Puzzle: A Review. *Foundations and Trends® in Finance*, Vol. 2: No 1, pp. 1–81.
- MEHRA, RAJNISH, PRESCOTT, EDWARD C. [1985]: The Equity Premium: A Puzzle. *Journal of Monetary Economics* 15, March pp. 145–161.
- MEHRA, RAJNISH, PRESCOTT, EDWARD C. [2003]: The Equity Premium Puzzle in Retrospect. In CONSTANTINIDES G. M., HARRIS, M., STULZ R. (eds.): *Handbook of the Economics of Finance*. North Holland, Amsterdam
- MEHRA, RAJNISH, PRESCOTT, EDWARD C. [2007]: Intermediated quantities and returns. Working paper, UCSB
- MEHRA, RAJNISH, PRESCOTT, EDWARD C. [2008]: Non Risk Based Explanations of the Equity Premium. In MEHRA, RAJNISH (ed.): *Handbook of Investments: The Handbook of the Equity Risk Premium*. Elsevier, Amsterdam, pp. 101–215.
- MEHRA, RAJNISH, DONALDSON, JOHN [2008]: Risk Based Explanations of the Equity Premium. In MEHRA, RAJNISH (ed.): *Handbook of Investments: The Handbook of the Equity Risk Premium*. Elsevier, Amsterdam, pp. 37–100.
- MELINO, A., YANG, A. X. [2003]: State dependent preferences can explain the equity premium puzzle. *Review of Economic Dynamics* 6 [2], pp. 806–830.
- ORMOS MIHÁLY [2010]: Befektetések II. Oktatási segédanyag, Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem, Gazdaság- és Társadalomtudományi Kar, Üzleti Tudományok Intézet, Pénzügy mesterszak
- POLLACK, R. [1970]: Habit formation and dynamic demand function. *Journal of Political Economy* 78, pp. 745–763.
- REITZ, THOMAS A. [1988]: The Equity Risk Premium: A Solution. *Journal of Monetary Economics* 22, July, pp. 117–131.
- ROUTLEDGE, B., ZIN, S. [2004]: Generalized disappointment aversion and asset prices. Mimeo, Carnegie-Mellon University.
- SCHWERT, G. W. [1990]: Indexes of U.S. stock prices from 1802 to 1987. *Journal of Business* 63, pp. 399–426.
- SEGAL, UZI [1987]: The Ellsberg Paradox and Risk Aversion: An Anticipated Utility Approach. *International Economic Review* 28 [1], pp. 175–202.
- SHILLER, R. J. [1990]: *Market Volatility*, MIT Press, Cambridge
- SIEGEL, JEREMY J. [1992]: The Equity Premium: Stock and Bond Returns Since 1802. *Financial Analyst Journal*, January/February, pp. 28–38.
- SIEGEL, JEREMY J. [1998]: *Stock for the Long Run*. 2nd Edition, Irwin, New York
- SIEGEL, JEREMY J., RICHARD H. THALER [1997]: The Equity Premium Puzzle. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, pp. 191–200.
- SUNDARESAN, S. M. [1989]: Intertemporally dependent preferences and the volatility of consumption and wealth. *Review of Financial Studies* 2, pp. 73–89.
- TOBIN, J., DOLDE, W. [1971]: Wealth, liquidity and consumption. In *Consumer spending and monetary policy: The linkage*. Federal Reserve Bank of Boston, pp. 99–146.

A felhasznált adatok forrásai:

Központi Statisztikai Hivatal: <http://www.portal.ksh.hu> (letöltve: 2011. 09. 18.)

portfolio.hu: <http://www.portfolio.hu/history/adatletoltes.tdp> (letöltve: 2011. 09. 18.)

bet.hu: http://bet.hu/topmenu/kereskedesi_adatok/stat_hist_letolt/befektetoistat (letöltve: 2011. 11. 24.)