

A KOCKÁZATI PRÉMIUM REJTÉLYÉNEK TOVÁBBI ASPEKTUSAI

Béli Marcell

Jelen tanulmány a *Hitelintézeti Szemle* 2012/5. számában megjelent, korábbi cikkem (*A kockázati prémium rejtélye Magyarországon*) szerves folytatásának/bővítésének tekinthető. Korábban bemutattam, honnan ered a rejtély, és átfogó betekintést próbáltam adni a jelenség eddig született magyarázatairól. Mindemellett a legfőbb célom a rejtély hazánkban megfigyelhető vonásainak vizsgálata volt. Jelen tanulmányban elsőként az elemzési keretet bővítve, egy hazánk szemszögéből nagyon fontos tőzsdecsoport, a CEESEG-csoport esetében mutatom be a rejtély vonásait. A második blokkban egy saját elképzelést ismertetek, amely akár megoldásként is szolgálhat a kockázati prémium rejtélyére, zárásképpen pedig röviden összefoglalom a legfontosabb eredményeket.

JEL-kódok: D11, D12, G11

Kulcsszavak: fogyasztói viselkedések elméleti és empirikus vizsgálata, befektetési döntések

BEVEZETÉS

A korábbi cikkemben részben a saját időbeli, részben területi korlátaim miatt nem tudtam kitérni a kockázati prémium rejtély (Equity Premium Puzzle¹) minden aspektusára. Kissé öncélúnak tűnhetett, hogy kizárólag a magyarországi adatokat elemeztem, és azokat csupán elméleti korlátokkal vetettem össze. Elsőként ezt próbálom orvosolni, és hazánkkal együtt 6 országban vizsgálni az adatokból számítható kockázatkerülés² időbeli alakulását. Az elemzett országok kiválasztásának oka, hogy Magyarország tagja a CEESEG (Central and Eastern Europe Stock Exchange Group) tőzsdecsoportnak (Ausztria, Csehország és Szlovénia mellett), így számunkra felettébb fontos, hogy tisztában legyünk a befektetők viselkedésével ezen országokban. Azonban, hogy ne csak elméleti korlátok teljesülését/nem teljesülését tudjam elemezni, benchmarkok gyanánt Lengyelországban – mint a legerősebb önálló tőzsdével rendelkező kelet-európai országban –

1 A kockázati prémium rejtély első publikálásával kapcsolatban l. MEHRA és PRESCOTT (1985).

2 CRRA – konstans relatív kockázatkerülési együttható; általánosan elfogadott jelölése: A. Elméleti háttérével kapcsolatban lásd: ARROW (1965), illetve PRATT (1964).

és az Egyesült Államokban – mint a világ legfontosabb gazdasági hatalmában – is elemzem a rejtélyt.

A másik téma, amelyet előző munkámban csak érintőleg említettem, az *ex ante* és *ex post* prémiumok használatának kérdése az elemzések során. Ezúttal egy külön fejezetben foglalkozom a kérdéssel.

A téma kutatásával eltöltött idő alatt természetesen bennem is felvetődött a kérdés, mi állhat a jelenség hátterében. Áttanulmányozva sok lehetséges magyarázatot, kezdett megfogalmazódni bennem egy saját elképzelés, mi is állhat a rejtély mögött. Gondolataimat rendszerezve, el is jutottam egy olyan megoldáshoz, amely az összes általam vizsgált országban eltüntette az adatokból kiolvasható anomáliát, és akár magyarázatként is szolgálhat a rejtélyre.

1. ADATOK

Mindenekelőtt fontosnak tartom megemlíteni, hogy a témában született művekkel ellentétben, azonban a korábbi cikkemmel összhangban, a rövid vizsgált időtáv miatt (1996. 12. 31. – 2013. 06. 28.) elemzéseim során negyedéves adatokat használtam. Ez nem változtat a következtetéseken és megállapításokon, hiszen az *A* egy adott pillanatban fennálló érték, sőt – pontosan e tulajdonsága következtében – így még pontosabb megállapítások vonhatók le az eredményekből a gyakoribb megfigyelések miatt. A kezdő dátum kiválasztásának oka, hogy 1997-től a vizsgált országok majdnem mindegyikében már rendelkezésre állnak a szükséges hozam-adatok (például hazánk esetében dkj-hozamok 1997-től állnak rendelkezésre), valamint a tőzsdék forgalma is ekkortól növekedett meg jelentősen Kelet-Európában, így általánosabb érvényű következtetéseket vonhatunk le a befektetők viselkedéséről és motivációiról.

Az elemzéshez felhasznált adatokat és azok forrásait részletesen lásd *A felhasznált adatok forrásai* pontban. A kockázatkerülés számszerűsítéséhez szükségünk van a reálhozamokra, amelyek kiszámításához az országok vezető tőzsdeindexeit (mint *Re* forrás), valamint az OECD statisztikai adatbázisából nyerhető, rövid távú kockázatmentes kamatlábakat³ (mint *Rf*) használtam. Utóbbi számításának az alapja a 3 hónapnál rövidebb bankközi hitelek kamatlába, így valóban kockázatmentesnek tekinthető. Bár a fogyasztók ilyen termékekkel nem kereskedhetnek, mégis megfelelő adatforrásnak bizonyult a számítások során, mivel összehasonlítva hazánkban az OECD-adatokat az RMAX indexből (a rövid lejáratú állampapírok átlagos árfolyamváltozását jelző index) számítható hozamokkal,

3 Helyenként az OECD-adatbázis hiányos, és nem tartalmaz értékeket. Ezek pótlásának módjára az érintett országok esetében külön kitérek.

negyedéves szinten 0,02% pontos átlagos eltérést figyelhetünk meg, amely annyira alacsony, hogy érdemben nincs hatása az A értékére.⁴

A tőzsdeindexek (HUN: **BUX**; AUT: **ATX**; CZE: **PX**; SVN: **SBI20** és **SBITOP**; POL: **WIG20**; USA: **S&P 500**; CEESEG: **CEESEG** és **CEETX**) használatának oka, hogy az adott tőzsde legfontosabb részvényeinek súlyozott portfólióiból állnak, így jól leírják a piac viszonyait, valamint lehet rájuk ügyletek kötni, így ténylegesen realizálható hozamokat mutatnak.

Természetesen ezek a számított hozamok a teljes érték változását mutatják, tehát a nominális értékeket. Annak érdekében, hogy reálhozamokhoz jussunk, szükséges még, hogy csökkentjük az így kapott hozamokat az infláció értékével. A mindenkori inflációt a fogyasztói árindex alapján számoltam ki, szintén az OECD statisztikái alapján. Az

$$E_t(Re_{t+1}) - Rf \approx Acov_t\left(\ln\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right), Re_{t+1}\right)^5 \quad (1)$$

egyenlet értékének meghatározásához szükségünk van még az egy főre jutó fogyasztás reálváltozására. Ennek forrása az európai országok esetében az OECD, míg az Egyesült Államok esetén a Bureau of Economic Analysis. Minden esetben a folyóáras adatokból indultam ki, amelyeket korrigáltam az inflációval. Ezek után minden szükséges adat rendelkezésre állt az elemzés elvégzéséhez.

Az A paraméter meghatározásához – a levezetés logikájából következően – minden $t + 1$ időpontra a számításokhoz felhasznált prémium az 1; ...; t időpontok részvényprémiumainak átlaga.

A negyedéves adatok használatának következtében felmerül egy kezelendő probléma, ami éves adatok esetében nem okoz gondot: az időbeli eltolódás kérdése. Ez alatt azt értem, hogy az (1) egyenlet kovarianciájának számítása során figyelembe kell vennünk, hogy a fogyasztás természetesen lassabban reagál a gazdasági változásokra, mint a tőzsdei hozamok. Nem várható el a fogyasztótól, hogy minden pillanatban azonnal reagáljon a reálgazdasági változás okozta hozamváltozásokra. Ennek oka, hogy az adásvételek tranzakciós és egyéb költségekkel járnak (pl. a ráfordított idő alternatívaköltsége), a fogyasztóknak vannak más forrásból származó jövedelmei és pénzügyi tartalékai, amelyekből akár a befektetéseiken elszenvedett veszteségek mellett is képesek időlegesen változatlan színvonalon finanszírozni a fogyasztásukat.

Mégis, mindezeket figyelembe véve, igenis van értelme a hozamok és a fogyasztás kovarianciájának rövidebb intervallumon is, de szükséges egy kis korrekció.

4 A 2012-es cikkemben még más adatforrásokat használtam (elsősorban a KSH-t), azonban – mivel egy nemzetközi összehasonlításához külföldi input adatokra is szükség van – az összehasonlíthatóság jegyében ebben az elemzésben egységesen áttértem az OECD statisztikai adatainak használatára.

5 Levezetést l. BÉLI (2012).

Gondoljunk egy hosszan tartó, jelentős válság (mint például a 2008-as) következményeire a fogyasztás terén. A válság kitörésekor nem azonnal csökkent a lakosság fogyasztása, nem kezdtek el egyből „spórolni” a befektetők. Időre van szükség, amíg a hozamokban tapasztalt változás a megtakarítások szintjén keresztül befolyásolja a fogyasztás színvonalát.⁶ Fontos ez az idő azért is, mert a kisebb (nagyon alacsony) árfolyam-ingadozások is kiegyenlíthetnek ezen idő alatt, ami így egyenletesebb és kiszámíthatóbb színvonalú fogyasztáshoz vezet.

A fentieket bizonyítandó, jól látható az adatokból, hogy bár a válság hatására már 2008 III–IV. negyedévében jelentős mínuszban zártak a főbb tőzsdeindexek (a III. negyedévben átlagosan 15%-kal, míg a IV. negyedévben már több mint 30%-kal csökkentek a vizsgált országokban), a fogyasztás visszaesése csak később következett be (a legtöbb ország esetében 2009 I. negyedévében volt a legjelentősebb a csökkenés).

Mindezek alapján a pontosabb eredmények érdekében a kovariancia számításánál szükséges figyelembe venni ezeket az időbeli eltolódásokat, amelyekkel elemzéseim során korrigáltam az adatokat. Ezen eltolódások vizsgálatából is értékes információkat nyerhetünk a fogyasztókról és a befektetők viselkedéséről. Olyan országokban, ahol a legkisebb az időbeli eltolódás (például Magyarország és az Egyesült Államok esetében negyedéves szinten ez nem volt megfigyelhető), ott ennek okait kereshetjük. Ez egyrészt lehet a befektetők hozzáállása és viselkedése, tehát úgymond „idegeesebbek” a befektetők, érzékenyebben reagálnak a változásokra, vagy csak tudatosabban igazítják befektetési döntéseiket a fogyasztásukhoz, másrészt visszavezethető akár arra is a jelenség, hogy nincs a lakosságnak jelentős egyéb pénzügyi megtakarítása, tehát jobban ki van szolgáltatva a hozamok változásainak. Mindez oda vezet, hogy már negyedéven belül is reagálnak a változásokra. Ezzel szemben az olyan országokban, ahol nagy az eltolódás (például Ausztriában fél év), ott ennek a szöges ellentéte valószínűsíthető: megfontoltabb befektetők és nagyobb lakossági megtakarítás.

A megfelelő időeltolódás kiválasztása okozhatna még problémát. Szerencsére itt sem találjuk magunkat nehéz feladattal szemben, hiszen ha nem a megfelelő eltolódással kalkulálunk, akkor igen furcsa eredményre jutunk: negatív kovarianciára. Ez azt jelentené, hogy akkor növeljük fogyasztási kiadásainkat, amikor veszteségünk keletkezik befektetéseinken. Természetesen ez teljesen abszurd, ezért ezeket a lehetőségeket kizárhatjuk. Ezek után már csak az időben legkisebb eltéréssel elérhető, első olyan lehetséges párosítást kell megtalálnunk, ahol pozitív a kovariancia (lehetőleg minden időpontra), ez lesz az időbeli eltolódás mértéke. Természetesen, ha tovább folytatnánk az eltolást, ismét találhatnánk olyan szituációt, amikor pozitív eredményt kapnánk, de ez már inkább egyfajta szezonális

6 Makroökonómiában használatos kifejezéssel élve, a kockázatos hozam és a fogyasztás változása egyfajta lead-lag folyamatpárosnak tekinthető. (Nem a szigorú értelemben vett definíció szerint.)

eredménye lenne. (Például, ha minden IV. negyedévben magasabb a hozam az átlagosnál, amit egy I. negyedéves magasabb fogyasztásnövekedés követ, akkor megvizsgálva az összes lehetséges időpárosítást, négy negyedévenként hasonló kovarianciákat kapnánk, tehát az 1, 5, 9... negyedéves eltolás is pozitív kovarianciát eredményezne.)

Fontosnak érzem megemlíteni, hogy ilyenfajta időbeli eltolódással még nem találkoztam a témában, de ennek az az oka, hogy a prémium vizsgálatok a szakirodalomban inkább (gyakorlatilag kizárólag) csak éves adatokkal számolnak és elemeznek. Értelemszerű, hogy az éves adatok esetében nincs sok értelme az eltolásoknak, mivel egyrészt van ideje a fogyasztásnak az igazodásra, másrészt pedig az év folyamán a jelentős változások kiolthatják egymás hatásait. Ezt támasztja alá, hogy az általam készített elemzésekben sehol sem fordul elő éven túli eltolódás, mert a fogyasztás szintje mindenhol ennél gyorsabban reagál a változásokra. (Pontosabban fogalmazva: éves bázison vizsgálva a jelenséget, kisebb hibát követünk el azzal, ha az adott évi adatokat használjuk, mintha az egy évvel későbbieket.)

2. HISTORIKUS ADATOKON ALAPULÓ EREDMÉNYEK

A fejezet során elsőként a CEESEG-tagországok (Magyarország, Ausztria, Csehország és Szlovénia) esetében mutatom be a jelenséget a historikus adatok alapján. Ezután kitérek röviden két, a CEESEG-csoportot leíró index vizsgálatára. Végezetül Lengyelországban és az Egyesült Államokban mutatom be a rejtély vonásait.

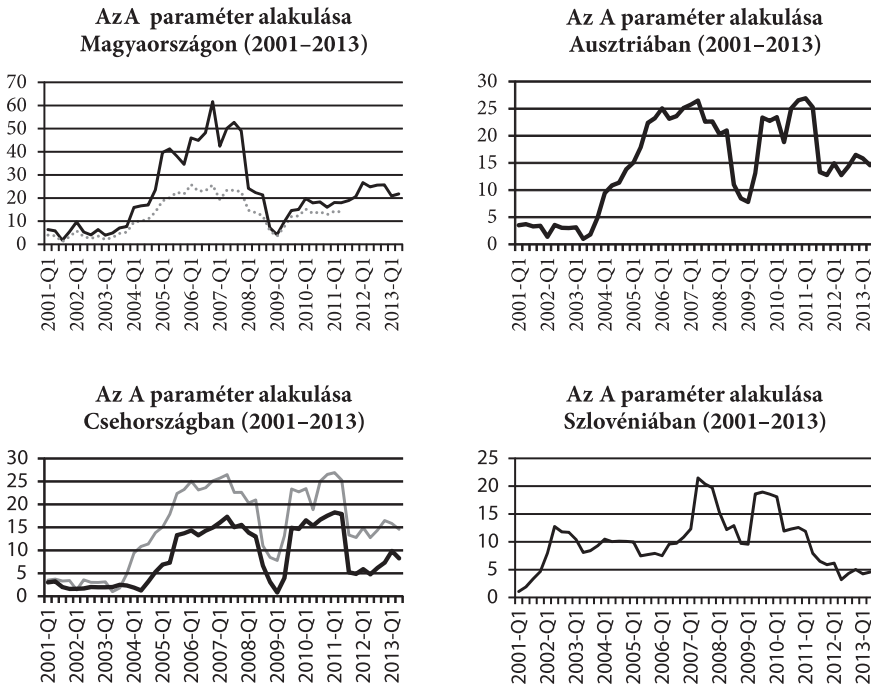
2.1. CEESEG-csoport

A kockázati prémium rejtélye minden CEESEG-tagország esetében megfigyelhető jelenség. A fennállásának bizonyítéka az (1) egyenlet egyetlen változójának, az A relatív kockázatkerülési együtthatónak az irreálisan magas értéke. A 1. ábrán is látható, hogy 2006 IV. negyedévében a visszaszámított kockázatkerülési együttható értéke Magyarország esetében⁷ meghaladta a 60-at! Ez teljesen inkonzisztens a várakozásokkal, és hasonlóan a többi vizsgált országhoz, nagyobb, mint az általánosan elfogadottnak tekintett maximális 10-es érték. (A kockázatkerülési együttható elfogadható szintjével kapcsolatban részletes leírás található: *Mehra*, 2008; illetve *Béli*, 2012).

⁷ Magyarország esetében az OECD adatbázisa néhány helyen nem tartalmazott kockázatmentes hozamokat. Ezeket a hiányos értékeket az RMAX indexből számított hozamokkal pótoltam, mivel mint már korábban említettem, a kétféle hozam között negyedéves szinten átlagosan csupán 0,02% az eltérés.

1. ábra

Az A paraméter alakulása Magyarországon, Ausztriában, Csehországban és Szlovéniában 2001-Q1 és 2013-Q2 között



Megjegyzés: A magyarországi ábrán szaggatott vonal jelzi a korábbi cikkemben kapott eredményeket (Béli, 2012). Az eltérés oka, hogy akkor az egy főre jutó fogyasztás változását a teljes lakossági fogyasztás változásból és a népességszám-változás lineáris közelítéséből becsültem. Jelen tanulmányban az OECD adatbázisára hagytam, amely az egyszerű lineáris közelítésnél szofisztikáltabb módszertan alapján becsli az egy főre jutó fogyasztás változását. Mindemellett úgy éreztem helyesnek, ha külön kitérek erre az eltérésre, főképp, mivel az ábrából jól látható, hogy a görbe alakulása nem változott, csak a változások amplitúdója nőtt meg a módszertani változtatás következtében. A csehországi ábrán az összehasonlítás kedvéért szürke vonallal szerepeltetem az ausztriai eredményeket.

Magyarországon a vizsgált időszakban az átlagos éves részvényprémium 4,23% volt, a kockázatmentes reálhozam 3,40%, míg a fogyasztás reálváltozása csupán évi 1,18%. A kockázatkerülés hazai alakulását részletesen elemeztem a korábbi tanulmányban, és bár a görbe szintje eltérő, az akkor leírt következtetések teljesen megállnak így is. Röviden, egyfajta emlékeztető gyanánt emelném ki az ott leírt legfontosabb megállapításokat:

- a görbe folyamatosan túlzó kockázatkerülésre utal;
- a válság csak átmenetileg tudott hatni a befektetők viselkedésére;
- az ábrán jól látható a tőkepiac fejlődése, az országgal kapcsolatos optimista hangulat a 2000-es évek elején.

Ezen megállapítások mellett érdemes kiemelni, hogy a magyar kockázatkerülés alakulása még az általam vizsgált országok körében is kiugrónak számít, ami akár az előző fejezetben leírt időbeli eltolódással is kapcsolatban állhat. Konkrétan: Magyarország esetében nincs időbeli eltolódás a hozamok alakulása és a fogyasztás változásának alakulása között negyedéves szinten, tehát a fogyasztóknak vagy nincsenek megfelelő mértékű megtakarításai, vagy hevesebben reagálnak a tőkepiaci változásokra (ezért is zuhanhatott ekkorát a görbe a válság kitörése során).

Az osztrák szomszédaink esetében kapott eredményeket összehasonlítva a magyarországi ábrával, megfigyelhető, hogy a kockázatkerülési paraméter alakulása hasonló a két országban. Két alapvető különbséget vehetünk észre: egyrészt Ausztria esetében végig alacsonyabban helyezkedik el a görbe, másrészt a 2008-as válság után láthatunk különbséget, mivel ekkor, bár hasonló magasságokba emelkednek az A együtthatók egészen 2011-ig, ezután Ausztria esetében mérséklődés figyelhető meg – vagyis nagyobb a kockázattvállalási kedv –, míg hazánkban a kockázatkerülés nem csökkent ez idő tájt. Ez jól mutatja, hogy az utóbbi években a magyar befektetői környezet instabilabb, mint az osztrák, és csak nagyobb kockázati prémiumért hajlandók befektetni a fogyasztók Magyarországon.

Az, hogy Ausztriában a válság előtt is alacsonyabb volt a kockázatkerülési hajlandóság, arra enged következtetni, hogy nagyobb a tőkepiac „hagyománya” az országban, így alacsonyabb prémium mellett is hajlandók a befektetésekre a fogyasztók. Ez természetesnek tekinthető, figyelembe véve a magyar tőzsde és az osztrák tőzsde történelmi különbségeit.

Azonban mindezek mellett is látható, hogy még Ausztria esetében is jelentősen magasabb a kockázatkerülési együttható értéke, mint amit a modellek alapján vagy az empirikus vizsgálatok alapján várnánk.

Magyarországhoz hasonlóan, itt is megfigyelhető, hogy 2004 előtt alacsony volt a kockázatkerülés értéke, amely 2004 során folyamatosan emelkedett, tehát a Magyarországnál leírtak régiós jelenségnek tekinthetők. A befektetői kultúra fejlődése és az optimista hangulat 2004-ben tehát nem volt országspecifikus jelenség.

A jelenség régiós jellegére enged következtetni, hogy Csehország esetében az ausztriaihoz nagyon hasonló eredményeket kapunk (a jobb szemléltetés végett a csehországi ábrán szürke vonallal szerepeltetem az ausztriai eredményeket is).

Látható, hogy a két görbe szinte teljesen együtt mozog, és különbség csak a szintekben figyelhető meg. Ebből egyrészt azt a következtetést vonhatjuk le, hogy minden, ami Ausztria és Magyarország közös viszonylatában felmerült, az itt is megállja a helyét, másrészt, hogy a befektetők kockázattvállalási szempontból még biztonságosabbnak ítélik meg Csehországot, mint Ausztriát, és hajlandók még alacsonyabb prémiumot elfogadni ugyanannyi kockázat viseléséért cserébe.

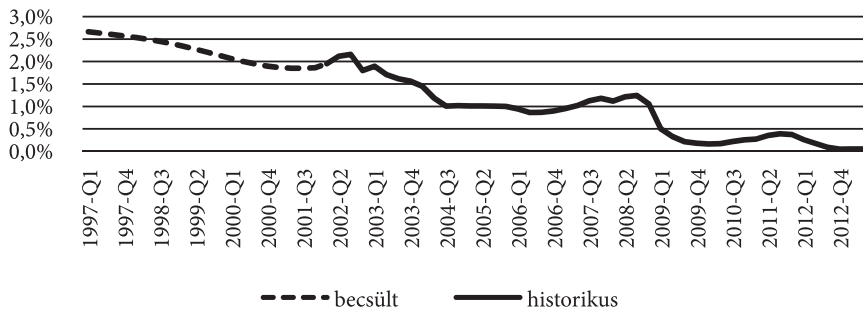
Mind Csehország, mind Ausztria esetében jól látható a 2008-as válság hatása, amikor is a „megfelelő” szintre esett vissza az implicit kockázatkerülés. Csehország esetében 2009 I. negyedévére 0,85-ös *A* értéket kapunk! Ez már a vártnál is alacsonyabb, és azt a jelentést hordozza: a válság nyomán akkora mértékben csökkentek a részvényhozamok, hogy historikusan szinte teljesen eltűnt a kockázati prémium. Azonban a vizsgált időtávon átlagosan még itt is 8,52 az *A* értéke, ami – bár már 10 alatti – még mindig szignifikánsan több, mint az átlagosan várt 3-as érték.

A negyedik CEESEG tagország, Szlovénia esetén az elemzés elkészítésekor jelentős problémával kellett szembesülnöm: 2002 előtt nem állnak rendelkezésre kockázatmentes hozam adatok. Így az elemzés készítésekor döntenem kellett, hogy az egységes elemzési keret miatt minden általam vizsgált ország esetében az adatokat vagy csak 2002-től veszem figyelembe, vagy megpróbálom pótolni a hiányt. Mivel előbbi esetben jelentős mennyiségű információ veszett volna el, így próbáltam a kisebb rosszat választani, és az utóbbi mellett döntöttem, így a meglévő kockázatmentes hozam adatok alapján egy ARMA(3;3) modellt illesztettem egy lineáris trenddel az idősorra.⁸ (A lehető legpontosabb eredmények miatt a modell készítésénél havi adatokból indultam ki.) A modell 3%-os szignifikanciaszinten nem vethető el, a reziduumok nem tartalmaznak autokorrelációt, és eloszlásuk normálisnak tekinthető.

A historikus és az általam becsült kockázatmentes hozamokat mutatja a 2. ábra:

2. ábra

A negyedéves kockázatmentes hozam valós és becsült értékei Szlovéniában (1997-Q1 – 2013-Q2)



8 A modellt a gretl programcsomag segítségével készítettem.

A becslés fényében a szlovén eredményeket természetesen fenntartásokkal kell kezelni, főképpen a 2002 előtti értékek esetében, de így is nagyon hasznos következtetéseket vonhatunk le a kockázatkerülés alakulásából.⁹

Szlovénia esetében is észrevehető, hogy a visszaszámított kockázatkerülés az esetek többségében meghaladja a 10-es értéket, így szintén nem konzisztens az elméleti modellekkel. Észrevehető, hogy a 2008-as válság itt is érezte hatását, ha nem is akkora mértékben, mint az eddigi országok esetében. Ennek az lehet az oka, hogy Szlovéniában a régióhoz képest megkésve, csak 2007 során kezdtek el szárnyalni a tőzsdei hozamok, így a 2008-as válság nem egy régóta jól teljesítő piacot ért el, ezáltal kisebb „károkat” okozva.

Mind a kockázatkerülést, mind a hozamok alakulását vizsgálva, azt a következtetést vonhatjuk le, hogy Szlovénia tőkepiaci szempontból elmaradásban van a régiós tőkepiacokhoz képest, de ez a lemaradás az utóbbi években egyre jobban csökken, hiszen már itt is megfigyelhető az a pénzügyi stabilitásra utaló jel, ami Ausztria és Csehország esetében is látható, nevezetesen, hogy az utóbbi években mérséklődik a kockázatkerülés értéke. (Külön említést érdemel az a tény, hogy az implicit kockázatkerülés 2013-ban 5 körül alakult, ami egyrészt már konzisztens a modellekkel, másrészt pedig az általam vizsgált országok közül ebben az időszakban csak az Egyesült Államok volt képes hasonló értékek felmutatására.)

2.2. CEETX és CEESEG indexek

Most, hogy a CEESEG-csoport országait áttekintettük, de mielőtt a két „kontroll” országban elemezném a kockázatkerülés alakulását, kitérnék két, a tőzsdecsoport országainak súlyozott tőzsdei hozamait megtestesítő indexre. Ezek a CEETX (CEESEG Traded Index) és a CEESEG (CEESEG Composite Index) mutatók. Előbbi a tőzsdecsoport 25 legintenzívebben kereskedett és legnagyobb kapitalizációjú részvényeinek kapitalizációval súlyozott átlaga, míg utóbbi a tagok tőzsdeindexeinek (ATX, BUX, PX, SBITOP) kapitalizációval súlyozott indexe. Mindkettő kereskedhető, így valóban realizálható hozamokat mutat. Sajnos, mindkét indexet csak 2009-től számítják, így itt jelentősen kevesebb a rendelkezésre álló adatok száma, ami torzíthatja az eredményeket, és nehezíti a következtetések levonását.

A kockázatkerülési együttható meghatározásához szükségünk van még a fogyasztás változására és a kockázatmentes hozam(ok)ra. Itt úgy jártam el, hogy mivel egy fogyasztó alapvetően egy országban él, így az országos kockázatmentes hozamokat és fogyasztási változásokat vettem össze a két indexbe való befekte-

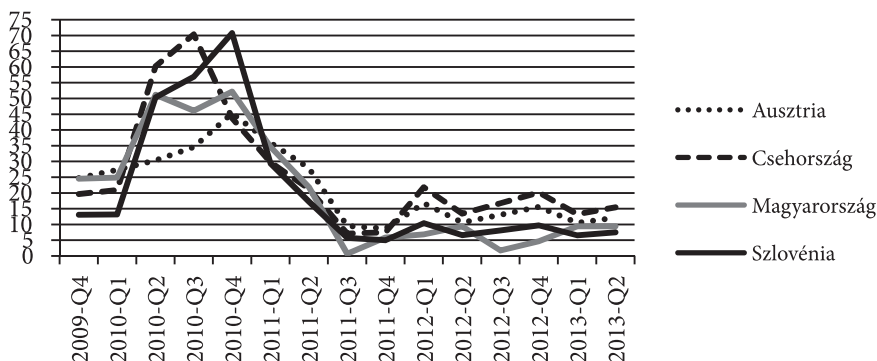
9 Említést érdemel az a tény is, hogy 1997 és 2006 II. negyedéve között az SBI20 indexből, míg utána az SBITOP indexből számítottam vissza a kockázatos hozamokat. Ennek az az oka, hogy 2006 során indult az utóbbi index, az előbbi pedig 2007-ben megszűntették.

tésből nyerhető, kockázatos hozamokkal. Ezek alapján az érintett négy országban megkapjuk azt a kockázatkerülési együttthatót, amely megmutatja, hogy egy adott befektető milyen kockázatvállalással hajlandó a „tőzsdecsoportba”, tehát egy átlagos indexbe fektetni. Ez lényegében megmutatja, mennyire tekintik a fogyasztók kockázatosabbnak vagy biztonságosabbnak a teljes tőzsdecsoportot, mint a saját, hazai tőzsdéjüket.

Elsőként lássuk, milyen kockázatkerülést olvashatunk ki a CEETX indexből:

3. ábra

Az A paraméter alakulása a CEETX index alapján 2009-Q4 és 2013-Q2 között



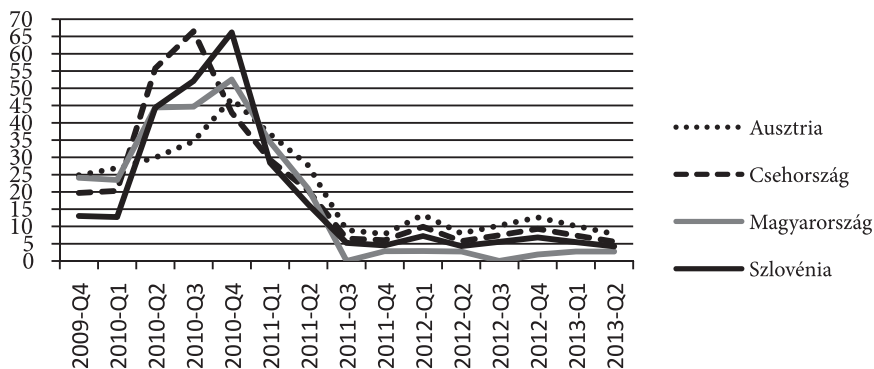
A 3. ábra alapján lényeges következtetéseket vonhatunk le. Láthatjuk, hogy mind a négy országban 2011 III. negyedéve előtt jelentős, akár 70-et is meghaladó A értékeket találunk. Ez 2011 után már az esetek túlnyomó többségében 20 alatt marad. Ezt úgy értelmezhetjük intuitíven, hogy a tőzsdecsoport országainak lakossága kezdetben jelentős kockázatot érzett a közös indexben, a közös pénzügyi piacban, ami idővel csökkent, és alacsonyabb szinten stabilizálódott. Másik értelmezése a kapott eredményeknek, hogy 2011 előtt a tagországokban a hozamok alakulása nem állt kapcsolatban egymással, így az ezekből súlyozott átlag nyilván hektikusan mozgott, ellenben az utóbbi években a közösség fejlődésének köszönhetően egyfajta korreláció figyelhető meg a hozamok alakulásában, ami így egységesebben alakul csoportszinten is. Ennek következtében az implicit kockázatkerülési együtttható értéke jelentősen csökkent, és alacsonyabb szinten stabilizálódott.

Az adatokból jól kiolvasható, hogy az utóbbi években nagyon hasonlóan alakultak az A értékek a tagországokban egy kivétellel, mégpedig Magyarországon, ahol szinte teljesen ellentétesen változott az A értéke. (Ha a másik három tagországban növekedett az A értéke, akkor hazánkban csökkent, és vice versa. Ugyanez figyelhető meg az országok szintjén vizsgált változások terén is, amiről már korábban említést tettem.)

A CEESEG indexből kapható eredmények:

4. ábra

Az A paraméter alakulása a CEESEG index alapján 2009-Q4 és 2013-Q2 között

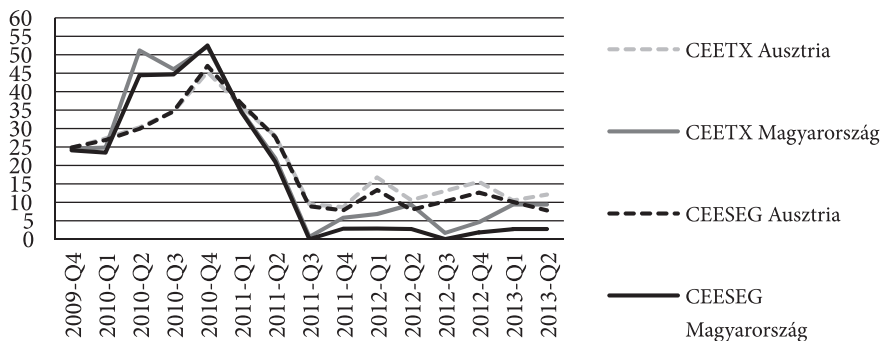


A 4. ábrából két fontos következtetést vonhatunk le. Egyrészt nagyon hasonló a két indexből visszaszámított kockázatkerülés alakulása, másrészt még hangsúlyosabb, hogy a magyar fogyasztók esetében az A értéke már többször is szinte nulla. (A legalacsonyabb 0,02!) Utóbbit úgy értelmezhetjük a magyarországi kockázatkerülés ismeretében: a magyar fogyasztók annyira kockázatosnak tartják a hazai befektetést, hogy szinte már extra prémium nélkül is hajlandók inkább külföldön befektetni. (Emlékeztetőül, a két majdnem nulla érték időpontjában a BUX alapján számított kockázatkerülés értéke 20 körül alakult.)

A két indexből számított hasonló eredmények szemléltetésére tekintsük például Magyarországon és Ausztriában a kapott eredményeket:

5. ábra

A CEETX és CEESEG eredmények összehasonlítása
(A értékek)



Látható, hogy a görbék együttmozgása nagy, azonban Magyarország esetében már nagyobb különbségek is megfigyelhetők az utóbbi években. Jól látható az is, hogy a nagyobb részvénytársaságot lefedő index (CEESEG) esetében alacsonyabb a kockázatkerülés, ami összhangban van a diverzifikáció elvével.

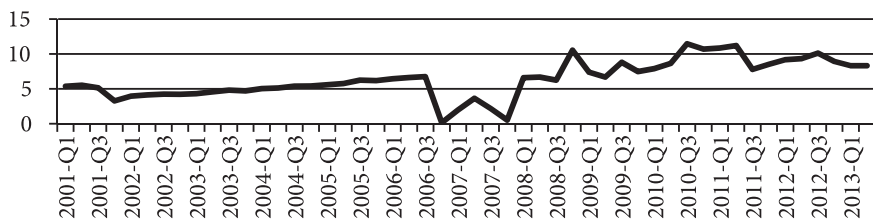
2.3. Lengyelország

Az eddig kapott eredmények pontosabb értelmezéséhez feltétlenül szükségünk van valamilyen benchmarkértékekre, amelyekhez viszonyíthatjuk azokat. Ebből a célból vizsgáltam meg elsőként Lengyelországban is a jelenséget. A választás oka, hogy a varsói tőzsde Közép-Kelet-Európában az egyetlen olyan tőzsde, amely nem tagja semmilyen csoportnak, és mégis nagy forgalmat, jelentős kapitalizációt tud felmutatni, így sok befektetőt vonz. Ebből kifolyólag kisebb lehet az egyedi torzítások eredménye, és általánosabb képet mutat a jelenségről.

Lengyelország esetében kapott implicit kockázatkerülési együtthatókat mutatja a 6. ábra.

6. ábra

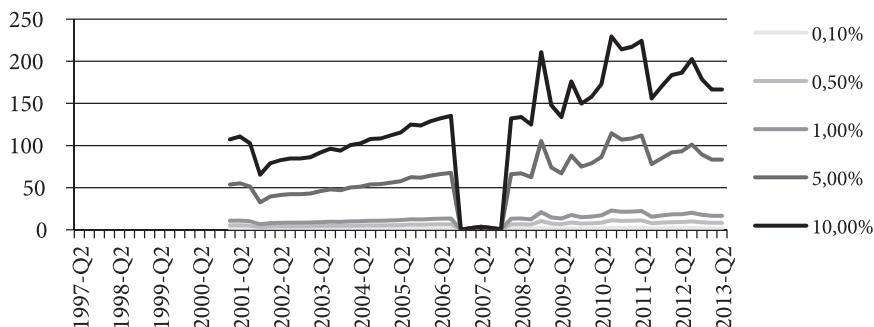
Az A paraméter alakulása Lengyelországban 2001-Q1 és 2013-Q2 között



Fontos megemlíteni, hogy a vizsgált időtávon (1997–2013) a lengyel piacon az ex post átlagprémium több esetben negatív. Ebből következően szükségünk van egy pozitív ex ante prémiumértékre, amikor negatív az ex post hozamok átlaga, mivel a befektetők ex ante mindig pozitív prémiummal terveznek. A 6. ábrán ennek az értéke negyedévi 0,5%. A választás okai az általam vizsgált országok historikus átlagai. Amennyiben más várható prémiummal végeznénk el az elemzést, akkor a következő értékeket kapnánk:

7. ábra

A lengyelországi A értéke az ex ante negyedéves prémium függvényében



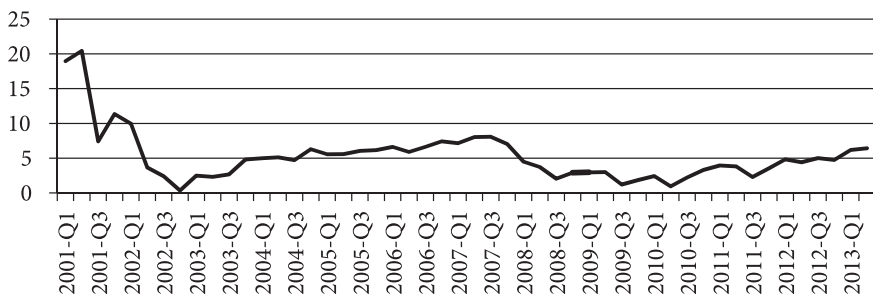
Az ábrából látszik, hogy a használt ex ante prémium lényegében csak a görbe szintjét változtatja, a formáját nem jelentősen. Ha azonban elfogadjuk a negyedéves 0,5%-os prémiumértéket, akkor elemezhetjük a 6. ábrát. Két következtetést tehetünk: egyrészt még Lengyelországban is meghaladja az elméleti modellek becsléseit az A értéke, másrészt látható, hogy az eddigiektől teljesen eltérően viselkedik a görbe. A CEESEG-tagok esetében jellemzően a válságig jelentős emelkedés, a válság során visszaesés, majd utána stabilizálódás következett be. Ezzel ellentétben Lengyelországban éppen a válság dobta meg az implicit kockázatkörülési együtttható értékét. Ez véleményem szerint annak köszönhető, hogy – mint már említettem – a régióban a varsói tőzsde annyira kiemelkedett, hogy a befektetők alacsonyabb hozamért is hajlandóak voltak befektetni, nem gondolták annyira kockázatosnak a lengyelországi tőzsdét. Ennek köszönhető az, hogy 2006–2008 között nagyon alacsony, akár 1 alatti A értékeket is találhatunk. A válság a lengyel tőzsdén másképpen fejtette ki hatását, mint a CEESEG-országokban. Míg utóbbi országokban a válság legfőbb tanulsága az volt, hogy a túlzott prémium nem maradhat fenn sokáig, addig a lengyel befektetőknek az, hogy ők sincsenek teljes biztonságban, és igenis kockázatos még a varsói tőzsdén is befektetni. Ebből következik az, hogy a válság során megemelkedett az implicit A értéke, és azóta sem esett vissza, hanem egy magasabb, 10 körüli értéken stabilizálódott.

2.4. Egyesült Államok

Szinte adta magát a választás, hogy másik benchmarkként az Amerikai Egyesült Államokat válasszam, mivel a legjelentősebb tőzsdékkal és a legbefolyásosabb gazdasággal rendelkezik.

8. ábra

Az A paraméter alakulása az Egyesült Államokban 2001-Q1 és 2013-Q2 között



A 8. ábrából látható, hogy az A alakulása nem hasonlít sem a CEESEG-csoportban látottakhoz, sem a lengyel idősorhoz. Megfigyelhető, hogy 2002-től 5 körül alakul a kockázatkerülési együttható értéke, ami már konzisztens lenne a modellekkel, és ha a 2002–2013 időszakot tekintenénk, akkor az Egyesült Államokban nem beszélhetnénk semmiféle rejtélyről. Annak az oka, hogy 2001-ben magasabb A értékeket láthatunk, összefügg azzal a ténnyel, hogy eredetileg az USA-ban azonosították a rejtélyt (1985-ben), tehát korábban ott is magas A értékeket tapasztalhattunk, és ahogy haladunk előre az időben, úgy csökken az A értéke a már elfogadható szintre.

Ennek a csökkenésnek az okáról csak egy szubjektív véleményem van: az amerikai piac egyre „érettebb”, egyre jobb modellek, egyre szofisztikáltabb befektetők vannak ott jelen, így egyre jobban közeledik a valóság a modellekben felvázolt, fiktív valósághoz, és előfordulhat akár az is, hogy a rejtély valójában abból az egyszerű tényből ered, hogy a modellek feltételei túlzóak a jelen befektetői valósághoz képest.

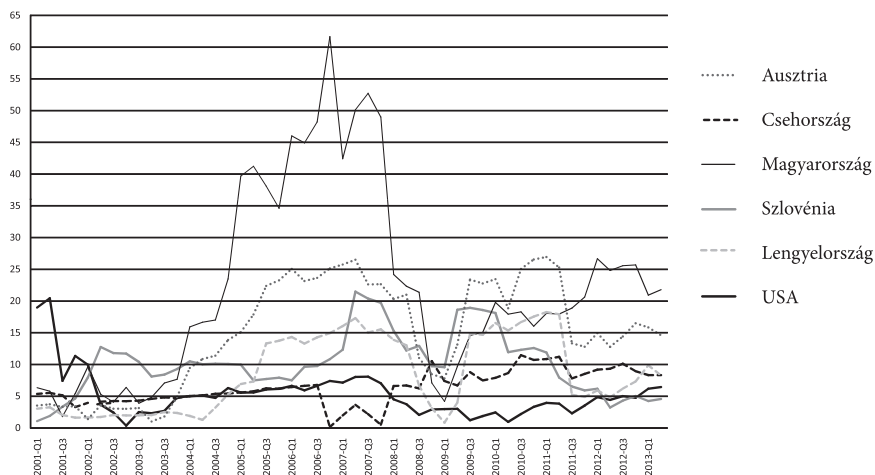
Az ábrán jól észrevehető, hogy a kockázatkerülési együttható szempontjából a 2008-as válságnak nem voltak jelentős hatásai az amerikai tőkepiacon, tehát a befektetők nem változtatták meg viselkedésüket a válság hatására. (Ennek az oka az lehet, hogy az Egyesült Államok már több jelentős válságot is megélt, így a befektetők tudatában lehettek annak, hogy ez csak egy újabb átmeneti állapot.)

2.5. Összehasonlítás

A következőkben röviden összehasonlítom a kapott eredményeket. Elsőként egy ábrában szemléltetem az idősoros kockázati együtthatókat, ami első ránézésre bonyolultnak tűnhet, de a megfelelő magyarázattal érhetővé válik az ábrázolás oka:

9. ábra

Az A paraméter alakulása az általam vizsgált országokban 2001-Q1 és 2013-Q2 között



Észrevehető, hogy a lengyel és az egyesült államokbeli görbe (szürke vonalak) az esetek többségében a többi görbe alatt marad. Ez azt jelenti, hogy előzetes várakozásaimnak megfelelően a „fejlettebb”, jelentősebb tőzsdével rendelkező országokban alacsonyabb a kockázatkerülés értéke, vagyis a kisebb tőzsdéken a befektetők kockázatkerülőbbek, tehát csak nagyobb prémiumért hajlandóak befektetni.

Jól látszanak az ábrán a korábban leírtak is: a magyarországi kockázatkerülés kiugróan magas, valamint az utóbbi években más pályát követ a görbe alakulása.

Emellett még egy érdekes tényt figyelhetünk meg az ábrán. A CEESEG-csoport tagjainak kockázatkerülése viszonylag jól együtt mozog az időben, már az időtáv legelején is, pedig a CEESEG hivatalos megalakulására csak 2009-ben került sor, és a bécsi tőzsde csak 2008-ra szerzett többséget az érintett országok mindegyikében. Így akár egy olyan – első látásra erős – következtetést is levonhatunk, hogy várható volt egy ilyen tőzsdecsoport megalakulása, hiszen az érintett országokban a befektetők viselkedése hasonló mintát követett. Továbbgondolva, érdekes eredményekre vezethetne, ha a régió többi országában is elvégeznénk az elemzést, mert akár olyan következtetéseket is levonhatnánk, hogy a befektetői viselkedés szempontjából merre lenne érdemes a CEESEG-csoportnak terjeszkednie. Természetesen ehhez jelentős további elemzés szükséges, és nem hagyható figyelmen kívül az a tény, hogy a terjeszkedésnél nyilván más okok fontosabb szerepet játszanak. Ez a vizsgálat már túlmutat ennek a tanulmánynak a keretein is, de gondolatindító felvetésként szükségét éreztem megemlíteni. Viszont korábbi állításom alátámasztására, amely szerint várható volt a CEESEG megalakulása, vizsgáljuk meg a kockázatkerülési együttthatók között megfigyelhető korrelációt.

1. táblázat

A kockázatkerülési együttthatók korrelációja 2001-Q1 és 2013-Q2 között

	Ausztria	Cseh-ország	Magyar-ország	Szlovénia	Lengyel-ország	USA
Ausztria	–	0,94	<u>0,73</u>	<u>0,47</u>	0,26	– 0,16
Csehország	0,94	–	<u>0,63</u>	<u>0,50</u>	0,21	– 0,11
Magyarország	<u>0,73</u>	<u>0,63</u>	–	0,27	– 0,26	0,11
Szlovénia	<u>0,47</u>	<u>0,50</u>	0,27	–	– 0,17	– 0,41
Lengyelország	0,26	0,21	– 0,26	– 0,17	–	– 0,35
USA	– 0,16	– 0,11	0,11	– 0,41	– 0,35	–

Megjegyzés: félkövér: 90% fölött; aláhúzott: 90% – 40%; kiemelés nélkül: 40% – 0%; *dőlt*: negatív korreláció

A korrelációk értékéből jól látszik, hogy az osztrák és a cseh adatsor nagyon korrelál, valamint a CEESEG-csoport négy országában – a magyar-szlovén viszonylatot leszámítva – mindenhol 47% fölötti az együttmozgás. (Ha a szlovéneket külön kezeljük, mivel ahogy korábban írtam, itt egy időbeli csúszás figyelhető meg az A értékeiben, akkor a maradék 3 tag között már 63% fölötti korreláció figyelhető meg.) Ellenben mind a lengyel, mind az amerikai adatsor teljesen elválík a CEESEG-országoktól (26% és –41% közötti korrelációk), valamint az amerikai és a lengyel piac között se figyelhetünk meg jelentős együttmozgást (–35%-os korreláció). Ez azt az álláspontomat erősíti, hogy a CEESEG-csoport kialakulásában akár tudatosan, akár véletlenül, de szerepet játszhatott a befektetői viselkedés.

3. FELMÉRÉSEKEN ALAPULÓ EREDMÉNYEK

A kockázati prémium rejtélye ellen legtöbbször megfogalmazott kritika, hogy a kockázatkerülés számszerűsítése során ex post adatokból számítjuk vissza az A értékét. Ennek a meglátásnak a helyességét/tévedését bizonyítandó készítettem a 3. fejezetet. Sokan azzal a hipotézissel élnek, hogy ha ex ante adatokból (tehát a befektetők várakozásaiból) számítanánk vissza az A értékét, akkor nem találnák semmilyen rejtélyt. Ahhoz, hogy megvizsgálhassuk ezt az állítást, szükségünk van egy, a befektetők által elvárt hozamra. Ennek a várakozásnak a felmérésére a legjobb mód a kérdőíves felmérés. *Fernández* és társai (2010; 2011; 2012; 2013) pontosan ilyen irányú felméréseket készítettek a világ több országában, köztük az általam vizsgált országokban is. A módszerük egyszerű volt: egy több kérdésből álló, elektronikus kérdőívet küldtek szét vállalatvezetőknek, oktatóknak és pénzügyi szakembereknek. A kérdőívek fő kérdése az volt, hogy mekkora kockázati

prémiummal számol az adott évben a megkérdezett személy. Érdekes gondolatokat ébreszthet az a tény is, hogy a válaszadók közül a legtöbben *Damodaran*, *Ibbotson* és *Morningstar* becsléseire hagyatkoznak, amikor a prémium meghatározása a feladatuk (2012-ben majdnem 30%-a a válaszolóknak őket adta meg forrásként). Kisebbség a saját becslésnek vagy a historikus adatok használatának (16% alatti).

A következő két alfejezetben mutatom be a konkrét eredményeket, de a számításuk módjára már itt kitérek. A számított kockázatkerülési együtthatókat továbbra is az (1) egyenlet alapján határoztam meg, ám az egyenlet baloldalán a kockázati prémium esetében a historikusan számított prémiumot helyettesítettem a felmérések átlagaival. A jobb oldal kovarianciáját természetesen továbbra is a historikus adatokból számítottam ki. Mivel a felhasznált négy felmérés tavasszal készült, így az *A* értékek számításánál ezeket az I. negyedéves adatok helyére helyettesítettem be. Minden számítás során csak egy *ex ante* prémiumadatot használtam fel (tehát például a 2013-as *A*-nál csak a 2013-asat), mivel a korábbi felméréseken alapuló adatok helyére akkorra már rendelkezésre álltak a valós adatok. Így négy időpontra állt rendelkezésre felméréseken alapuló *ex ante* prémiumból számított kockázatkerülés, ezeket összehasonlítottam a historikus adatokon alapuló eredményekkel.

A konkrét eredmények előtt azonban fontosnak érzem megemlíteni a magam és sok neves közgazdász/pszichológus (a teljesség igénye nélkül: *Daniel Kahneman*, *Amos Tversky*, *Herbert Simon*, *Earl Babbie*, *Gerd Gigerenzer*, *Mérő László*...) kételeyeit az ilyen irányú elemzésekkel kapcsolatban. Első, és szerintem a legfontosabb észrevétel: az ilyen és hasonló felmérések során a megkérdezettek hajlamosak arra, hogy ne valós értékeket, hanem túlzó hozamokat („álmodat”) adjanak meg. Inkább reményeket, mint tényeket. Másik probléma a felméréseken alapuló becslésekkel, hogy a közelmúlt eseményei erősen befolyásolják azokat. Tehát egy nagyobb válság után a megkérdezettek hajlamosak alulbecsülni a prémiumot még akkor is, ha a tőkepiac már kiheverte a visszaesést, és szárnyalásba fordult át. (Egyszerűen pesszimistábbak az emberek, mint a piac.) Újabb gondot jelent, hogy a megkérdezetteket nyilván befolyásolhatják olyan külső tényezők, mint például hogy ki teszi fel a kérdést (például egy szaktekinetly vagy egy hallgató), és hogyan. Nem valószínű, hogy ugyanaz a válasz születik erre a két kérdésre:

- *Mennyivel több hozamot várna el azért, hogy államkötvény helyett részvénybe fektet?*
- *Mennyi többlethozamról mondana le azért, hogy részvény helyett államkötvényben tartsa a befektetéseit?*

Mindemellett nemcsak az okoz problémát, hogy ki teszi fel a kérdést és hogyan, hanem az is, hogy kit kérdeznek meg. Nyilvánvaló, hogy egy elméleti és egy gyakorlati szakember más válaszokat adna a feltett kérdésre. Az esetlegesen felmerü-

lő problémák köre bővíthető lenne, de a lényeg már ennyiből is kiolvasható: a felmérések eredmények nem tekinthetők a rejtély megoldása során a Szent Grálnak (nemsokára láthatjuk, hogy az eredmények tükrében még inkább igaz ez a kijelentés). Damodaran szavaival élve: „A technológiai fejlődés segítségével növekedni fog az egyre kifinomultabb felmérések száma mind az egyéni, mind az intézményi befektetők körében. Ezek a prémiumfelmérések azonban valószínűleg sokkal inkább a közelmúlt leképezései lesznek, mintsem a jövőre vonatkozó, jó előrejelzések” (2011, 17. o.).

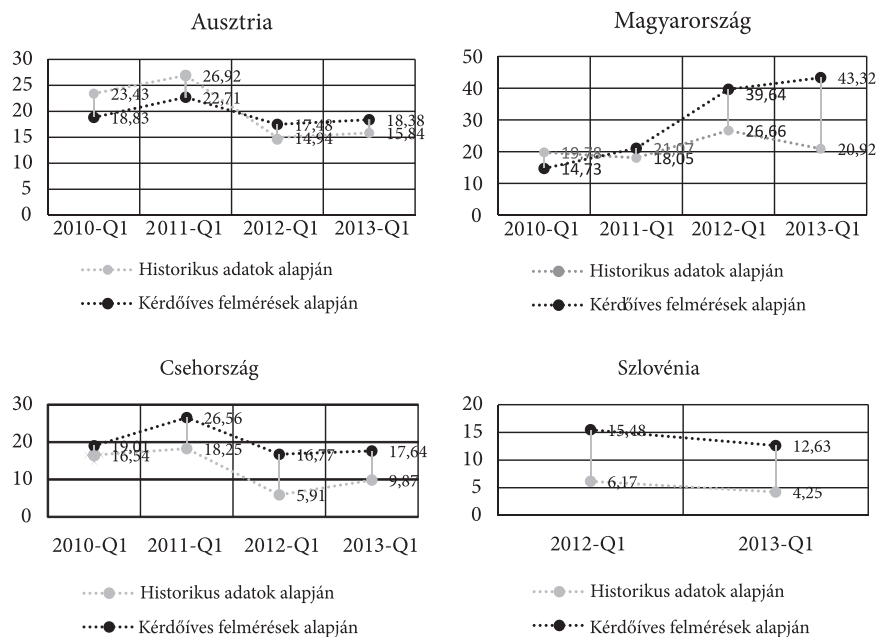
Természetesen nem jelenthetjük ki, hogy a historikus elemzés pontosabb vagy jobb eredményt ad, de véleményem szerint kevesebb ismeretlen tényezőt tartalmaz, így bizonyos szempontból megbízhatóbb.

3.1. CEESEG-tőzsdecsoport

A leírtak tükrében újraszámítottam a lehetséges négy (Szlovénia esetében csak két évre állt rendelkezésre felmérési eredmény, így ott két) időpontra a kockázatkörülési együtthatókat. A kapott eredményeket tartalmazza a 10. ábra.

10. ábra

A kérdőíves felméréseken és a historikus adatokon alapuló eredmények eltérése a CEESEG-csoport országaiban



Látható, hogy az ex ante várakozásokból számított A (fekete pontozott vonalak) az esetek többségében meghaladja a historikus adatokon alapuló eredményeket (szürke pontozott vonalak). Így elvethető az a hipotézis, amely szerint a rejtély csak abból a tényből ered, hogy a vizsgálatok során ex post adatokból indulunk ki, sőt, így módon egy még nagyobb rejtéllyel állunk szemben.

A kapott még nagyobb kockázatkerülés egyértelműen abból következik, hogy a felméréseken alapuló prémium nagyobb, mint amit a historikus adatokból becsülhetünk. Ez visszavezet a fejezet elején bemutatott gondolathoz: a hasonló kérdőíves felmérésekben a megkérdezettek hajlamosak inkább reményeiknek hangot adni, mintsem a tényeknek. Magyarország és Ausztria esetében látható, hogy 2010–2011-ben a felmérésen alapuló kockázatkerülés kisebb volt, mint a historikus módszer szerint számított. Ez azt a jelentést hordozza, hogy a piaci szereplők pesszimistábbak voltak, mint a tiszta várakozási hipotézisen alapuló várakozások. Ennek valószínűleg az akkori gazdasági/politikai helyzet lehetett az oka.

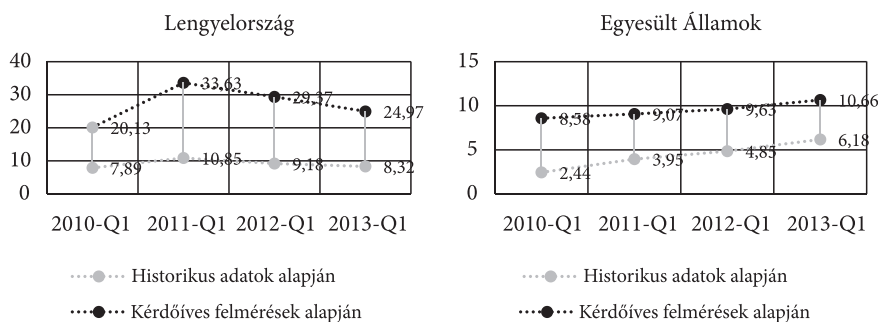
Természetesen felmerül a gondolat, milyen eredményre vezet, ha nem a CEESEG-csoport országaiban vizsgálódunk, hanem két fejlett és meghatározóan nagy piacon. Erre ad válasz a következő alfejezet.

3.2. Lengyelország és az Egyesült Államok

Hasonlóan elvégezve az elemzést Lengyelországban és az Egyesült Államokban, ugyanarra a következtetésre jutunk, mint a CEESEG-tagországok esetén: itt is nagyobb, sőt, jelentősen nagyobb kockázatkerülési együttható számítható ki a várakozásokból.

11. ábra

A kérdőíves felméréseken és a historikus adatokon alapuló eredmények eltérése Lengyelországban és az Egyesült Államokban



A kapott eredmények magukért beszélnek. Minden általam vizsgált országban a kérdőíves felmérések alapján nagyobb kockázatkerüléssel szembesülünk. Természetesen előfordulhat, hogy bizonyos országokban fordított eredményeket kapjunk, de véleményem szerint azok csak egyedi esetek lehetnek, mivel általánosságban kijelenthető, hogy ex ante adatokat figyelembe véve, még nagyobb rejtéllyel állunk szemben. (Kijelentésem alapja, hogy mind a hat általam vizsgált országban ez a jelenség figyelhető meg, többek között olyan meghatározó piacon is, mint az Egyesült Államok.)

4. EGY SAJÁT MAGYARÁZAT: HETEROGÉN FOGYASZTÓI CSOPORTOK

A heterogén fogyasztói csoportok elmélete mint magyarázat teljesen saját elképzelés, amely a téma vizsgálatával eltöltött évek folyamán fogalmazódott meg bennem. Korábbi cikkemben megannyi lehetséges magyarázatot és azok alkalmazhatóságának kritikáját írtam le részletesen. Itt csak röviden ejtenék pár szót azokról. A téma szakirodalmában alapvetően kétfajta magyarázatcsoportot különböztethetünk meg. Ezek a *kockázatalapú magyarázatok* (ezen elméletek arra fókuszálnak, hogy hogyan módosítsák a standard modelleket abból a célból, hogy azok az empirikus adatoknak megfelelő kockázati prémiumot eredményezzenek a nem diverzifikálható kockázat viseléséért cserébe), valamint a *nem kockázatalapú magyarázatok* (amelyek a kockázati prémium értékét az aggregált kockázaton kívül más faktorokkal próbálják magyarázni). Előbbiek fő problémái, hogy a fogyasztói viselkedések, vagy más hasonló, a kockázatvállalással összefüggő paraméterek (például rendelkezésre álló vagyon) modellekbe építése miatt tesztelhetőségük nehézkes, és a paraméterek megválasztása is több esetben szubjektív. Utóbbiak fő problémája, hogy a modellek folyamatos bővítése eltereli a figyelmet a rejtélyről, és annyi változót építenek a modellbe, hogy nem egyértelmű, mi okozhatja a prémium változását. Mindemellett a lehetséges magyarázatok legnagyobb részéről maga a rejtélyt először publikáló szerzőpáros bizonyította be, hogy nem szolgálnak a rejtély megoldásaként (részletesen lásd: Mehra, 2008; Mehra és Prescott, 2008; valamint Mehra és Donaldson, 2008).

Okulva az említett modellek erősségeiből és gyengeségeiből, próbáltam egy új megközelítésben vizsgálni a rejtélyt és annak okait. A magyarázatom abból az empirikus tényből indul ki, hogy nem mindenki fektet be a tőzsdén, tehát a fogyasztókat csoportosíthatjuk befektetőkre és nem befektetőkre. A magyarázatom szorosan kapcsolódik a piaci részvételi rejtélyhez („market participation puzzle”), amely szerint hiába magasak a részvényhozamok, a háztartások többsége nem hajlandó pénztallokálni a részvényekbe. Ennek több oka is lehet, egyrészt akár a magas tranzakciós költségek, a túlzott (és alaptalan) félelem a tőzsdétől, a szo-

kások és hagyományok, a kockázatok nem megfelelő felmérése, a kevés vagy nem létező befektethető tőke... A magyarázatom szempontjából nem is kérdés, miért nem fektet be részvényekbe a fogyasztók nagy része, hanem csak az a fontos, hogy léteznek olyanok, akik ezt nem teszik meg.

A befektetők, mivel „tudatosabbak”, hiszen részt vesznek a tőzsdén (mert anyagi lehetőségük van rá, vagy tisztában vannak a kockázattal...), így feltehető, hogy fogyasztásukat, valamilyen módon befektetési sikerességükhöz igazítják¹⁰, míg a nem befektetők fogyasztását externális okok befolyásolják (elsősorban jövedelmi lehetőségeik). Nyilvánvaló, hogy a nem befektetők kockázatkörülését így nem tudjuk a tőzsdei hozamok alapján számszerűsíteni, és az ő esetükben más módszerre van szükségünk.

4.1. A modellem matematikai felépítése

Vannak befektetők (B) és nem befektetők (NB). A két csoport t időszaki fogyasztásának a lakosságon belüli részarányukkal súlyozott átlaga adja ki a teljes lakosság fogyasztást a t időszakban:

$$c_t = NB\% * c_{NB,t} + (1 - NB\%) * c_{B,t} . \quad (2)$$

Feltesszük, hogy a befektetők fogyasztása alapvetően a befektetéseik sikerességétől függ, vagyis a tőzsdei nyereségességüket (Re) követik le ($k\%$) fogyasztási döntéseik kialakításakor:

$$\Delta c_{B,t} = k\% * Re_{t-1}, \text{ ha } Re > 0, \text{ különben } 0. \quad (3)$$

A $k\%$ határozza meg, milyen arányban követi le a befektetők fogyasztásváltozása a kockázatos befektetéseik hozamait. A „nagyobb, mint nulla” kikötés azért szükséges, mert szintén empirikus tényekből kiindulva elmondható, hogy azok fektetnek be, akiknek van pénzügyi megtakarítása. Ebből kiindulva, ha a befektetéseiken veszteséget szenvednek el, nem a fogyasztásukat csökkentik, hanem megtakarításaikból pótolják veszteségeiket. Mindemellett a könnyebb modellezhetőség miatt feltehetjük, hogy ha veszteséget szenvednek el, akkor nem növelik fogyasztásuk színvonalát, hanem szinten tartják azt.

Természetesen nem várható el, hogy egy folyamatosan veszteséges befektető a végtelenségig ne csökkentse fogyasztását. Ezért a modellembé beépül egy megtakarítási pénzösszeg is a befektetőknél. Szintén az egyszerűség és könnyebb

¹⁰ Magyarázatom úgymond „eredetisége” ebből a feltevésből ered, vagyis abból, hogy szemben az általánosan elfogadott elméleti közgazdaságtani nézettel – amely szerint a tőzsdét a befektetők alapvetően arra használják, hogy biztosítsák fogyasztásuk színvonalát –, magyarázatom hátterében az a gondolat húzódik meg, hogy akik befektetnek a tőzsdén, azok ezt tisztán haszonvágyból teszik.

modellezhetőség kedvéért feltettem, hogy ez a megtakarítási összeg (egyfajta biztonsági tartalék) egyenlő az első időszaki fogyasztás teljes összegével. (A modell szempontjából ez a megtakarítás bármekkora lehetne, hiszen ez csak a hozamok arányosításának kérdése, mivel például ha négyszeres megtakarítással számolnánk, akkor veszteséges esetben a fogyasztás változásának pótlása százalékban számolva negyedakkora csökkenést mutatna a megtakarításokban.) Emellett feltettem, hogy a fogyasztó a befektetéseinek elért nyereségének az el nem fogyasztott részével növeli a megtakarításait (m). Matematikailag:

$$m_t = m_{t-1} * (1 + Re_t - \Delta c_{B,t}) = m_{t-1} * [1 + (1 - k\%) * Re_t] . \quad (4)$$

(Természetesen, ha a megtakarítás elfogy, akkor a további veszteségek megjelennek a fogyasztás csökkenésében, vagyis $m_t \geq 0$.)

Ahhoz, hogy a modell adatai megfeleljenek a historikus tényeknek, a *nem befektetők* fogyasztását maradékelv alapján határoztam meg:

$$c_{NB,t} = \frac{c_t - (1 - NB\%) * c_{B,t}}{NB\%} . \quad (5)$$

A nem befektetők kockázatkerülését az Euler-egyenlet alapján számszerűsíthetjük (amelynek bizonyítottan fenn kell állnia két időperiódus között):

$$u'(c_{NB,t}) = E[\beta(1 + r) * u'(c_{NB,t+1})] . \quad (6)$$

Ha konstans relatív kockázatkerülést teszünk fel (konzekvensen a befektetőknel alkalmazottal), akkor $u'(c_{NB,t}) = c_{NB,t}^{-A_{NB}}$, ezt behelyettesítve:

$$c_{NB,t}^{-A_{NB}} = E[\beta(1 + r) * c_{NB,t+1}^{-A_{NB}}] . \quad (7)$$

Osztvá $c_{NB,t}^{-A}$ -vel mindkét oldalt, és alkalmazva a $c_{t+1}/c_t \approx 1 + \ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)$ és kis

z esetén a $(1 + z)^\lambda \approx 1 + \lambda z$ összefüggéseket:

$$1 \approx E[\beta(1 + r) \left[1 - A_{NB} \ln\left(\frac{c_{NB,t+1}}{c_{NB,t}}\right) \right]] . \quad (8a)$$

Átrendezve:

$$A_{NB} \approx -E \left[\frac{1 - \beta(1 + r)}{\ln\left(\frac{c_{NB,t+1}}{c_{NB,t}}\right) - \beta(1 + r)} \right] . \quad (8b)$$

Mivel ez minden t időpontra teljesül, így feltehetjük, hogy

$$E\left(\ln\left(\frac{c_{NB,t+1}}{c_{NB,t}}\right)\right) = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{s=1}^n \ln\left(\frac{c_{NB,t+1}}{c_{NB,t}}\right)$$

és $E(r) = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{s=1}^n r$. Továbbá, ha feltesszük, hogy $r = Rf^{\Delta}$ és Mehra-Prescott (1985) alapján

$$\ln(1 + Rf) = -\ln(\beta^{12}) + AE\left(\ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)\right) - \frac{1}{2}A^2\sigma_{\Delta c}^2, \quad (9)$$

ahol a második két tag mindössze negyedévi 0,5% (az egyenlet óvatossági és jövedelemnövekedési tagjának¹³ a historikus adatok alapján becsült értéke), akkor az adatokból meghatározhatjuk az A_{NB} értékét is. Az A_B értékét továbbra is az (1) egyenlet alapján határoztam meg:

$$A_B \approx \frac{E_t(Re_{t+1}) - Rf}{cov_t\left(\ln\left(\frac{c_{B,t+1}}{c_{B,t}}\right), Re_{t+1}\right)}. \quad (1a)$$

A teljes lakosság A értékét a lakosságon belüli arányok segítségével határoztam meg:

$$A = NB\% * A_{NB} + (1 - NB\%) * A_B. \quad (10)$$

Mivel a c , Re és Rf értékek historikusan adottak, így a modellből meghatározhatjuk az A értékeit a nem befektetők arányának ($NB\%$) és a befektetők fogyasztásalakulása Re -től függő arányának ($k\%$) a meghatározásával. Mivel az egyenletrendszernek végtelen megoldása van, így korlátozó feltételeket kell felállítanunk, amelyek függvényében racionális A értékeket kaphatunk. A korlátozó feltételek a következők:

1. $\beta \leq 1$, (de tart az 1-hez);
2. Minimum A_{NB} és A_B is nagyobb, mint 0;
3. $m_i \geq 0$;
4. $0 \leq NB\%$;
5. $k\% \geq 0$;
6. Maximum A_{NB} és A_B is kisebb, mint 30;

$$7. \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{s=1}^n \Delta c_{NB} > 0 \text{ és } \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{s=1}^n \Delta c_B > 0.$$

11 A feltétel oka, hogy mivel a nem befektetők definíció szerint nem fektetnek be a tőzsdén, így a számukra elérhető hozam a kockázatmentes hozam (például a megtakarításaik utáni betéti kamatok).

12 Türelmetlenségi tényező – a későbbi fogyasztásnak egy szubjektív diszkontfaktora.

13 Részletesebben l. BÉLI (2012), 2.2-es fejezet.

Az első négy feltétel oka nyilvánvaló, elméleti oldalról nem fordulhatnak elő. Az ötödik feltétel egy, a modell logikájából következő feltétel. A hatodik feltétel oka, hogy a teljesen extrém értékeket kizárjuk a modellből. A hetedik feltétel oka, hogy annak az empirikus ténynek is megfeleljen a modell, amely szerint a fogyasztás színvonala hosszú távon növekszik (javul az általános életszínvonal).

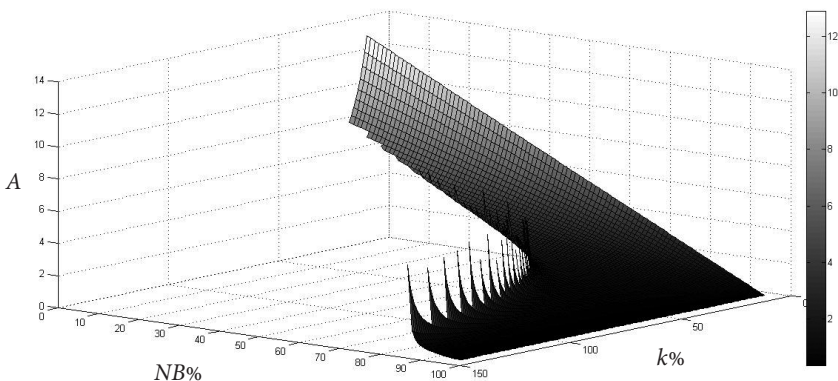
4.2. A modell eredményei

A modellem nagy erősségének tartom, hogy nem egy konkrét értéket ad eredményképpen, hanem egy lehetséges halmazt. Ennek az az oka, hogy két bemeneti paramétertől függően kapjuk meg az A értékeit. Mint ilyet, három dimenzióban ábrázolhatjuk, ahol az egyik tengely a nem befektetők aránya, a másik a „követés” aránya, a harmadik pedig az ezeknek az alapján az adatokból visszszámított, teljes lakosságra vonatkozó A értékek. Mivel hasonló ábrázolással még nem találkoztam a téma irodalmában, ezért a kapott felületre még elnevezés sem állt rendelkezésre. Úgy döntöttem a felületet PRRA („possible rate of risk aversion”) felületnek nevezem el, mivel a lehetséges CRRA-értékeket mutatja a két paraméter függvényében.

Például az Egyesült Államok esetében a PRRA-felület a következő alakot ölti:

12. ábra

A lehetséges A értékek az Egyesült Államokban (PRRA-felület)
1997-Q1 – 2013-Q2



Látható, hogy az általam készített modellspecifikációval több olyan A érték is előfordulhat, amelyik megfelel a várakozásoknak (a felület sötétebb része). Például

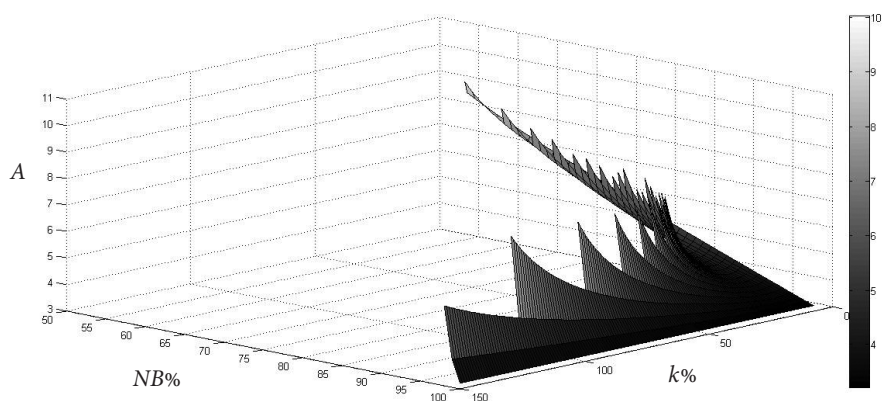
ha feltesszük, hogy a $k\%$ értéke 52%, és hogy a lakosság 63%-a nem fektet be semmilyen részvénybe, akkor az A átlagos értékére pontosan 3-at kapunk, ami teljesen megfelel az elvárásoknak. (Mindemellett ebben a konkrét példában az A_B és A_{NB} átlagos értéke is 3; a maximális (bármelyik) A érték a vizsgált időszakban 6,45, a minimális pedig 0,32, ami szintén megfelel az empirikus elvárásoknak. Az átlagos c_B értéke negyedévi 2,4%, míg az átlagos c_{NB} negyedévi 0,05%, tehát mindkettő pozitív.)

Magyarország esetében a PRRA-felület a következő alakot ölti:

13. ábra

A lehetséges A értékek Magyarországon (PRRA-felület)

1997-Q1 – 2013-Q2



A hazánk esetében kapott eredményeket összehasonlítva az Egyesült Államokban kapott eredményekkel, látható, hogy a felület magasabban helyezkedik el, tehát általánosan nagyobb az amerikaiak kockázatvállalása.

A két ábrát szemlélve, általános érvényű kijelentéseket tehetünk:

1. A nem befektetők részarányának növelésével csökken a kockázatkerülési együttható átlagos értéke.
2. A $k\%$ növelése kezdetben szintén csökkenti az A értékeit, majd magasabb százalékok esetében ismét növelik az átlagos A értékeket (lokális maximumokat képeznek).

Mindkét megfigyelés empirikusan könnyen értelmezhető: előbbi azt adja vissza, hogy ha a lakosság egyre kevesebb része fektet be a tőzsdén, tehát egyre kevesebb a befektető, akkor ezek a befektetők már egyre nagyobb kockázatot hajlandók vállalni (azaz már csak az igazán kockázatvállalók fektetnek be), így csökken a teljes lakosságra vonatkozó kockázatkerülés értéke. Utóbbi úgy interpretálható,

hogyan ha a befektetők egyáltalán nem, vagy egyre inkább a hozamaikhoz igazítják a fogyasztásukat, akkor egyre kevesebb kockázatot hajlandók vállalni.

Az általam vizsgált összes országban elvégezve a modellem által nyújtott elemzést, a következő példaértékeket kapjuk abban az esetben, ha feltesszük, hogy mindenhol a lakosság 95%-a nem fektet be ($NB\%$) és azt szeretnénk, hogy a befektetők átlagos kockázatkerülése (átlag A_B) 3 legyen:

2. táblázat

A modell adott paraméterek melletti értékei

	Ausztria	Csehország	Magyarország	Szlovénia	Lengyelország	Egyesült Államok
$\min A_{NB}$	0,98	1,41	1,97	1,80	2,14	0,29
$\min A_B$	0,41	0,33	0,32	0,49	0,09	0,24
átlagos A	2,07	2,63	4,18	2,88	3,21	0,52
$\max A$	6,56	7,73	9,10	6,62	5,36	6,45
<u>átlag A_B</u>	<u>3</u>	<u>3</u>	<u>3</u>	<u>3</u>	<u>3</u>	<u>3</u>
átlag A_{NB}	2,02	2,61	4,24	2,87	3,22	0,39
$k\%$	99,07%	35,98%	37,16%	114,20%	14,29%	52,12%
<u>$NB\%$</u>	<u>95%</u>	<u>95%</u>	<u>95%</u>	<u>95%</u>	<u>95%</u>	<u>95%</u>
c_{NB} átlag (negyedév)	0,07%	0,26%	0,22%	0,25%	0,74%	0,82%
c_B átlag (negyedév)	5,91%	2,17%	3,03%	6,26%	0,92%	2,36%

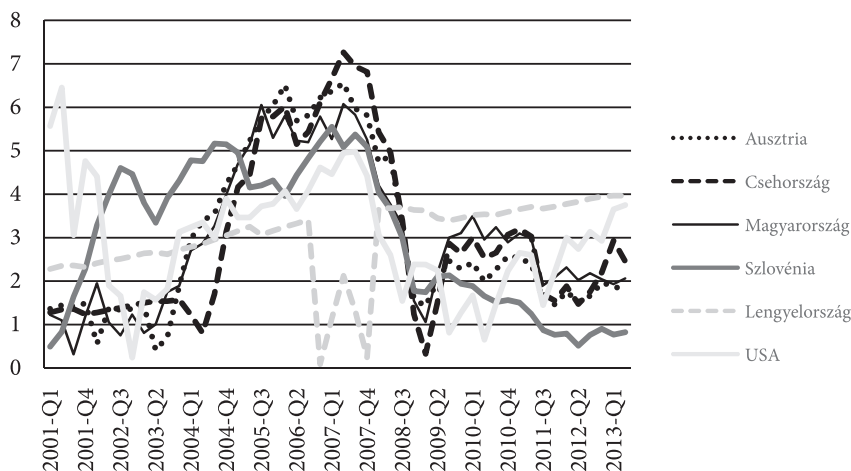
Megjegyzés: aláhúzás jelöli a rögzített paramétereket.

A táblázatból látható, hogy minden általam vizsgált országban az A értékei megfelelnek a várakozásoknak (és természetesen a korábban felállított feltételeknek). A legnagyobb A érték hazánkban figyelhető meg, amely azonban „mindössze” 9,10. Látható, hogy az átlagos kockázatkerülés a legkisebb az Egyesült Államokban, míg a legnagyobb hazánkban. A $k\%$ a legkisebb Lengyelországban (14,29%), vagyis a befektetők ott a legközömbösebbek tőzsdei hozamaik iránt (amely akár oda is visszavezethető, hogy a vizsgált időszak nagyrésztében negatív volt a lengyel kockázati prémium).

Ezzel a specifikációval ábrázolva az időben a befektetők kockázatkerülésének alakulását (vagyis a 9. ábrát a modellem alapján újrakalkulálva), látható, hogy egyrészt a várakozásokon belül maradnak a kockázatkerülések, másrészt a görbék alakja is némileg változik, amiből újabb következtetés vonható le:

14. ábra

Az A_B paraméter alakulása a modellem alapján az általam vizsgált országokban 2001-Q1 és 2013-Q2 között



Az ábrán látható, hogy Lengyelországban és az Egyesült Államokban továbbra is a CEESEG-tagoktól eltérően alakul a görbe. Azonban fontosabb kiemelni, hogy eltűnik az ábráról a magyar kockázatkerülés atipikus alakulása (és kiugró értéke), és a többi CEESEG-taghoz hasonlóan változik a kockázatkerülés.

Ezt még jobban alátámasztandó, a görbékre vonatkozó korrelációk:

3. táblázat

A kockázatkerülési együtthatók korrelációja a modellem alapján 2001-Q1 és 2013-Q2 között

	Ausztria	Cseh-ország	Magyar-ország	Szlovénia	Lengyel-ország	USA
Ausztria	–	0,92	0,95	<u>0,65</u>	– 0,34	<u>0,45</u>
Csehország	0,92	–	0,92	<u>0,53</u>	– 0,36	<u>0,40</u>
Magyarország	0,95	0,92	–	<u>0,56</u>	– 0,25	0,37
Szlovénia	<u>0,65</u>	<u>0,53</u>	<u>0,56</u>	–	– 0,58	0,20
Lengyelország	– 0,34	– 0,36	– 0,25	– 0,58	–	– 0,45
USA	<u>0,45</u>	<u>0,40</u>	0,37	0,20	– 0,45	–

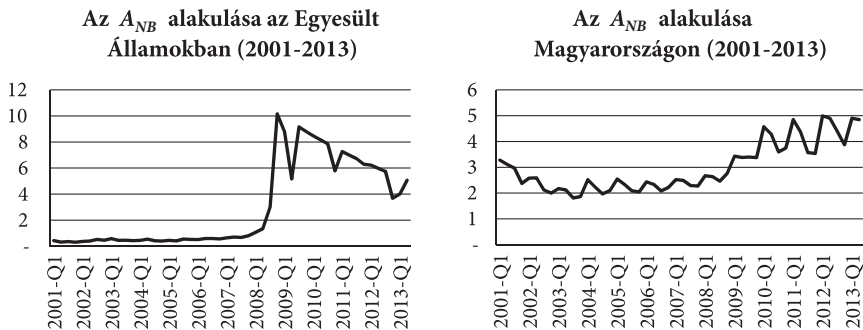
Megjegyzés: félkövér: 90% fölött; aláhúzott: 90%–40%; kiemelés nélkül: 40%–0%; *dőlt*: negatív korreláció

A korrelációk értékeiből még jobban látható, hogy az osztrák, a cseh és a magyar kockázatkerülés lényegében együtt mozog (90% fölötti korreláció), míg a CEESEG-csoport 4. tagja is jelentősen korrelál a többiekkel (50% fölött). (A többiekhez viszonyított alacsonyabb korreláció valószínűleg a tanulmány korábbi részében leírt „lemaradásnak” köszönhető.) A lengyel A érték minden időszakkal ellentétben mozog, míg az amerikai idősor korrelációja egyik másik országgal sem jelentős (sehol sem haladja meg a $\pm 50\%$ -ot). Mindez erősíti azt a korábbi hipotézisemet, amely szerint akár várható is lett volna egy CEESEG-hez hasonló tőzsdecsoport megalakulása a régióban.

A befektetők kockázatkerülései mellett fontos információkat hordozhat a *nem befektetők* kockázatkerülésének alakulása is (ha feltesszük, hogy átlag $A = \text{átlag } A_{NB} = \text{átlag } A_B = 3$):

15. ábra

Az A_{NB} paraméter alakulása az Egyesült Államokban és Magyarországon
2001-Q1 – 2013-Q2



A két ábrán jól észrevehető a 2008-as pénzügyi válság hatása. Mind az Egyesült Államok, mind Magyarország esetében megnövekedett a kockázatkerülési együtttható értéke a nem befektetők körében. Ez szinte természetesnek vehető, mivel bár nem voltak befektetések, a válság hatásait ők is megérezték. Az Egyesült Államokban sokkal jelentősebb emelkedés látható. Ez annak tulajdonítható, hogy az ábrán is láthatóan a válság előtt szinte már kockázat semlegesek voltak a nem befektető fogyasztók, ellenben a válság során az ő ingatlanjaik is kezdtek elértéktelenedni és az ő állásaik is veszélybe kerültek. Ez jelentősen megnövelte a kockázatkerülésüket, amely azóta folyamatosan csökkenő tendenciát mutat. Ezzel szemben a hazai nem befektető fogyasztók esetében egy eredetileg is magasabb, de akkor még csökkenő szintről fordult növekvésbe a folyamat, amely azóta is töretlenül emelkedik, vagyis a hazai nem befektető fogyasztók egyre kockázatosabbak (egyre nagyobb a hazai bizonytalanság). (Emellett említést érdemel az a

tény is, hogy a hazai piacon jelentős ciklikusság figyelhető meg. Jellemzően a III. és IV. negyedévben alacsonyabb a megfigyelhető kockázatkerülés.)

A fentiek alapján látható, hogy az általam készített heterogén fogyasztói csoportok elmélet jó magyarázati alapot nyújthat a rejtélyre. Természetesen pontos elemzésekre lenne szükség arról, hogy a fogyasztók hány százaléka fektet be a tőzsdén, és a befektetők hogyan változtatják fogyasztásukat a nyereségességük függvényében. Az már azonban a mostani eredményekből is látszik, ami magyarázatom fő mondanivalója: ha feltesszük, hogy két eltérő fogyasztói csoport van eltérő tulajdonságokkal, akkor az megoldhatja a rejtélyt.

5. ÖSSZEFOGLALÁS

Jelen cikkkel a célom az volt, hogy a téma iránt érdeklődők számára megpróbáljak egy még mélyebb betekintést adni a kockázati prémium rejtélyébe és bemutatni, hogy e témakör vizsgálatán keresztül is fontos és érdekes következtetéseket tehetünk egyes országok tőkepiacaira és befektetőinek viselkedésére. Elemzésemet elsősorban a CEESEG-csoport országaiban folytattam, hiszen akár a jelen befektetői valóság, akár a jövő szempontjából fontos, miként viselkednek a hazánkkal legszorosabb kapcsolatban álló tőkepiacok.

A következő részben egy, a jelenségre akár magyarázatot is szolgáltatatható elképzelést vázoltam fel mind elvi, mind matematikai szempontból, amelynek a segítségével bemutattam, hogy az összes általam vizsgált ország esetében a kockázatkerülési együttható a már elfogadható szintre csökkent, és tette mindezt úgy, hogy a mutató időbeli alakulását reprezentáló görbék alakja nem módosult jelentősen. Így a „magyarázat” összhangban maradhat az elemzés korábbi részeivel, és az ott leírt megállapítások nem veszítik érvényüket.

Zárásképpen kiemelném, hogy a kockázati prémium a portfólióallokáció egyik központi kérdése (mit vegyünk és mennyiért). Ha nem tudjuk helyesen meghatározni a prémium értékét, akkor súlyos hibákat hozhatunk döntéseinkben. A téma kutatásában eltöltött idő nyomán egyet kell értenem *Aswath Damodaran* kijelentésével: „...a kockázati prémium körüli vita hatással van az életünk szinte minden aspektusára” (2011, 6. o.).

A FELHASZNÁLT ADATOK FORRÁSAI

Fogyasztási kiadás változása

<http://stats.oecd.org/>

(National Accounts/Quarterly National Accounts/P31S14_S15: Private final consumption expenditure & CQR: Millions of national currency, current prices, quarterly levels)

USA:

<http://www.bea.gov/iTable/iTable.cfm?ReqID=9&step=1>

(Table 2.8.1. Percent Change From Preceding Period in Real Personal Consumption Expenditures by Major Type of Product, Monthly)

(letöltve: 2013.01.04 és 2013.08.18)

Fogyasztói árindex

<http://stats.oecd.org/>

(Prices and Purchasing Power Parities/Prices and Price Indices/Consumer Prices (MEI)/ Consumer prices – all items & Percentage change from previous period)

(letöltve: 2013.01.04 és 2013.08.18)

Kockázatmentes hozamok

<http://stats.oecd.org/>

(Finance/Monthly Financial Statistics/Monthly Monetary and Financial Statistics (MEI)/ Short-term interest rates, Per cent per annum)

Magyarország esetében néhány helyen:

<http://www.portfolio.hu/history/adatletoltes.php>

(Állampapírok/RMAX)

(letöltve: 2013.01.04 és 2013.08.18)

ATX index

<http://finance.yahoo.com/q/hp?s=^ATX+Historical+Prices>

(letöltve: 2013.08.18)

BUX index

<http://www.portfolio.hu/history/adatletoltes.tdp>

(Részvények/Indexek/BUX)

(letöltve: 2013.08.18)

PX index

<http://www.pse.cz/dokument.aspx?k=Burzovni-Indexy>

(letöltve: 2013.08.18)

SBI20 index

http://www.bsi.si/pxweb/dialog/varval.asp?ma=I2_9E&ti=2.9.%3A+The+Ljubljana+Stock+Exchange%3A+Slovenian+Stock+Exchange+Index+and+Bond+Index&path=Database/ang/serije/o2_fin_trgi/o2_borza/&search=SBI&lang=1

(letöltve: 2013.01.04)

SBITOP index

http://www.abanka.si/eng/sys/cmspage.aspx?MapaId=1050&action=show_indeks_podatki&indeks=SBITOP

(letöltve: 2013.08.18)

S&P 500 index

<http://finance.yahoo.com/q/hp?s=GSPC+Historical+Prices>

(letöltve: 2013.08.18)

WIG 20 index

<http://www.gpwinfostrefa.pl/GPWIS2/en/quotes/archive/1>

(letöltve: 2013.08.18)

CEETX index

<http://www.finanzen.ch/index/historisch/CEETX-EUR>

(letöltve: 2013.08.18)

CEESEG index

<http://www.finanzen.ch/index/historisch/CEESEG-EUR>

(letöltve: 2013.08.18)

IRODALOMJEGYZÉK

- ARROW, K. J. (1965). Aspects of the Theory of Risk Bearing. The Theory of Risk Aversion. Helsinki: Yrjö Jahnssonin Saatio. Reprinted in: Essays in the Theory of Risk Bearing, Markham Publ. Co., Chicago, 1971, 90–109.
- BÉLI MARCELL (2012): A kockázati prémium rejtélye Magyarországon. *Hitelintézeti Szemle*, 2012, Vol. 11, No. 5, pp. 403–441.
- BODIE, ZVI – KANE, ALEX – MARCUS, ALAN J. (2005): *Befektetések*. Budapest: Aula Kiadó.
- CARROLL, CHRISTOPHER (2011): The Equity Premium Puzzle and the Riskfree Rate.
- DAMODARAN, ASWATH (2011): Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications – The 2011 Edition. Stern School of Business.
- 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, March.
- FERNÁNDEZ, P. – AGUIRREAMALLOA, J. – CORRES, L. (2011): Market risk premium used in 56 countries in 2011: a survey with 6014 answers. IESE Business School, May.
- FERNÁNDEZ, P. – AGUIRREAMALLOA, J. – CORRES, L. (2012): Market risk premium used in 82 countries in 2012: a survey with 7192 answers. IESE Business School, 19 June.
- FERNÁNDEZ, P. – AGUIRREAMALLOA, J. – LINARES, P. (2013): Market risk premium used in 51 countries in 2013: a survey with 6237 answers. IESE Business School, 26 June.
- 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.
- GREEN, J. R. (2009): The Equity Premium Puzzle and its Implications for Public Infrastructure Financing. The University of Queensland, Faculty of Business, Economics and Law, School of Economics.
- 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. (2008): Non Risk Based Explanations of the Equity Premium. In MEHRA, R. (ed.): *Handbook of Investments: The Handbook of the Equity Risk Premium*. Amsterdam: Elsevier, pp. 101–215.
- MEHRA, RAJNISH – JOHN DONALDSON (2008): Risk Based Explanations of the Equity Premium. In MEHRA, R. (ed.): *Handbook of Investments: The Handbook of the Equity Risk Premium*. Amsterdam: Elsevier, pp. 37–100.
- PRATT, J. W. (1964). Risk Aversion in the Small and in the Large. *Econometrica* 32 (1–2), pp. 122–136.
- VARIAN, HAL R. (2008): *Mikroökonómia középfokon*. Budapest: Akadémiai Kiadó.