

KOCSIS ZALÁN–MOSOLYGÓ ZSUZSA

A devizakötvény-felárak és a hitelminősítések összefüggése – keresztmetszeti elemzés

Az államadósság után fizetett kamatok egyik lényeges összetevője a szuverén kibocsátó (az állam és a jegybank) kockázati felára, amely a befektetőket az adós nem fizetési kockázatáért kárpótolja. E kockázat (államkockázat) és az érte követelt felár tanulmányozása fontos lehet a kamatalakulás és kötvénypiaci folyamatok általános összefüggéseinek megértésében. A szerzők az államkockázatot explicit módon mérő hitelminősítői besorolások és a piac értékelését kifejező devizakötvény-felárak kapcsolatát modellezik. A modellek alapján választ keresnek arra a kérdésre, hogy a magyar állam által fizetett devizafelárak megfelelnek-e a magyar hitelminősítői besorolásból következő feláraknak; vagyis hasonlóan ítélik-e meg a hitelminősítő ügynökségek és a piaci szereplők a magyar államkockázatot. Ezenkívül azt is megvizsgálják, hogyan változott globális méretekben a hitelminősítői besorolás és a devizakötvény-felárak közötti kapcsolat 2005 eleje és vége között, s ez milyen tényezőknek tulajdonítható.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E43, F34, G15, G29.

Az államkockázat¹ az állam mint adós nem fizetési eseménye miatt lehetséges befektetői veszteséget fejezi ki. Fogalmilag érdemes az államkockázatot elhatárolni az országkockázattól, mert az állami kibocsátóknál – a vállalatoktól eltérően – a kötelezettségek teljesítése a technikai fizetéseképtelenségen kívül (amikor a fizetéshez nem áll rendelkezésre elegendő likvid devizaeszköz) politikai okokból is megghiúsulhat. Ekkor az állam vagy a jegybank technikailag képes lenne fizetni, de erre nem hajlandó. Az országkockázat ugyanakkor az államkockázatnál tágabb fogalom is; ide tartozik az úgynevezett transzferkockázat, ami a (vállalati) adósságszolgálat olyan kockázatára utal, amely az ország gazdaságpolitikai kereteinek módosításával van összefüggésben. Ilyen eset például, ha a tőkeáramlások korlátozása miatt az adós nem tud eleget tenni fizetési ígéretének.²

Az államkockázatot sok tényező határozza meg. Ezek lehetnek makrogazdasági (költségvetési egyenleg, adósságráta, GDP-dinamika, infláció, folyó fizetési mérleg hiánya, működőtőke-áramlás, a jegybanki tartalékok szintje) vagy pénzügyi (az adósságportfólió devizális összetétele és átlagos hátralévő futamideje), esetleg politikai tényezők (a kormányzat támogatja vagy ellenzi a külföldi befektetéseket, a piaci liberalizációt, az integrációt stb.). Mivel az államkockázat nem megfigyelhető változó, ezért ennek közelítésére

¹ A szakirodalomban használt szuverén kockázat szinonimájaként használjuk ezt a fogalmat.

² Az állam- és országkockázat különbségéről részletesen ír *Claessens-Ebrechts* [2002].

proxy változókat lehet csak használni. Ha a kockázatot mérni tudjuk, lehetővé válik az államkockázat és az ezt meghatározó tényezők közötti összefüggések vizsgálata. Az államkockázati felár komponensének leválasztása a hozamokról lehetővé teszi a hozamokban rejlő egyéb tényezők (reálkamat-, inflációs és árfolyam-várakozások) és más gazdasági mutatók kapcsolatának pontosabb vizsgálatát.

Az államkockázatot egyfelől a hitelminősítői besorolásokkal, másfelől az állami kibocsátású devizakötvények feláiraival mérjük, ezek tehát az államkockázat proxy változói. A hitelminősítő ügynökségek besorolásainak kifejezetten az a célja, hogy a befektetőket az állam nem fizetési kockázatáról informálja. A hitelminősítők a rendelkezésükre álló információk (pénzügyi, makrogazdasági, politikai tényezők) alapján várhatóan pontosan rangsorolják az országokat az államkockázat szempontjából. Az állami devizakötvények feláiraiban pedig – bár nem kizárólagos, de – meghatározó tényező a piaci szereplők által megkövetelt államkockázati felár. A hitelminősítés skáláját különböző transzformációkkal próbáljuk megfeleltetni a feláraknak (pontosabban a felárak államkockázatra vonatkozó, tehát nem kötvényspecifikus komponensének). Ezáltal két azonos mértékegységű proxy változónk lesz, amelyek az egyébként mérhetetlen államkockázatra adnak becslést. Természetesen elképzelhető, hogy a valódi kockázatot mind a hitelminősítők besorolásai, mind a piac felárai alul- vagy felülbecslik. A két proxy együttes alkalmazásával viszont remélhetően csökken a mérés bizonytalansága, s így a várható hiba.

Az államok nem fizetési kockázatának összehasonlításában a devizakötvény-felárak elemzése több szempontból is előnyös. Egyrészt, az államkötvények közül a devizakötvények vizsgálata kedvezőbb a belföldi (hazai valutában kibocsátott) kötvények vizsgálatánál, mert a belföldi kötvények hozamai tartalmazzák az árfolyam-leértékelődési és az inflációs várakozásokat is. Ha például a befektetők árfolyam-leértékelődésre számítanak, akkor a belföldi kötvényektől magasabb hozamot várnak, mint a leértékelődés által nem érintett devizakötvénytől.

Másrészt, érdemes felárakat vizsgálni hozamok helyett, mert ezáltal kiszűrjük a különböző kibocsátású devizák hozamgörbéinek (a hozamok lejárat szerkezetének) eltéréseit. Példaként, egy euróban és egy dollárban denominált magyar devizakötvény hozama különbözik a dollár- és euró-hozamgörbék különbözősége miatt. Jelenleg a meredekebb és alacsonyabb európai hozamgörbe miatt az euróban denominált kötvények a rövid lejáraton körülbelül 2, hosszú lejáraton pedig 1 százalékponttal fizetnek alacsonyabb hozamot a dollárban denominált kötvényeknél. Ellentétben a hozamokkal, a felárakat nem érinti ez a különbség. Az, hogy milyen devizában bocsátottak ki egy adott devizakötvényt, legfeljebb annyiban befolyásolja a felárakat, amennyiben az adott devizapiacra eltérő preferenciával rendelkező befektetők jelennek meg. Hátránya viszont a devizakötvény-felárak elemzésének, hogy sokkal kisebb számú devizakötvény létezik, mint belföldi kötvény, és a devizakötvények feláiraírói is kevesebb hozzáférhető adat áll rendelkezésre, mint a devizakötvények hozamairól.

Míg az államkockázat meghatározza a hitelminősítéseket, és ez az egyik domináns tényező a devizakötvény-felárak alakításában, ha megfordítjuk a kauzalitás irányát, sokkal gyengébb a kapcsolat.³ A hitelminősítési akciók és a felárak visszahatása a kockázatra elképzelhető, de ez csak több áttételen keresztül, közvetve történik. A felárak drasztikus

³ Több, az ázsiai pénzügyi válságot elemző tanulmány (például Kraussl [2003], Kaminsky–Schmuckler [2002]) arra a következtetésre jut, hogy a hitelminősítők besorolásai szignifikánsan befolyásolták az államkockázatot, s így hozzájárulnak válságok kialakulásához és fertőzéses tovaterjedéséhez. Ennek alapján a felárak a leminősítések következtében tovább emelkedtek, s a piaci hangulat további romlását okozták, ami a kockázatot is növelte. A válsághelyzetekben a hitelminősítés, a felárak és a kockázat összefüggései nyilván sokkal bonyolultabbak, mint stabilabb időszakokban. A tanulmányban azonban olyan országokat elemzünk, amelyek a vizsgált időpontokban relatíve stabilak voltak.

emelkedése esetén például nőhet a kockázat, mivel az adósságszolgálat mérete emelkedik, és így a hitelképesség romlik.⁴ Ilyen esetben ráadásul az állampapírok iránti kereslet csökken, mert a befektetők a legmagasabb felár kialakulásáig kivárási stratégiát folytatnak. Ez tovább növeli a hozamokat és közvetve a kockázatot.

Az államkockázat általunk használt két közelítő változója több tekintetben lényegesen eltér egymástól.

– A hitelminősítés diszkrét (ordinális), míg a felár mennyiségi változó. Az elemzés során az ordinális skálán elhelyezkedő hitelminősítések különböző transzformációit vizsgáljuk, és megnézzük, hogy a hitelminősítéseket melyikkel lehet leginkább megfeleltetni a felárak folytonos skálájának.⁵

– A két proxy külső impulzusokra adott reakciója különbözik egymástól. A hitelminősítések ritkábban, lomhábban és megfontoltabban változnak. Ez egyrészt eredhet a változók már említett diszkrét–folytonos diszparitásából. Másrészt a különböző reakciót indokolja a változók mögött álló intézmények különbözősége is. A hitelminősítők besorolását bürokratikus szervezetek jól képzett szakértői gárdája alakítja, míg a felárak likvid pénzügyi piacokon alakulnak ki, s azonnal reagálhatnak a különböző impulzusokra. Bár a nagyobb piaci szereplőknek (alapkezelők, befektetési bankok) is lehetnek felkészült elemzői csoportjai, a piacot inkább jellemezheti csordaszellem (a befektetők többsége a jobban informált vagy jelentősebb szereplők akcióit követi) és túlreagálás (*overshooting*), ezért elmozdulásaik drasztikusabbakká válhatnak. A hitelminősítések nagyobb tehetlensége azt is jelenti, hogy egy adott időpontbeli értékük sokkal inkább függ a múltbeli értékektől, statisztikai zsargonnal kifejezve: befolyások lehetnek az autoregresszív tagok. A hitelminősítők az impulzusokat hosszabb távon értékelik, s ezért úgy tűnhet, lassabban követik a piaci folyamatokat. A minősítések késése azt jelenti, hogy a besorolások az állam korábbi kockázatára vonatkoznak. A hitelminősítés rugalmasságának növelése érdekében a vizsgálataink során két hitelminősítő, a Moody's Investor Service és a Standard & Poor's hitelminősítéseinek átlagával dolgozunk. A két ügynökség skálája megfeleltethető egymásnak, így az átlagolás az eltérő szubjektív megítéléseik kisimítését, illetve a hitelminősítés-változások gyakoriságának növelését is szolgálja.

– Fontos különbség, hogy a hitelminősítés esetünkben az államra (vagy a jegybankra) vonatkozik, míg a felár a kibocsátónak csak egyik kötvényére. Így a felár az állami kibocsátó okozta kockázat mellett kötvényspecifikus tényezőktől is függ. A hagyományos kötvények legfontosabb különbözőségei (a kibocsátót és a denominációt leszámítva) a kötvény kamatozási szerkezetében (fix, változó, tőkeindexált), futamidejében és a másodpiaci likviditásban ragadható meg. A tanulmányban fix kamatozású kötvényeket vizsgálunk. A felárat szignifikánsan befolyásolhatja a hátralévő futamidő.⁶ Egy hosszabb lejáratú kötvény esetében várhatóan nagyobb a nem fizetés kumulált valószínűsége. A likviditást befolyásolhatja a kibocsátási (középlejratú, középlejratú euró-, euró-, nem dollár stb.) piac, amennyiben ezeken a piacokon eltérő preferenciájú befektetői csoportok jelennek meg. Hatással lehet a likviditásra és így a felárra a kötvény mérete, a kibocsátás

⁴ A hitelminősítések prociklikus változása is hozzájárulhat a piaci kockázatértékelés változásához stresszhelyzet esetén, ami növelheti a felárakat és ezáltal az adósságproblémát (*Reinhardt* [2003]).

⁵ A szakirodalomban főleg a hitelminősítések sima lineáris transzformációját alkalmazzák, de előfordul még, hogy a lineáris skálába strukturális törést tesznek a befektetői/spekulatív fokozat határán. Mások a hitelminősítések logisztikus transzformációjával próbálkoznak.

⁶ *Cunningham–Dixon–Hayes* [2001] a durációk használatát javasolja a hátralévő futamidő helyett. A duráció a kamatfizetések cash flow-ját is figyelembe veszi, míg a futamidő csak a végső tőketörlesztését. Így a duráció a befektetés hátralévő idejét a cash flow-val súlyozza, s így pontosabb képet ad az adós kumulált fizetőképességéről. A magas kamatot fizető országok durációja a futamidőhöz képest sokkal rövidebb, mert a kamatfizetés aránya a tőketörlesztéshez magasabb. Bár elfogadjuk a duráció vizsgálatának nagyobb elméleti jogosultságát, az elemzésben technikai okok miatt a hátralévő futamidővel dolgoztunk.

gyakorisága és denominációja. (A kibocsátás mérete vagy a kötvény ritkasága befolyásolhatja a helyettesíthetőséget és a relatív keresletet, hasonlóképpen az egzotikus devizák növelhetik egy réteg érdeklődését, vagy a portfóliódiverzifikáció miatt vonzhatnak nagyobb keresletet, de a kisebb piacszegmens miatt nagyobb a likviditás csökkenésének a kockázata is). Sok más piaci jellemző is hozzájárulhat a felárak alakításához, amelyek közül néhánynak a modellbe illesztését is megkíséreltük.

– A hitelminősítések és felárak kapcsolatát befolyásolhatja az általános befektetői hangulat változása. A felárak csökkennek, ha a befektetők kockázatvégyése nő, miközben a kibocsátó hitelkockázata változatlan. Ez a kockázatértékelés és kockázatvállalási hajlandóság közötti különbségből fakad. A piaci felárakban a kettő egyszerre jelenik meg. Mivel a hitelminősítők – elvileg – az aktuális befektetői hangulattól függetlenül, csak a kockázatok értékelése alapján állapítják meg a hitelminősítéseket, ezért a kockázatértékelés és a kockázatvállalási kedv elkülönítésére is hasznos lehet a hitelminősítés és a felár kapcsolatának a vizsgálata. Az említett preferenciaváltozás a kötvénykeresletet automatikusan módosítja.

A szakirodalom áttekintése után ismertetjük az empirikus vizsgálat adatait és az összefüggéseket modellező regressziókat, majd megnézzük, hogy a vizsgált két időpontban a magyar kötvények esetében a piac, illetve a hitelminősítők egymással konzisztensen értékelték-e a magyar állam hitelkockázatát. Megvizsgáljuk, hogy az általunk elemzett két keresztmetszeti mintán mennyire különbözik a hitelminősítés–felár kapcsolat, és ennek alapján mit mondhatunk az utóbbi időszakban a piaci kockázatkedvelés/globális likviditás elmozdulásának irányáról. Végül összefoglaljuk a vizsgálat legfontosabb következtetéseit.

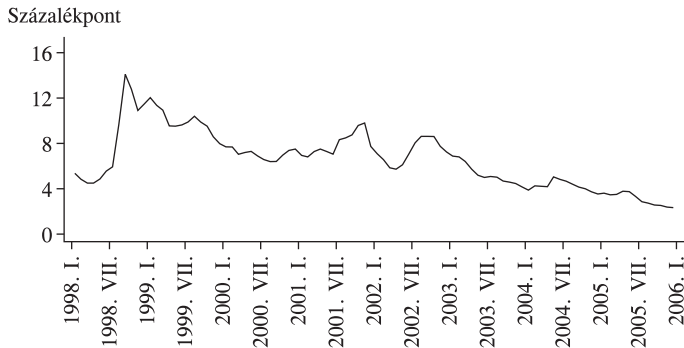
A szakirodalom rövid áttekintése

Bár az ország- és államkockázat irodalma sokkal régebbre nyúlik vissza, a hitelminősítő ügynökségek csak a kilencvenes évektől értékelik a fejlődő országok nagyobb körének államkockázatát. Így a hitelminősítéseket is magában foglaló kutatásokra csak az utóbbi másfél évtizedben nyílt lehetőség. Jelentősen változott és változik a fejlődő országok devizakötvényeinek piaca is: ugrásszerűen nőtt a kibocsátók köre a nemzetközi kötvénypiacokon, s a fejlődő országok devizakötvényei iránt érdeklődő befektetői kör is bővült. A terjeszkedő piac igényelte a hitelminősítéseket is: 1993-ban a Moody's csak 12 fejlődő országot értékelt, 1999-re ez a szám 64-re nőtt. A befektetői réteg felduzzadása különösen a legutóbbi néhány évre jellemző: miközben a távol-keleti és orosz válság óta szélesebb kört érintő, mélyebb válság nem volt (a fejlődő országok fundamentumai valóban számottevően javultak), a fejlett országok tőkepiacain elérhető hozamok csökkentek, s így jelentős befektetői igény jelentkezett a fejlődő országok állami kibocsátású devizakötvények piacán is. Ez történelmi mélypontra nyomta a fejlődő országok felárait (1. ábra).

A makrofundamentumok javulása (például a külső egyensúly javulása, az állam nettó kibocsátásának csökkenése, tartalékok növekedése, külső adósság mérséklődése) nyilván a hitelminősítéseket is javította. Jelentősen változhatott viszont a piacok likviditása, és a jelenlévő befektetők kockázatértékelése, s így a hitelminősítés és felár közötti kapcsolat is.

A témában a *Cantor–Packer* [1996] tanulmány jelenti az első mérföldkövet. Ez elemzi először ökonometriai módszerekkel a hitelminősítések és a felárak kapcsolatát állami/jegybanki kibocsátók esetében. 1995. szeptember végi keresztmetszeti mintán regresszálja az átlagos lineáris hitelminősítést a felárak logaritmusára. A regresszióban 35 ország leginkább likvid dollárkötvényét használják. A modell magyarázóereje meglepően magas (kiigazított $R^2 = 0,92$), s érdekes, hogy nem lép fel heteroszkedaszticitás.

1. ábra
Az EMBI Global feláralakulása



Forrás: Bloomberg.

Cantor–Packer [1996] is megállapítja, hogy modelljük magas magyarázóereje főleg az alacsonyabb hitelminősítésű (fejlődő országokbeli) részmintából adódik. Az eltelt évtized ellenére is elfogadhatónak tűnik a szerzők magyarázata a jelenségre: a fejlődő országok esetében nagyobb lehet a hitelminősítő ügynökségek tájékozottságbeli előnye, és így itt a piac inkább hagyatkozhat az ügynökségek kockázatmegítélésére. Ezenkívül a befektetők számára a fejlődő országok esetében sokkal fontosabb lehet az államok kockázata, és kisebb szerepet játszhatnak a hitelminősítésekben nem megjelenő, piaci jellemzők (likviditás, kötvény helyettesíthetősége).

A cikk elemzi a felár és makrováltozók közötti kapcsolatot is, de ez a regresszió gyengébb a felár és a hitelminősítés kapcsolatát elemző modellnél. A szerzőknek ezért az a következtetése, hogy a hitelminősítés (lineáris numerikus transzformációja) jól magyarázza a felárakban lévő eltéréseket, sőt többletinformációt tartalmaz ahhoz képest, mint ami a különböző fundamentumokból leszűrhető.

Eichengreen–Mody [1998] cikke már nagyobb mintán (országanként több kötvénnyel) elemzi a fejlődő piaci felárakat alakító tényezőket. Ez a tanulmány nemcsak az állami, hanem vállalati kötvények felárait is vizsgálja, s lényegesen eltér a téma legtöbb elemzésétől abban, hogy a másodpiac helyett az elsődleges piac felárait vizsgálja. Mivel a kibocsátás létrejötté sem véletlen, s ez is befolyásolhatja az elsődleges felárakat, ezért a szerzők *Heckman* [1979] kétlépcsős probit – legkisebb négyzetes – módszerével dolgoznak.⁷ Az eltérő módszertan ellenére a tanulmány több eredménye lényegbevágó. A legkisebb négyzetes lépésben a felárak logaritmusának magyarázatához a kötvényspecifikus tényezők közül a kibocsátási mennyiséget és a futamidőt is felveszik a modellbe. Ezenkívül nyolc makrogazdasági/adóssághoz kapcsolódó mutatót alkalmaznak. A hitelminősítéseknek csak az ezeken a változókon felüli hatását veszik be a modellbe. (Ezt egy külön regresszió hibataja adja. A regresszióban a hitelminősítés az endogén, az említett makrováltozók az exogén változók.) A tanulmány egyik lényeges következtetése, hogy a feltárt összefüggések érzékenyek a mintaválasztásra. Különböző paraméterek jellemzők a teljes, a latin-amerikai és a távol-keleti részmintákon, és más jellemzi a magán-, illetve az állami kibocsátókat. A felárak változásának dekompozíciójából az derül ki, hogy a

⁷ A probit lépés a kibocsátás bekövetkezését méri, ami bináris eredményváltozó, a folytonos felárváltozó pedig legkisebb négyzetes módszerrel (OLS) becslik.

változást kevésbé a változók és paramétereik értékeinek időbeli változása, mint inkább az általános piaci hangulatot jelző konstans változása okozta.

Cunningham–Dixon–Hayes [2001] a felár–hitelminősítés kapcsolatot keresztmetszeti elemzés révén vizsgálják. Az államkockázat becsléséhez a (vállalati) csődök tapasztalatait használják fel.⁸ A Moody's egyes besorolási kategóriáihoz a vállalati csődráták közvetítésével rendelnek felárakat. A szerzők két keresztmetszeti mintán becslik modellüket, és arra jutnak, hogy egyrészt a piaci felárakból számított kockázat magasabb volt a hitelminősítésből számított kockázatnál, másrészt 1997 végén a különbség kisebb volt, mint 1998 végén. A különbséget intuitív alapon a piaci felárak likviditására (kötvényspecifikus) és a befektetői hangulatra vezetik vissza, amelyek az orosz válság hatására számottevően emelkedtek. Ezeket azonban nem építik a modellekbe.

A szakirodalom államkockázat témakörében írt cikkeinek célja többnyire a felárak (vagy államkockázat) és különböző makrogazdasági változók közötti, valamint a felárak és hitelminősítések közötti dinamikus kapcsolatok idősoros adatokon történő elemzése. Mivel ezek az aspektusok jelen munkában – lévén keresztmetszeti elemzés – nem szerepelnek, itt csak a munkák főbb eredményeit emeljük ki.

Cantor–Packer [1996] az egy főre jutó jövedelmet, a GDP növekedését, az inflációt, a folyó fizetési és költségvetési egyenleget, a külső adósságot, valamint a korábbi fizetésképtelenséget jelző és egy „fejlett ország” dummyt találnak meghatározónak a kockázatot befolyásoló makrogazdasági változók közül. Ezeket a változókat alkalmazza *Claessens–Ebrechts* [2002] is. Más szerzők e változók mellett vizsgálják, és szignifikánsnak találták még az adósságszolgálat/export, a tartalék ráta/GDP, a megtakarítási ráta és/vagy a reálárfolyam-index hatását is.⁹

Több tanulmány inkább a hitelminősítések és felárak ok-okozati kapcsolatát igyekszik számszerűsíteni (*Cantor–Packer* [1996], *Kaminsky–Schmuckler* [2002], *Kraeusl* [2002]). Az elemzések többnyire találnak empirikus bizonyítékot arra, hogy a hitelminősítés-változtatások befolyásolják a felárakat. A hitelminősítés-változtatások típusainak (várt vagy nem várt, fel- vagy leminősítés) relatív szignifikanciáját illetően azonban eltérnek az eredmények.

Adatok, modellezés

Az elemzéshez a nemzetközi (vagyis nemzetközi piacon, külföldi fizetőeszközben kibocsátott) kötvények Bloomberg hírügynökségtől 2005. január 21-én letölthető adatait használtuk. Az adatbázisban 38 ország 820 devizakötvénye szerepel,¹⁰ azonban a hiányzó adatok miatt a legtöbb statisztikai próbában ennek csak töredékét (100-200 kötvény adatát) tudtuk használni. Az elemzés keresztmetszeti jellegű, két keresztmetszeti mintánk 2005. január 21-éről, illetve 2005. december 27-éről származik. Mivel az elemzésben csak a 2005 január előtt kibocsátott és 2005 december után lejáró kötvények szerepelnek,

⁸ Igaz, a vállalati fizetésképtelenség kockázata, okai és összefüggései különbözhetnek a szuverének (az állam, a jegybank) nem fizetési kockázatától, ahogyan erre a szerzők is figyelmeztetnek.

⁹ A szakirodalom vonatkozó eredményeiről jó összefoglalást ad *Rowland* (2004).

¹⁰ Nemzetközi devizakötvények:

- fejlett országok: osztrák, belga, spanyol, olasz, görög, dán, angol, finn, ír, svéd, kanadai,
- Kelet-Közép-Európa 1. (CEE1): magyar, lengyel, cseh, szlovák, szlovén, észt, ciprusi, lett, litván,
- Kelet-Közép-Európa 2. (CEE2): bosnyák, horvát, román, moldvai, orosz, ukrán, macedón, dél-afrikai, török,
- Dél-Amerika: argentin, brazil, mexikói, chilei,
- Ázsia: kínai, maláj, tájféldi, indonéziai és koreai.

ezért a két keresztmetszeti minta azonos, ami csökkenti a minták összehasonlításánál a mintaszelekciós hibát (a két időpontban más-más kötvényekre vonatkozó adat hiányozhat, s így a különböző próbákhoz használt minta minimálisan különbözhet a két időpontban).

Az első lépésben a két mintán a devizakötvény-felárakra, illetve a felár logaritmusára regresszáltuk a lineáris és exponenciális hitelminősítést.¹¹ A regressziók magyarázóereje gyenge lett, hibáik nem feleltek meg az alapkövetelményeknek, de a hibák – nem megfelelő módon – lényegesen kedvezőbbek a felárak logaritmusának regresszióiban. A felárak varianciája ugyanis a fejlődő (vagy gyengébb minősítésű) országoknál lényegesen nagyobb, ezért heteroszkedaszticitás lép fel. A felárak logaritmikus transzformációja ezt a problémát jelentősen csökkenti. (A felár helyett a felár/hitelminősítés hányados és a felárak standardizált transzformáltjának magyarázatát is megkíséreltük, de egyrészt nem jutottunk kedvezőbb modellekhez, másrészt ilyen függő változók esetén az eredmények értelmezése is sokkal nehezebb lett volna.) Ezért, a szakirodalommal összhangban a devizakötvény-felárak logaritmusát választottuk eredményváltozónak.¹²

A regressziók közötti döntést három kritérium alapján tettük: olyan modelleket kerestünk, amelyekben a magyarázóváltozók paraméterei elméletileg értelmezhető előjelűek és nagyságúak. A regresszióknak ökonometriai szempontok alapján statisztikailag szignifikáns változókat kell tartalmazniuk, és a hibatagnak lehetőleg normális eloszlást kell mutatniuk.¹³ Végül a modellek szerkezetének és paramétereinek hasonlítaniuk kellett a két keresztmetszeti minta esetében. (A teljes egyezőséget értelmetlen lenne megkövetelni a hitelminősítés–felár–kockázat összefüggés esetleges időbeli változása miatt.)

Az első lépéshez képest ezután két irányban indultunk el a modellek erejének növelése és a hibatag anomáliának megszüntetése érdekében. Egyrészt próbáltuk kategóriaváltozók (például denomináció, régió stb.) alapján felosztani a mintát, és a különböző mintákon (például euró/dollár/jen/..., vagy Közép-Kelet-Európa 1./Közép-Kelet-Európa 2./

¹¹ A hitelminősítések az elemzésben a Moody's és S&P hitelminősítő ügynökségek hosszú távú deviza-adósságára vonatkozó besorolásaiból származnak. Csak azoknál a kötvényeknél értelmezzük hitelminősítést, amelyekre létezett mindkét ügynökség minősítése az adott időpontban. A szakirodalomhoz képest – az exponenciális skála szerepeltetése miatt – fordítva indítjuk a skálát (legalacsonyabb érték = legjobb besorolás). A hitelminősítések lineáris skálára vetítésénél a legjobb minősítés az $Aaa/AAA = 1$ értéket, a második legjobb $Aa1/AA+ = 2$ értéket, a harmadik legjobb $Aa2/AA = 3$ értéket kapja stb. Az exponenciális skála esetében a legjobb besorolás az $Aaa/AAA = e^1 \approx 2,72$ értéket, a második legjobb $Aa1/AA+ = e^2 \approx 7,39$ értéket, a harmadik legjobb $Aa2/AA = e^3 \approx 20,09$ értéket veszi fel stb.

¹² Az elemzésben ASW (*asset swap*) felárakat, vagyis a swap-hozam feletti felárakat alkalmazunk, mert erre vonatkozó adatok historikusan is rendelkezésre állnak a Bloomberg adatbázisában, ellentétben az állampapír-piaci benchmark-hozamok feletti felárakkal. A benchmarkokhoz viszonyított feláraknál még probléma, hogy egy adott kötvényre vonatkozó viszonyítási alap (a benchmark-állampapír) időközben változhat, ami az időbeli változások vizsgálatát nehezíti. Az ASW felár a swap-görbéhez méri a devizakötvény-hozamot, így a kibocsátási deviza hatósága (dollárkötvény esetén az Egyesült Államok szuverén kibocsátója) helyett annak bankrendszerének kockázatához viszonyít. A relatív államkockázatokat az ASW-felárak is ugyanolyan jól mérik. A logaritmizálás és negatív ASW-értékek előfordulása miatt a felárakhoz 500 bázispontot kellett adni. Ezután az összes felár logaritmizálható.

¹³ A nem szignifikáns változók esetében a multikollinearitás miatt a paraméterbecslések torzítottak lehetnek. A normalitás és homoszkedaszticitás nem teljesülése pedig a statisztikai próbák, hipotézisvizsgálatok érvényességét vonja kétségbe. Ez a paraméterbecslések torzítatlanságát nem érinti, tehát a pontbecslések ebben az esetben is elfogadhatók. Az elemzésünkben a magyar kötvények vizsgálatakor és a két keresztmetszeti időpont összehasonlításakor szükségünk van az intervallumbecslésekre is, amelyek a hibák anomáliái esetén pontatlanok lehetnek. Így itt nem lehet eltekinteni ezektől a problémáktól. A heteroszkedaszticitás korrekciója még megoldható például a White-módszerrel, a normalitás feltétele azonban nem kerülhető meg egyszerűen. A legkényelmesebb megoldás ezért – tekintve a lehetséges modellek nagy számát –, ha rögtön olyan mintát/modelleket választunk, ahol a normalitás legkevésbé sérül. A normalitás tekintetében tehát a viszonylag jó eredményeket felmutató regressziókat részesítettük előnyben, s ilyekeztünk az egyes mintákra jellemző hibatagot a befolyásos kiugró esetek (*outlierek*) elhagyásával javítani.

Ázsia/Dél-Amerika stb.) megbecsülni a regressziókat, hogy kiderítsük, vajon az összefüggések különböző devizákon/régiókban stb. különbözőképpen érvényesülnek-e. Ha igen, akkor nem a teljes mintát, hanem részmintákat érdemes használni, mint ahogyan ezt például *Eichengreen–Mody* [1998] tette. A hibák javítása érdekében a mintákat tisztítottuk a befolyásos kiugró esetektől. Tehát egyfelől mintaválasztással igyekeztünk az eredeti céljainknak megfelelő regressziókhoz jutni.

A másik keresési irány a modellszelekcióra vonatkozott, amelynek során különböző, elméletileg indokolt mennyiségi és minőségi változók modellbe emelésével próbálkoztunk. A minőségi és mennyiségi változók különböző kombinációival többféle modellt becsültünk. A magyarázóváltozók köre modellenként változott, de mindenképpen tartalmazták a hitelminősítések lineáris vagy exponenciális skálára vetített értékeit. Mivel a felárakat több kötvényspecifikus tényező is befolyásolhatja, ezért erre vonatkozó változókat is próbáltunk felvenni a modellbe. Ezek közül a futamidő, a kibocsátási piac és a kibocsátási valuta voltak a legfontosabbak. Piaci likviditást mérő mutatók (például a vételi és eladási árak különbsége), illetve régió dummyváltozók modellbe illesztésével is próbálkoztunk.

A modellekben használt minőségi változók:

- kibocsátási devizanem,
- régió,
- kibocsátási piac (például euró, nem dollár, jenki, szamuráj stb.),
- egzotikus kötvény dummyk: normális kibocsátási mennyiség (értéke 1, ha 0,03–5 milliárd dollár), öt nagy devizanem (értéke 1, ha dollár, euró, jen, font, svájci frank), normális futamidő (értéke 1, ha 2005. decemberben 1–20 év),
- származásra utaló dummyk: közép-kelet-európai (a 10 új EU-tagállam) fejlett vagy Kelet-Közép-Európa1. térségbeli (*Is_CEE*), magyar kötvény (*Is_HUNGARY*), vagy Kelet-Közép-Európa2. térségbeli (*Is_CEE2*), dél-amerikai (*Is_SA*), ázsiai ország kötvénye (*Is_ASIA*),
- kötvénytípus: *IsBRADY*, *IsSINKABLE*, *IsBULLET*, *IsCALLABLE*, *IsEMTN* (középlejáratú euró), *IsMTN* (középlejáratú), *IsEUROZONE*

és mennyiségi változók:

- lineáris hitelminősítói besorolás,
- exponenciális hitelminősítói besorolás,
- hátralevő futamidő,
- kibocsátási mennyiség (dollárban),
- vételi és eladási árak különbsége,
- hiányzó Bloomberg-árjegyzések száma.

A lehetséges modellek számát megsokszorozta, hogy a magyarázóváltozók szorzatait, tehát különböző kereszthatásokat is vizsgáltunk. A sokváltozós modellek közül több nagyon magas R^2 értékeket produkált, de a modellbe emelt szignifikáns változók köre és paraméterei többnyire lényegesen különböztek a januári és decemberi mintákon, s többször az elméletileg értelmezhető értékektől is. Általában gyengék voltak a hibatag-statisztikák is.

A főbb modell típusok:

1. Magyarázóváltozók: az összes dummy és az összes folytonos változó. Alacsony R^2 és a mintákon teljesen különböző kapcsolatok.

2. Szűkített minta: csak az öt nagy devizában denominált kötvény. Magyarázóváltozók közül az *IsCEE* és devizanemek interakcióit is vizsgáljuk a többi változóval. A változók közül sok szignifikáns, ebből több a várttal ellentétes előjelű és a két minta jelentősen különböző paramétereket ad eredményül.

3. Szűkített minta: csak normál méretű futamidejű kötvények. A származás és a devizanem különböző interakcióit a dummyváltozókkal és folytonos változókkal is a modellbe emeljük. Többféle sokváltozós kiinduló kombinációból haladtunk az egyszerűbb modellek felé,

lépésenként elhagyva a nem szignifikáns és/vagy nem értelmes paraméterű változókat. Különböző megközelítésekben mindannyiszor a tanulmányban ismertetett modellek változói maradtak bent.

4. Szűkített minta: csak normál méretű futamidejű kötvények. A likviditás közvetlen vizsgálata: vételi- és eladásiár-különbségek, és hiányzó Bloomberg-jegyzések modellbe emelése a hitelminősítés és futamidő mellé. A likviditásváltozók modellspecifikációtól függetlenül mindig erőteljesen az elméletileg indokolt iránynak ellentmondó paramétereket vettek fel (nagyobb likviditás → nagyobb devizafelár).

A minták felosztásával a legtöbb vizsgált kategóriaváltozó alapján nem mutatkozott számottevő javulást. Jelentősen javította viszont az illeszkedést a nem normál (1 évnél rövidebb vagy 20 évnél hosszabb) futamidejű és nem normál (30 millió dollárnál kisebb, 5 milliárd dollárnál nagyobb) méretű kötvények szűrése. A modellek közül azok feleltek meg leginkább a felállított kritériumoknak, amelyek a folytonos változók közül a *lineáris hitelminősítés*, az *exponenciális hitelminősítés*, valamint a *futamidő* × *lineáris hitelminősítés* keresztmetszet és/vagy a kategóriaváltozók közül valamely *régió dummy* tartalmazták.¹⁴ A többi kategóriaváltozó nemcsak a minták felosztását nem indokolta, de (dummy) magyarázóváltozóként sem tudott a modellekbe kerülni.¹⁵ Ezek szerint a különböző devizákban és kibocsátási piacokon, valamint a különböző kötvénytípusok esetében hasonló összefüggések érvényesülnek.

A regressziók általános alakja:

$$\ln(\text{ASWSZPRED}) = c + \beta_{\text{RATING_LIN}} \times \text{RATING_LIN} + \beta_{\text{RATING_EXP}} \times \text{RATING_EXP} + \beta_{\text{RATING_FUTAMIDŐ}} \times \text{RATING_LIN} \times (\text{FUTAMIDŐ}^{1/2}) + \beta_{\text{RÉGIÓS}} \times \text{RÉGIÓ_DUMMY} + u,$$

ahol tehát az eredményváltozó az ASW felár (ASWSZPRED) logaritmus (+500 bázispont a negatív felár értékek miatt), a magyarázóváltozók pedig a hitelminősítés lineáris transzformációja (RATING_LIN), a hitelminősítés exponenciális transzformációja (RATING_EXP), a hitelminősítés és a futamidő keresztmetszet (RATING_LIN × FUTAMIDŐ^{1/2}), valamint a régiódummy, *c* a konstans, *β* a változók paramétereit jelölik, *u* a hibatermék. Az egyes modellekben a használt magyarázóváltozók eltérhetnek, mivel kimaradnak a regresszióból, amennyiben nem szignifikánsak.

A becült regressziók azonban a két mintán (2005. január 21. és december 27.) továbbra is a hibatermék anomáliáit mutatták. A hibák normalitását a befolyásos outlierok¹⁶ leválogatásával sem lehetett teljes mértékben biztosítani, így a regressziók hitelminősítés/régió szerinti lokalizálására és a minta további szűkítésére volt szükség. Három részmintát találtunk hitelminősítés/régió szerint, amelyeknél a hibatermék már normálisak. Az egyik az EM térség (tehát a fejletlen nélküli országok), a második ennek részhalmaza, az EEMEA térség (CEE és CEE2 régió), a harmadik pedig csak a 8,5-nél kisebb hitelminősítés-besorolású országokat veszi számításba. Utóbbi kategória így a hitelminősítés alapú szegmentálás következménye, a jobb besorolású országokat tartalmazza, ezért RATING-

¹⁴ Egy adott régióhoz való tartozás ismerete magyarázhat valamennyit egy ország kockázatából a régió belüli országok hasonlóságai következtében. Ez hatással van a felárakra, de a hitelminősítésekre is. A régiódummy modellbe kerülése ezért csak azt mutatja, hogy a piac számára a régióhoz tartozás többletinformációt tartalmaz ahhoz képest, mint ami a hitelminősítők besorolásaiban már benne van. Ha egy régiódummy szignifikáns, akkor a piac máshogy ítélkezik a régióhoz tartozásról, mint a hitelminősítők.

¹⁵ A kötvény likviditásának kimaradása a modellből meglepő, mindenesetre a likviditást a szakirodalomban is használt proxyval közelítve (például *Cunningham–Dixon–Hayes* [2002]) rendre az elméletinek ellentmondó paramétert kapunk.

¹⁶ A befolyásos outliernek olyan megfigyelések, amelyek egyrészt szélsőséges, kiugró értékkel rendelkeznek, másrészt számottevően befolyásolják a becslést. Ezek azonosításához a Leverage és Cook's Distance értékeket használtuk. Mintánként 5–15 kötvényt válogattunk le a 13,5-esnél jobb (Moody's B1 vagy S&P B+ feletti), normál futamidővel és kibocsátási mennyiséggel rendelkező kötvények közül.

I. táblázat
Regressziós modellek

Megnevezés	EM régió (A)		EEMEA régió (A)		RSZ1		EM régió (B)		EEMEA régió (B)	
	január	december	január	december	január	december	január	december	január	december
Konstans	6,027**	6,028**	5,968**	6,069**	6,174**	6,171**	6,100**	6,106**	6,230**	6,154**
$\beta_{\text{RATING_LIN}}$	0,012*	0,012**	0,030**	0,010**	0,004**	0,004**				
$\beta_{\text{RATING_EXP}}$	1,8E-07**						2,5E-07**	1,6E-07**	2,5E-07**	1,3E-07**
$\beta_{\text{RATING_RUTAMIDÓ}}$	0,009**	0,008**	0,004**	0,007**	0,003**	0,003**	0,009**	0,008**	0,004**	0,006**
β_{CEE}					-0,009**	-0,010**			-0,050**	-0,022**
β_{SA}							0,075**	0,029**		
Normalitás										
- Jacques-Bera (p)	0,03	0,04	0,23	0,58	0,55	0,56	0,00	0,218	0,01	0,29
- Lilliefors (p)	0,05	0,08	0,02	> 0,1	> 0,1	> 0,1	0,03	> 0,1	0,00	> 0,1
Homoszkedaszticitás										
White (p)	0,00	0,00	0,16	0,09	0,00	0,23	0,00	0,00	0,00	0,10
Kiigazított R ² (százalék)	85,99	80,92	85,42	83,84	61,27	56,70	89,62	83,97	93,26	87,16
Standard hiba	0,0612	0,0415	0,0502	0,0308	0,0200	0,0201	0,0527	0,0381	0,0341	0,0275
N	138	137	73	73	214	215	138	137	73	73

* 5 százalékos szinten szignifikáns.

** 1 százalékos szinten szignifikáns.

SZEGMENS1-nek (RSZ1) neveztük el. További befolyásos kiugró kötvénytől szűrve a mintákat, olyan megoldásokhoz jutottunk, amelyek kielégítik a kiinduló feltételeinket (teljesülnek az értelmezhetőségi és ökonometriai feltételek, és a két mintán hasonló paramétereket kapunk). A legjobb modellek statisztikáit az 1. táblázat tartalmazza.

Az induló 820 kötvényből a hiányzó feláradatok januárban 406-ra, decemberben 465-re, majd a normál futamidő és méret feltétele 308, illetve 313-ra csökkentik a lehetséges elemszámot. A fennmaradó kötvények mintegy kétharmada a fejlett régióból származik (a kötvények közül 126 besorolása 1, vagyis S&P: AAA és Moody's: A1), ezek az RSZ1 mintában szerepelnek, az EM, EEMEA mintában viszont nem. Az EEMEA és főleg az EM minta elemszámát csökkentik a befolyásos outlier leválogatásai, illetve a hiányzó hitelminősítés-adatok. A kötvények közül így is 304 szerepel legalább az egyik mintában.

A táblázatban az EM és EEMEA mintán két modellvariáns tulajdonságait közöltük. Az A-val jelölt modellek megfelelnek a hibatag normalitási kritériumának a két normalitáspróba – Jacques–Bera és Lilliefors – közül legalább az egyik szerint. Ezek a regressziók viszont gyengébbek, mint a B modellek, amelyek esetében januárban nem teljesül a hibák normális eloszlása. A két modell különbsége, hogy a B modellek tartalmaznak régiódummy változókat, az A modellek viszont nem. Ahol a konfidenciaintervallum megállapítása fontos, ott az A modelleket használjuk, máshol a B modellek eredményeit is figyelembe vesszük. A standard hibáknál a White-módszerrel korrigált értékekkel dolgozunk, ahol heteroszkedaszticitás jellemző: a korrekcióra az A modellek közül az EM mintán és az RSZ1 januári mintáján volt szükség.

A modellek közül az EM és EEMEA minták nagyobb – 80–93 százalék közötti –, az RSZ1 minták viszont alacsonyabb, 56–61 százalékos kiigazított R^2 értékeket mutatnak. Ez azt jelenti, hogy az RSZ1 mintán reprezentált *fejlettebb országok körében a hitelminősítések alacsony heterogenitása kevésbé képes a felárak eltéréseit magyarázni*. Azaz a fejlett országokban valószínűleg a modellben nem szereplő más (például likviditási, piaci, kötvényspecifikus stb.) tényezők nagyobb szerepet játszanak. *A fejlődő országokban viszont erős a hitelminősítés-felár együttmozgás, itt a felárakat sokkal inkább a hitelminősítésekben is megjelenő államkockázati tényezők határozzák meg*. Valószínűleg a fejlődő országok esetén a befektetőknek kisebb kapacitásuk van saját információk megszerzésére, valamint ezek költségesebbek is bizonyulhatnak számukra, s ezért nagyobb mértékben hagyatkoznak az ezen a területen komparatív előnnyel rendelkező hitelminősítőik értékelésére.

Másik fontos tanulság az, hogy a két vizsgált időpont közül mindhárom területi minta esetében a decemberi regressziók gyengébbek voltak a januárinál.¹⁷ Látni fogjuk, hogy ez részben a hitelminősítés-felár közötti kapcsolat gyengüléséből következik: a piaci felárak varianciáját decemberben kisebb mértékben határozták meg a hitelminősítések.

Az alapvető hitelminősítés-felár összefüggések a következők.

– A magasabb `RATING_LIN` értékekhez (ami gyengébb hitelminősítői besorolást jelent) magasabb devizakötvény-felár tartozik, ezt a lineáris hitelminősítés változó pozitív paramétere mutatja.

– A kedvezőbb hitelminősítések (alacsonyabb `RATING` értékek) esetén egységnyi hitel-

¹⁷ Itt említenék meg, hogy a Cantor–Packer [1996] tanulmányban használt egyváltozós regressziókat újrabeecsültük a három mintán, s ennek alapján úgy találtuk, érdemes volt a regressziókba több magyarázóváltozót felvenni. A regressziók gyengébbek az 1995-ös mintánál, és az általunk használt modelleknél is. Az EM mintán a kiigazított R^2 értéke januárban 74 százalék, decemberben 51 százalék volt. A hibatagra a próbák mindkét időpontban elutasítják a normalitást. Az EEMEA és RSZ1 mintákon azonban a normalitás teljesült, a regressziók magyarázóereje januárban 83 százalék és 57 százalék, decemberben 62 százalék és 51 százalék volt.

minősítés-romlás kisebb (logaritmikus) feláremelkedéssel járt együtt, mint a gyengébb hitelminősítések (magasabb RATING értékek) esetében. Hiszen azokban a regressziókban, ahol a hitelminősítés exponenciális értéke szignifikáns, ott a változó együttthatója pozitív volt.

– Az adott hitelminősítéssel jellemzett kötvények közül a hosszabb futamidejűekhez magasabb felárak tartoznak, mivel a HITELMINŐSÍTÉS \times FUTAMIDÓ keresztmetszet előjele szintén pozitív. Ez logikus, tekintve, hogy két – minden más tekintetben azonos – kötvény közül, amelyiknél később esedékes a tőke törlesztése, ott magasabb a nem fizetési esemény valószínűsége is.¹⁸

– A piac kisebb felárat követel az újonnan csatlakozott EU-tagállamoktól, mint amit a hitelminősítői besorolásuk indokolna, hiszen a régiódummyk közül a CEE-térségnek negatív az előjele, amikor szignifikáns. A dél-amerikai térséget viszont a piac inkább a hitelminősítésekből következőnél magasabb felárakkal sújtja.

A paramétereket vizsgálva, láthatjuk, hogy a három területi minta (EM, EEMEA, RSZ1) közül az RSZ1-nél a hitelminősítés-együtthatók jóval kisebbek, mint a másik két mintán becült paraméterek esetében. *Egy fokozat leminősítés tehát az RSZ1 mintán kisebb feláremelkedéssel jár együtt, mint az EEMEA-, illetve az EM-térség országaiban.*

Megállapítható még, hogy leginkább az EEMEA mintán változtak a paraméterek január és december között, az EM országokban és főleg az RSZ1 mintán a változók közötti kapcsolat kisebb mértékben módosult. A 2. ábra a) és b) része szemlélteti az eltérések mértékét és méretét az A modelleken, a két különböző időpontban.¹⁹ Az összefüggések időbeli módosulásával később – a Mit sejtet a két minta a kockázati preferenciák változásáról? fejezetben – foglalkozunk.

Az 2. ábrán jól látszik, hogy a hitelminősítés-felár becslés meredeksége az EM mintákon a legnagyobb, de nagyságrendben hasonló az EEMEA mintán tapasztaltnak. Láthatjuk az exponenciális hitelminősítés változó szerepét, ami januárban a rosszabb hitelminősítéseknel fokozottan emeli a felárakat. Az RSZ1 mintán viszont sokkal laposabb a két változó kapcsolatát mutató görbe: egységnyi hitelminősítés változáshoz a fejlett országoknál kisebb felár csökkenés/emelkedés tartozik.

Láthatjuk, hogy a hitelminősítések emelkedésével az EM és EEMEA mintán jelentősen emelkedik a felárak varianciája. Ezt a felárak logaritmizálása részben csökkenti (az ábrán bázispontra visszazámítottuk a logaritmikus felárakat), de a heteroszkedaszticitás így is jellemző marad a két mintán.

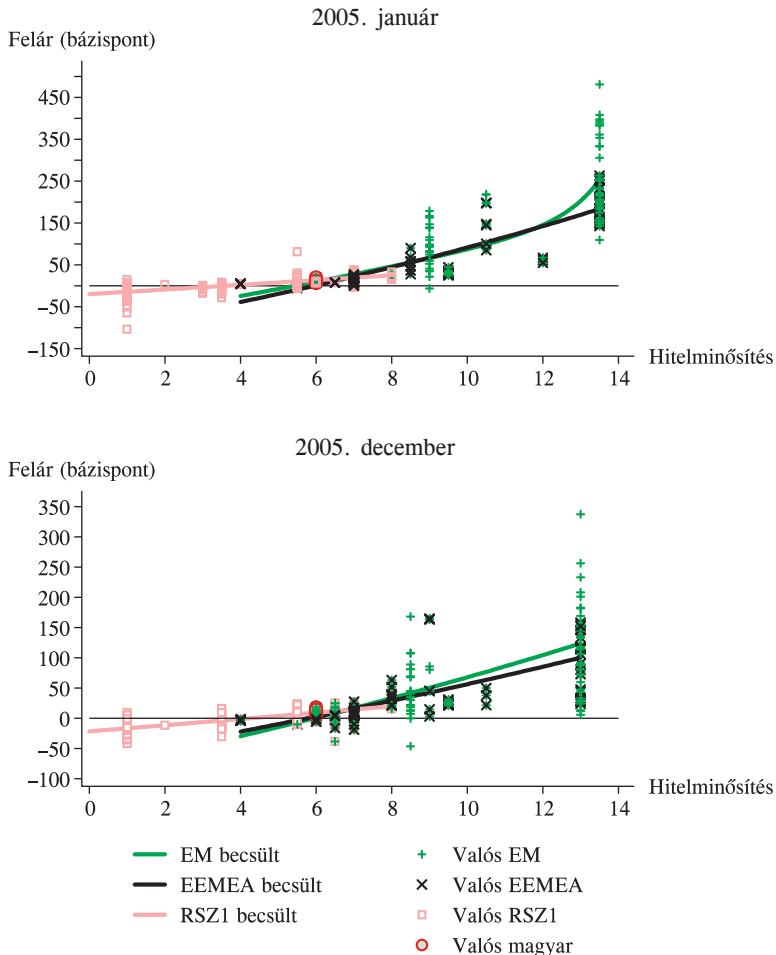
A következőkben tárgyalathoz előljáróban annyit állapítunk meg az ábrák alapján, hogy a magyar kötvények valós felárai a becslés görbéihez közel esnek, így valószínűleg nem számítanak majd outliernek. A két időpont közül a januári mintán a hitelminősítés-felár kapcsolat meredekebb volt, erre a két ábra y tengelyének eltérő skálázásából is következtethetünk.

¹⁸ A hitelminősítés \times futamidő szorzatnál kérdés volt, hogy a szorzat két tényezőjét milyen súllyal kell figyelembe venni. A két változó értékkészlete hasonló nagyságrendű: 1–20 közötti, de kérdés, hogy egységnyi elmozdulás az egyikben, a másik változó mekkora ellentétes előjelű elmozdulásával kompenzálható, hogy a felár állandó maradjon. A regressziókat becslőnk a két tag különböző, négyzetes/lineáris/négyzetgyökös/standardizált kombinációival. Végül a lehetséges szorzatok közül a besorolás lineáris és a futamidő négyzetgyökös alakja adta a legjobb tulajdonságú modelleket, a végső regressziókban tehát a keresztmetszet a (lineáris besorolás) \times (futamidő^{1/2}) alakban szerepel. Vizsgáltuk azt is, hogy a keresztmetszet esetleg a regresszióban nem szereplő – a besorolással nem szorított – futamidő hatását veszi-e át. Mivel a futamidő felvételekor a keresztmetszet paramétere nem csökkent, hanem magasabb pozitív érték felé mozdult el, míg a futamidő paramétere többnyire negatív lett, ez megerősíti, hogy a felár(kockázat) emelkedését a futamidő növekedése a besorolás szorzatában eredményezi.

¹⁹ A logaritmikus felár az adatbázisban lévő negatív felárértékek miatt nem nulláról indul. Az eredeti felárértékekhez 500 bázispontot adunk, hogy mindegyik felár logaritmusá értelmezhető legyen. Az erősen negatív felárat felmutató kötvények a befolyásos outlierok szűrése közben kiestek. Az ábrákon a görbéket az (A) regressziókból számítottuk, azzal a különbséggel, hogy a hitelminősítés \times futamidő változónál az adott időpontban szereplő normál futamidejű és méretmagságú kötvények átlagos futamidejét helyettesítettük.

2. ábra

A modellek alapján becslült felárak és a tényadatok



Magyar államkockázat – hitelminősítés, illetve felárak alapján

A létrehozott modellek segítségével választ keresünk arra kérdésre, hogy a hitelminősítő ügynökségek és a piac egymáshoz képest hogyan értékeli a magyar állam hitelkockázatát. A hitelminősítők besorolásai milyen magyar felárakat indokolnának, s hol tart ehhez képest a piaci hangulat? Vagy megfordítva: ha a piaci értékítéletet tartjuk mérvadónak, akkor ez milyen hitelminősítést indokolna? Mennyire maradnak el a hitelminősítők hitelminősítései a piaci kockázati megítéléstől? Mindenekelőtt azonban meg kell vizsgálni, hogy a magyar devizakötvényeknél külön-külön, illetve együttesen is érvényesültek-e a modellekben megfogalmazott összefüggések. Ezután lehet csak rátérni a feltett kérdések megválaszolására.

Kiindulásként a magyar kötvények nélkül újra becsljük az *A* modelleket, hogy a többi devizakötvénynél kapott összefüggések érvényességét ellenőrizhessük (az összefüggések megállapításában részt nem vevő) magyar devizakötvényeken. A létrejött modellparamé-

2. táblázat

A magyar devizakötvények felárai
(tény és becslés, bázispont)

Deviza- kötvények	Tény	EM A	EEMEA A	RSZ1 becslés	Tény	EM A	EEMEA A	RSZ1 becslés
		modell becslés	modell becslés			modell becslés	modell becslés	
január					december			
JPY 2009/6	17,1	-1,9	-7,3	4,5	18,3	-12,1	-8,5	-1,3
GBP 2014/5	20,1	23,6	5,1	12,6	1,7	13,6	12,4	6,9
EUR 2009/2	7	-4,0	-8,3	3,8	3,1	-14,3	-10,3	-2,0
EUR 2010/9	8,6	5,6	-3,6	6,9	8,9	-4,3	-2,1	1,2
EUR 2011/10	10,1	11,4	-0,8	8,8	12,5	1,5	2,7	3,1
EUR 2011/6	11	9,7	-1,6	8,2	11,7	-0,3	1,2	2,5
EUR 2013/2	12,18	17,8	2,3	10,8	14,5	7,9	7,8	5,1
EUR 2014/1	12,3	22,3	4,5	12,2	14,4	12,5	11,5	6,6

3. táblázat

A magyar devizakötvények felárainak becslési hibája hiba: tény – becslült felár

Deviza- kötvény	EM A	EEMEA A	RSZ1	EM A	EEMEA A	RSZ1
	modell	modell		modell	modell	
január			december			
JPY 2009/6	19,0	24,4	12,6	30,4	26,8	19,6
GBP 2014/5	-3,5	15,0	7,5	-11,9	-10,7	-5,2
EUR 2009/2	11,0	15,3	3,2	17,4	13,4	5,1
EUR 2010/9	3,0	12,2	1,7	13,2	11,0	7,7
EUR 2011/10	-1,3	10,9	1,3	11,0	9,8	9,4
EUR 2011/6	1,3	12,6	2,8	12,0	10,5	9,2
EUR 2013/2	-5,6	9,9	1,4	6,6	6,7	9,4
EUR 2014/1	-10,0	7,8	0,1	1,9	2,9	7,8

terekkel és a magyarázóváltozók aktuális értékeivel kiszámítjuk a várható logaritmikus felárakat a nyolc magyar kötvényre. A tényértékeket, a bázispontra visszszámított becslült felárakat, valamint a tény és becslés közötti eltérést (hibát) mutatja be a 2. és a 3. táblázat.

Szembevetendő, hogy a megvalósult felárak többnyire magasabbak a becslőteknél: az eltérés ezért általában pozitív. Az egyes kötvények közül a jenkötvénynél legnagyobb a hiba, itt a hitelminősítés és futamidő alapján jóval alacsonyabb felár várhatnánk (a jenkötvény viszonylag rövid futamidejű, ami hozzájárul a modellek alacsonyabb felár-becsléséhez). A táblázatok alapján úgy tűnik, *a piac többnyire a hitelminősítés alapján számítottnál magasabb devizafelárakat várt a magyar kötvényektől*. Ha az eltérés mértéke túl nagy, akkor a modell érvényessége megkérdőjeleződik, s nem vonhatunk le következtetéseket a modell alapján. Ellenben, ha az eltérés elfogadható kereteken belül marad, akkor a modellt felhasználhatjuk a különbséget további elemzésére.

Először az egyes magyar devizakötvényeknél külön-külön vizsgáljuk azt, hogy a becslült és valós felárak eltérése van-e olyan mértékű, hogy ezáltal a modellt érvénytelen-

nek nevezzük. Valamekkora eltérés azért elfogadható, mert a hitelminősítések és felárak kapcsolata nem függvényszerű, a modellek sztochasztikusak. A regressziók kijelölik a hitelminősítések alapján várható felárértékeket, az egyes devizakötvények esetében azonban több, a modell által számba nem vett tényező miatt a valós érték ettől különbözhet. Ha az eltérés a magyar devizakötvények esetében is csak akkora, mint az adott mintában a többi devizakötvény esetében – vagyis a magyar kötvények tényleges felárai a becslés konfidenciaintervallumába esnek –, akkor a becslőt és a valós felár eltérése következhet a modell pontatlanságából, de nem mondhatjuk, hogy az összefüggés érvénytelen. Ebben az esetben nem állíthatjuk, hogy a piac és hitelminősítők egymáshoz viszonyított kockázatértékelése az egyes magyar devizakötvények esetében szignifikánsan más, mint a mintában szereplő többi devizakötvény esetében.

A 4. táblázatból látható, hogy a 2009. júniusban lejáró jenkötvénynél volt legnagyobb a becslés hibája, azonban még itt is a $\pm 1,96\sigma$ konfidenciasávba esett a tényadat.²⁰

4. táblázat

A magyar devizakötvény-felárak relatív hibája a regresszió standard hibájához képest 95 százalékos konfidenciaintervallum: $-1,96$ és $1,96$ értékek között

Deviza- kötvény	EM A	EEMEA A	RSZ1 becslés	EM A	EEMEA A	RSZ1 becslés
	modell	modell		modell	modell	
	becslés	becslés		becslés	becslés	
január			december			
JPY 2009/6	0,60	0,92	1,22	1,43	1,68	1,91
GBP 2014/5	-0,11	0,56	0,71	-0,32	-0,36	-0,02
EUR 2009/2	0,35	0,58	0,31	0,84	0,85	0,51
EUR 2010/9	0,09	0,46	0,16	0,62	0,69	0,75
EUR 2011/10	-0,04	0,41	0,13	0,51	0,61	0,92
EUR 2011/6	0,04	0,48	0,27	0,56	0,66	0,90
EUR 2013/2	-0,17	0,37	0,13	0,31	0,41	0,91
EUR 2014/1	-0,31	0,29	0,01	0,09	0,18	0,76

Tehát külön-külön mind a nyolc magyar kötvénynél érvényesnek tekinthető a modell. A magyar kötvények nem viselkedtek outlierként, a hitelminősítés, futamidő és felárak közötti regressziókban felírt összefüggés érvényesült. Ezt tanúsítják a 3. ábra grafikonjai.

A magyar kötvényeken egyenként érvényesül a modellekben feltárt összefüggés, az ábrák alapján azonban úgy tűnik, a magyar kötvényfelárak átlaga a legtöbb modellben eltért a feltételes várható értéktől. Érdeemes ezért azt is megnézni, hogy a magyar deviza-

²⁰ A becslés és a tényadat közötti különbséget (ezúttal a regresszió eredeti logaritmikus értékeivel számolva) elosztjuk a regresszió standard hibájával, s így a szórás egységre transzformálva értékelhetjük a hibát. Az eltérések 95 százaléka a $-1,96$ és $+1,96$ közötti konfidenciaintervallumba esik, ha a hibák eloszlása normális. (A normalitási feltétel miatt itt csak az A modelleket használjuk.) Ha egy kötvénynél a tényadat és a becslés értéke közötti eltérés a konfidenciaintervallumon kívül esik, akkor az a hiba outliernek tekinthető, s ekkor elutasíthatjuk, hogy az adott kötvényre érvényes az adott modellben megfogalmazott összefüggés.

Valójában a 95 százalékos konfidenciaintervallum ennél még szélesebb, mivel az átlagbecslés hibája is növeli az elfogadható eltérést:

$$Y_0 = Y_{\text{pontbecslés}} \pm 1,96 \times [1 + x_0'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}x_0]^{1/2},$$

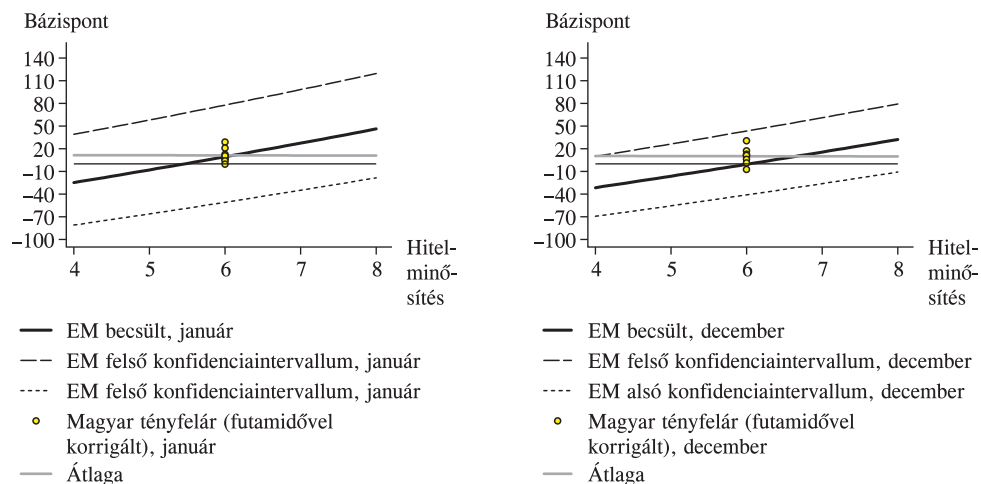
ahol x_0 vektor az adott kötvény helye a magyarázóváltozók terében, \mathbf{X} mátrix pedig a magyarázóváltozók megfigyeléseit tartalmazza. Mivel a magyar felárak a szűkebb konfidenciaintervallumban vannak, ezért ez nem változtathat következtetésünkön.

felárakra *együttesen* is érvényes-e a modellbeli összefüggés. Ehhez (most a magyar kötvényeket is tartalmazó mintákon) vizsgáljuk, hogy a modellek tovább javíthatók-e, ha felvesszük a regressziókba az $Is_HUNGARY$ dummyváltozót (5. táblázat). Ha a változó felvétele a modellbe nem javítja a regressziót, akkor a magyar kötvényeknél a kibocsátó ismerete nem jelent lényeges többletinformációt a felárak megértéséhez. Vagyis a modellekben már meglévő magyarázóváltozóknak (hitelminősítés, futamidő, régió) megtestesülő különbségek okozzák leginkább a magyar kötvények esetében a többi ország kötvényéhez képest eltérő felárakat, s az a tény, hogy a kötvényeket a magyar állam bocsátotta ki, nem növeli jelentősen a becslés pontosságát. Ekkor a modellt érvényesnek tekintjük a magyar devizakötvények összességére.

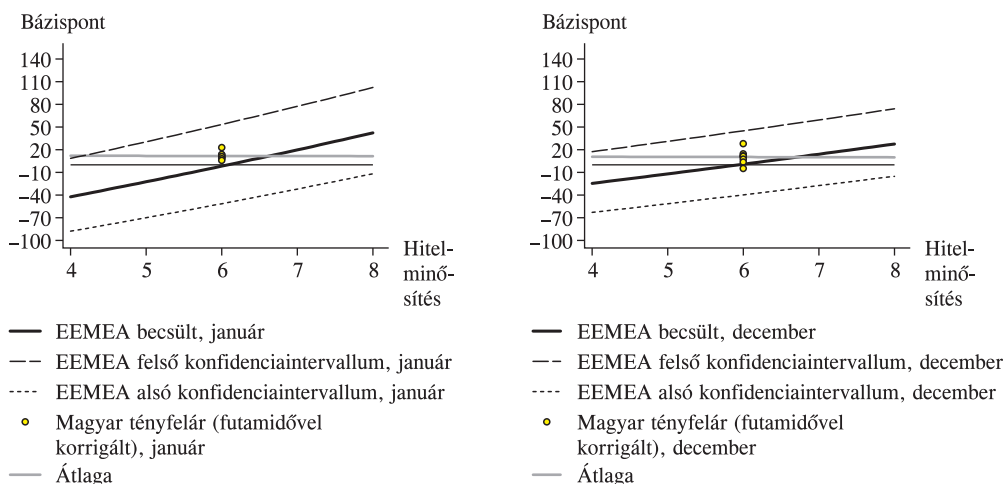
3. ábra

A magyar devizakötvény-felárak elhelyezkedése a regresszió konfidenciaintervallumában

EM, januári és decemberi minta

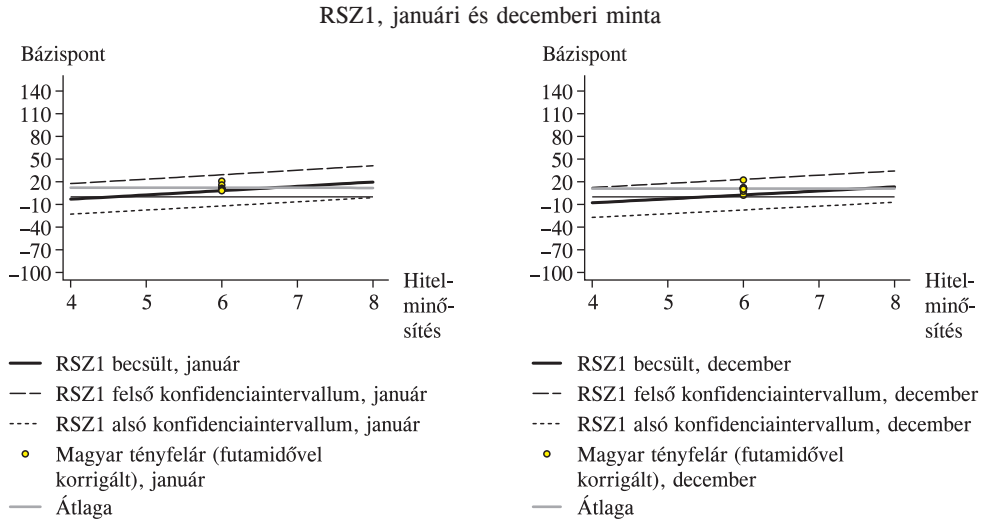


EEMEA, januári és decemberi minta



3. ábra (folytatás)

A magyar devizakötvény-felárak elhelyezkedése a regresszió konfidenciaintervallumában



5. táblázat

Is_HUNGARY dummy szignifikanciája és a szignifikáns változó esetén a regresszió becslése

$$H_0: \beta_{\text{Is_HUNGARY}} = 0$$

Modell	F	Loglikelihood
EM A január	0,88	0,88
EM B január	0,93	0,93
EEMEA A január	0,18	0,17
EEMEA B január	0,65	0,63
RSZ1 január	0,35	0,35
EM A december	0,18	0,17
EM B december	0,35	0,34
EEMEA A december	0,13	0,11
EEMEA B december	0,11	0,09
RSZ1 december	0,04	0,04

A statisztikai próbák alapján a legtöbb mintán valóban arra jutunk, hogy az Is_HUNGARY dummyváltozó nem szignifikáns. Tíz mintából kilenc esetében ez az eredmény. Az egyetlen kivételt az RSZ1 decemberi mintája jelenti, ebben a tér-idő kontextusban a kötvények felárainál érdemes tudni, hogy magyar vagy nem magyar kötvényről van-e szó. A 6. táblázatból látszik, hogy ebben az esetben az Is_HUNGARY együtthatója pozitív, vagyis a piac magasabb felárat követel egy kötvénytől, ha azt a magyar állam bocsátotta ki. A régiótagságot kifejező Is_CEE dummyváltozó együtthatója hasonló nagyságrendű, de ellentétes előjelű. A piac tehát a hitelminősítők besorolásaihoz képest kedvezőbbnek ítéli a közép-kelet-európai térség állami kibocsátóinak kockázatát: a piacon kialakult devizafelárak a régióban alacsonyabbak, mint amit a hitelminősítők besorolása indokolna. Az Is_HUNGARY és Is_CEE változók együttes értékelése alapján azt mondhatjuk, hogy a magyar kötvényekre ez a piaci magatartás nem jellemző, Magyarország hiába

6. táblázat
RSZ1 decemberi minta $\beta_{IS_HUNGARY}$ változóval bővített regressziója

Változó	Együttható	Standard hiba	<i>p</i> érték
KONSTANS	6,170	0,00266	0,0000
RATING_LIN	0,0043	0,00124	0,0006
RATING_FUTAMIDŐ	0,003	0,000462	0,0000
IS_CEE dummy	-0,013	0,00379	0,0005
IS_HUNGARY dummy	0,017	0,00456	0,0003

tagja a közép-kelet-európai térségnek, a magyar kötvények nem kapják meg a térség többi országára jellemző kedvező piaci feláremedményt.

A többi kilenc mintán azonban ilyen kijelentést nem tehetünk, az IS_HUNGARY dummyja nem javítja a modellek illeszkedését. Az IS_CEE térség együtthatója az EEMEA B modell januári és decemberi mintáján, illetve januárban még az RSZ1 mintán is negatív, miközben az IS_HUNGARY változó nem kerül be a modellbe. Az EEMEA mintákon, valamint januárban az RSZ1 mintán Magyarország a közép-kelet-európai térség tagjaként részesült a piac kedvezőbb megítélésében. A magyar kötvényeknél együttesen egy minta kivételével, külön-külön pedig valamennyi kötvényre érvényesnek találtuk a becült modelleket.

A fentiek alapján megállapítható, hogy az A modelleken egyrészt teljesül a normalitás, másrészt a magyar kötvények összességére is érvényesek az összefüggések. Ez lehetővé teszi, hogy az A modellek alapján a magyar hitelminősítés és a magyar kötvények felárainak kapcsolatát vizsgáljuk.

A regressziókban az adott minta országainak kötvényei (itt ismét a magyar devizakötvények nélküli mintákról van szó) kijelölik a felárak és hitelminősítések közötti kapcsolatot. Ezzel megfeleltetjük a piac és a hitelminősítők kockázatértékelését egymásnak. A kapcsolat nem függvényyszerű, mivel több, a modellben nem szereplő tényező a becült és a megvalósult felár eltérését okozza. Ez egyrészt következik a kockázat két proxyjaként használt hitelminősítés- és felárváltozók különbségeiből, ahogyan azt az elméleti részben kifejtettük.²¹ Következhet a tény és a becült felárak eltérése azonban olyan kötvényspecifikus tényezőkből is, amelyek nem, vagy rosszul mérhetőek, s ezért nem kerültek a regressziókba, miközben minden valószínűség szerint hatással vannak a felárakra (például az adott kötvény likviditása). A hibát okozhatja olyan más kimaradt tényező is, amely az adott állami kibocsátóra vonatkozik, de a hitelminősítők és a piac máshogy értékeli hatását. Eltérést okozhat ezenkívül a változók pontatlan megfigyelése is.

A hibákról azt feltételezzük, hogy azokat nem mérési vagy modellspecifikációs hibák okozzák, hanem a hitelminősítők és a piac eltérő kockázatértékelése. Attól függően, hogy utóbbi kettő közül melyiket tartjuk lényegesnek az állam mint kibocsátó kockázatának megítélésében – a piaci tényadatot vagy a hitelminősítésekből számított becült felárat –, megállapíthatjuk, hogy a hitelminősítők lassúbb reakciója vagy a piac túlreagálása milyen mértékű eltérést okozott és a hitelminősítésnek vagy a feláraknak valójában milyen értékeket kellett volna felvennie.

Először a hibát a hitelminősítő ügynökségek lassúbb reakciójának tulajdonítjuk (vagyis a piac kockázatítéletét fogadjuk el). Ekkor megállapíthatjuk, hogy Magyarország eseté-

²¹ Például a hitelminősítések diszkrét, míg a felárak folytonos változók. Más a hitelminősítők és a piac reakciója a külső impulzusokra (az államkockázatot érintő makrogazdasági, pénzügyi vagy politikai hírekre); míg a hitelminősítők bürokratikus szervezetek, s így lassabban, de valószínűleg megfontoltabban reagálnak, a piac rugalmasabb, ugyanakkor hajlamos a túlreagálásra. A hitelminősítések az államra, a felárak viszont annak csak egy kötvényére vonatkoznak, így utóbbi esetében kötvényspecifikus tényezők is eltérést okozhatnak.

ben a piaci felárak (a nyolc magyar devizakötvény felárainak átlaga) alapján milyen hitelminősítés lett volna indokolt. Ezeket az értékeket a 3. ábra grafikonjain az átlag- és a becsült értékekhez tartozó egyenesek metszéspontjai jelölik ki.²² Ezután fordítva járunk el, s a hitelminősítők besorolásait tekintjük mérvadónak a valós kockázat kifejezésében, s így állapítjuk meg, hogy a piac Magyarország esetében mennyivel értékeli alul- vagy felül az államkockázatot.

A modelljeink alapján a következő következtetéseket vonhatjuk le a felár-minősítés kapcsolatáról Magyarország esetében. Az általunk használt (lineáris) hitelminősítés-skálán Magyarország hitelminősítői besorolása 2005. január 21-én és 2005. december 27-én is 6 pont volt (Moody's: $A1 = 5$; Standard & Poor's: $A- = 7$ átlaga). Az EM modell és a magyar kötvények (futamidővel korrigált) felárátlagos szerint a magyar hitelminősítésnek januárban 6,1 ponton, decemberben viszont 6,7 ponton kellett volna állnia. Míg a januári 0,1 pontos eltérés elfogadható (mivel a hitelminősítések diszkrét változók, ezért a két hitelminősítés átlagának legkisebb változása 0,5 pont), decemberben viszont a 0,7 pontos eltérés már az egyik hitelminősítőnél a besorolás egy fokozattal történő lerontását indokolta volna. Az EEMEA modell alapján januárban 6,6-os, decemberben 7,3-as hitelminősítés lett volna megfelelő. E szerint a két hitelminősítő közül az egyik egy fokozattal volt elmaradva, decemberben viszont a két hitelminősítő együttes elmaradása már 3 fokozatot jelentett. Az RSZ1 modell szerint hasonló értékek indokoltak: januárban 6,7-es, decemberben 7,6-os hitelminősítés.

Mindhárom minta szerint a piaci felárak alapján a magyar hitelminősítések romlása következett volna. 2005 elején még nagyjából elfogadható volt a felár és a hitelminősítés közötti eltérés: *a hitelminősítők egyenként 0–0,5 fokozattal, vagy együttesen 0–1 fokozattal adtak kedvezőbb hitelminősítést az indokoltnál. Decemberre viszont az eltérés már ügynökségenként 0,5–1,5 fokozat vagy együttesen 1–3 fokozat volt (7. táblázat).*

7. táblázat

A felárak alapján indokolt besorolások és a besorolások alapján indokolt felárak

	Besorolás		Felár*	
	január	december	január	december
Tény	6	6	11,6	10,5
Becslés				
EM A modell alapján	6,1	6,7	9,4	-0,5
EEMEA A modell alapján	6,6	7,3	-1,7	1
RSZ11 modell alapján	6,7	7,6	8,1	2,6
Tény – becslés				
EM A modell alapján	-0,1	-0,7	2,2	11
EEMEA A modell alapján	-0,6	-1,3	13,3	9,5
RSZ11 modell alapján	-0,7	-1,6	3,5	7,9

* Átlag, futamidő-korrekcióval: a tényadatok a korrekció miatt területi mintánként kis mértékben (maximálisan 0,8 bázisponttal) különböznek egymástól, így itt a három minta átlagával számolunk.

²² A 3. ábrán a futamidő nem jelenik meg változóként, ezért ezt valamilyen értéken rögzíteni kell. A rögzítéshez az összes mintában szereplő kötvény (nem outlier, normál futamidejű, méretnagyságú kötvények) átlagos futamidejét választottuk, ami 6,4 év januárban és 5,48 év decemberben. Mivel a magyar devizakötvények futamideje ettől különbözött, ezt a futamidőhatást levontuk a kötvények feláraiból. A felárak átlagát is megszüntettük a futamidőhatástól, ami növekvő hitelminősítés mellett enyhén emelkedik a hitelminősítés \times futamidő keresztthatás miatt. Az átlagot mutató egyenesek emiatt nem vízszintesek; az egyeneseken az emelkedő hitelminősítés mentén enyhén csökken az átlagos felár.

Megvizsgáljuk fordítva is, ha ezúttal a hitelminősítők besorolásait fogadjuk el mérvadóknak. Ekkor azt láthatjuk, hogy a három mintán a futamidővel korrigált (tény)felárak átlaga 10–12 bázispont közötti, a 6-os minősítés alapján várható felár pedig, bár mintáról mintára különböző, de mindig ez alatt van. *Megállapítható tehát, hogy a piac az indokoltnál magasabb felárat vár el a magyar devizakötvényekért, így a hitelminősítőkhöz képest magasabbnak értékeli a magyar kibocsátó kockázatát.* Leginkább az EEMEA térségben tűnik úgy, hogy a piac túl magas felárat vár a magyar kötvényektől: az EEMEA többi országbesorolásai és felárai közötti kapcsolat alapján a magyar hitelminősítések januárban –1,7, decemberben 1 bázispontos felárat indokoltak volna. Ez 13,3, illetve 9,5 bázisponttal alacsonyabb a valójában kialakult piaci feláraknál.²³ Az EM-országok körében a magyar állam felárai januárban átlagosan 2,2, decemberben 11 bázisponttal voltak magasabbak a hitelminősítés alapján várhatónál. A fejlett országokat is tartalmazó RSZ1 mintán januárban 3,5, decemberben 7,9 bázispont volt az eltérés.

Összességében megállapítható, hogy a piac és a hitelminősítők közül a piac enyhén rosszabbnak, az ügynökségek enyhén kedvezőbbnek látják a magyar állam kockázatát. A hitelminősítői besorolásai alapján 2–13 bázisponttal alacsonyabb felárat várhattunk volna januárban, s 8–11 bázisponttal alacsonyabbat decemberben. Fordítva, a piacon kialakult felárak és a többi országnál érvényesülő hitelminősítés–felár összefüggés szerint Magyarország a valósánál januárban még csak az egyik hitelminősítői besorolása egy fokozattal történő lerontását érdemelte volna, decemberben viszont ügynökségenként 0,5–1,5 fokozat, vagyis együttesen 1–3 fokozat leminősítést kaphatott volna.

Mit sejtet a két minta a kockázati preferenciák változásáról?

A keresztmetszeti elemzés során két mintából dolgoztunk, az egyik 2005 elejéről, a másik 2005 végéről való. A két időszak között bekövetkező változások elemzése így a minták összehasonlítása révén lehetővé válik, s így kimutatható az is, hogy milyen változások következtek be globális méretekben a felár–hitelminősítés kapcsolatban 2005-ben. 2005 eleje és vége között mindhárom mintán csökkentek a devizakötvény-felárak. Az átlagos felár az EM mintán 87-ről 42, az EEMEA mintán 63-ról 32 bázisponttra, az RSZ1 mintán pedig –3 bázisponttól –6 bázisponttra mérséklődött. A felárak csökkenéséről az elmúlt években sok szó esett. Ezt egyrészt indokolja a valós kockázatbeli elmozdulás: a fejlődő piacok fundamentumai számottevően javultak (a költségvetési és folyó egyenlegek javultak, nőttek a devizatartalékok, csökkentek a külső és devizaadósság mutatói, kisebb a nettó kibocsátás stb.), ezért logikus, hogy a fejlett és fejlődő országok közötti hozamkülönbség csökkent. Ezt mutatja a hitelminősítések általános javulása a fejlődő országok körében. A besorolás az EM és az EEMEA térségben 0,3–0,4 ponttal javult. Az figyelhető tehát meg, hogy a minősítések viszonylag kis javulása mellett a felárak – az EM és EEMEA térségben – jelentősen estek, hiszen gyakorlatilag megfelelőztek (8. táblázat).

Mivel magyarázhatjuk ezt a helyzetet?

1. Felmerülhet, hogy a piaci szereplők a fundamentumok javulásával indokolhatónál is nagyobb mértékben fektetnek a fejlődő országokba. Ez származhat részben abból, hogy a befektetők tévesen ítélik meg a kockázatot, de akár kényszerű kockázatvállalásból is. A fejlett térségekben az expanzív monetáris politika és bővülő júliusi likviditás miatt

²³ Érdekes, hogy ebben az összefüggésben a hitelminősítés–felár hiba csökken januárról decemberre, míg a felárat adottnak véve, ennek éppen ellenkezőjét tapasztaltuk. Ez a jelenség a hitelminősítés–felár becslés egyenesének laposodásával van összefüggésben.

8. táblázat
Felár- és hitelminősítés-átlagok

Megnevezés	EM minta		EEMEA minta		RSZ1 minta	
	január	december	január	december	január	december
Felárátlag (bázispont)	87,1	41,5	63,0	31,7	-2,7	-6,0
Hitelminősítés-átlag (példa Moody's és S&P értékre)	9,3	8,9	9	8,6	3,4	3,4
	(Baa2/ BBB-)	(Baa2/ BBB)	(Baa2/ BBB)	(Baa2/ BBB+)	(Aa2/ AA-)	(Aa2/ AA-)

általánosan rendkívül alacsony szintre kerültek a hozamok. Feltételezhető, hogy a kötvénypiaci pénzügyi közvetítők számára nélkülözhetetlen egy minimális hozamszint biztosítása, s ezért ha az optimális portfóliók hozama a működés biztosításához vagy a befektetők várakozásaihoz képest nem éri el ezt a minimális szintet, akkor a befektetési intézmények várhatóan szuboptimális, de magasabb hozamú portfóliót választanak. Így a pénzügyi közvetítők portfólióikban az indokoltnál nagyobb arányban tarthatnak magasabb hozamú, de kockázatosabb eszközt. Ez lényegében az erkölcsi kockázat (*moral hazard*) kategóriájába esik. Ha a portfólió ilyen irányú átrendezése tömeges jelenség, akkor ez – a valós vagy észlelt kockázati szintek változatlansága mellett – magyarázatot adhat a feláraknak a kockázatokhoz képest túlzott csökkenésére. E magyarázat feltétele, hogy elfogadjuk a hitelminősítői besorolásokat mint a (makrogazdasági, pénzügyi, politikai jellegű) kockázatok proxyját.

2. Az is elképzelhető azonban, hogy a hitelminősítő ügynökségek tévesen ítélik meg a valós kockázatokat. Itt – mint már korábban említettük – inkább a döntéshozatal időigénye jelenti a fő problémát. Ezért lehetséges, hogy a pénzügyi közvetítők ítélik meg jobban a kockázatokat, s jogosan tulajdonítanak nagyobb jelentőséget az EM térségben következő fundamentumjavulásnak, mint a hitelminősítők.

Összességében a fenti folyamatokban likviditási, fundamentum- és kockázatértékelési hatások fedezhetők fel. Az alacsony globális kamatszint és a magas globális likviditás indokolja a felár mérséklődését, ám azt, hogy ez csupán a világgazdaság fejletlenebb szegmensén fejtette ki a hatását a fundamentumok javulásával, valamint a túlzott kockázatvállalás érvényesülésével magyarázzuk.

A 3. ábrán és a modellparaméterek becslésénél láthattuk, hogy a hitelminősítés–felár síkon a két változó közötti összefüggés 2005 eleje és vége között laposodott.²⁴ Most először azt nézzük meg, hogy a magyarázóváltozók és a paraméterek szignifikánsan különböztek-e a januári és a decemberi mintán egymástól. A *magyarázóváltozók* közül leginkább a hitelminősítések csökkenésének felárakra gyakorolt hatása érdekes számunkra: ez a fundamentumok javulását fejezi ki. A *paraméterek* közül pedig a hitelminősítések együtthatóinak elmozdulása (ez az említett laposodás vagyis a kockázatvállalási kedv emelkedése), a futamidő együtthatójának és a régiódummy együtthatójának változása fontos. Ahol a változás számottevő volt, megvizsgáljuk és értelmezzük az elmozdulások irányát. Végül az *Oaxaca* [1973] dekompozíciós eljárást felhasználva, a felárak csökkenéséért felelős tényezők hatását számszerűsítjük.

A 9. táblázat felső részéből látszik, hogy a felárak csökkenését részben a magyarázó-

²⁴ Ez a laposodás éppen azt jelenti, hogy a devizakötvény-piacot érintő globális likviditás inkább a fejlődő piacokra áramlott, és ott a kockázatokhoz képest alacsonyabba nyomta a felárat. Ha a laposodás helyett az ábrákon a görbe egyenletes lefelé mozdulását tapasztaltuk volna, úgy ez azt jelentené, hogy a devizakötvény-piaci likviditás bővült, s a likviditás egyenletesen oszlott meg a különböző kockázatu országok között.

változók átlagának csökkenése, részben viszont a magyarázóváltozók paramétereinek elmozdulása okozta. *A felárak a fejlődő piacokon (EM) átlagosan 46, a szűkebb EEMEA mintán 31, a főleg fejlett országokat tartalmazó RSZ1 mintán viszont csak 3 bázisponttal mérséklődtek 2005. január és december között.* A táblázat 2. sora a magyarázóváltozók miatt bekövetkező felárscsökkenés értékét mutatja, amely nagyságrendileg hasonló a 3. sorban található paraméterek változásának hatásához.²⁵ A magyarázóváltozók közül a hitelminősítés és a futamidő elmozdulását tüntettük fel. (A régiódummyk változása elhanyagolható, mert a januári és decemberi minták között a régiótagok aránya nagyjából azonos.) *A devizakötvények átlagos besorolásai 0,3-0,4 ponttal csökkentek a fejlődő országok körében, ami ezen országok fundamentális fejlődésével van összefüggésben, s amelyek fejlődését a hitelminősítő ügynökségek jobb besorolással ismerték el. A fejlett országok körében a besorolások számottevően nem változtak.* A futamidő csökkent, mert a januári és decemberi mintákban szerepeltetett kötvények köre nagyjából azonos, s ezek hátralévő futamideje a két időpont között 11 hónappal; 0,9 évvel csökkent. Ez a hatás a becsült felárak eltéréséhez is hozzájárul, amivel majd korrigálni kell az eredményeket, hiszen ez csak egy mintaszelekcióhoz kötődő, technikai jellegű (ál)hatás.

9. táblázat

A felárak csökkenéséért felelős tényezők hatása

	EM A	EM B	EEMEA A	EEMEA B	RSZ1
<i>A változók átlagának változása január és december között</i>					
1. TÉNY SZPRED DEC – – TÉNY SZPRED JAN (BP)	-45,6	-45,6	-31,3	-31,3	-3,3
2. BECSÜLT SZPRED DEC – – TÉNY SZPRED JAN (BP) [magyarázóváltozók hatása]	-27,8	-29,2	-11,8	-19,1	-0,9
3. TÉNY SZPRED DEC – – BECSÜLT SZPRED DEC (BP) [paraméterek hatása]	-17,8	-16,4	-19,5	-12,2	-2,4
4. RATING DEC – RATING JAN	-0,4	-0,4	-0,3	-0,3	0,0
5. FUTAMIDŐ DEC – FUTAMIDŐ JAN	-0,9	-0,9	-0,9	-0,9	-0,9
<i>A változatlanság vizsgálata</i>					
6. TÉNY SZPRED JAN = = TÉNY SZPRED DEC	0,000	0,000	0,002	0,002	0,028
7. TÉNY SZPRED JAN = = BECSÜLT DEC	0,005	0,003	0,299	0,063	0,510
8. BECSÜLT DEC = = TÉNY SZPRED DEC	0,013	0,019	0,024	0,092	0,066
9. RATING JAN = = RATING DEC	0,246	0,246	0,514	0,514	0,976
10. FUTAMIDŐ JAN = FUTAMIDŐ DEC	0,026	0,026	0,045	0,045	0,005

²⁵ A táblázat második sorában a januári paraméterekkel, de decemberi magyarázóváltozókkal becsült felár és a januári tényleges felár különbségét vettük. Ezzel a paraméterek értékét fixen tartjuk (a januári értékükön), a magyarázóváltozók viszont elmozdulnak. A harmadik sorban a decemberi tény felárból vonjuk ki a januári paraméterekkel becsült felárakat. Itt tehát a paraméterek változhatnak, miközben a magyarázóváltozót kontrolláljuk.

A 6–10. sorok azokat a szignifikanciaszinteket mutatják, amelyek mellett elfogadhatnánk az egyenlőség nullhipotézisét. A fehér celláknál a próba nem szignifikáns: itt elfogadjuk a nullhipotézist, vagyis a két érték egyenlőségét. A táblázat 6. sora szerint a felárak változása szignifikáns volt mindegyik mintán. Az EM modelleken a magyarázóváltozók (7. sor) és a paraméterek (8. sor) változása is jelentős volt, az EEMEA *A* modellben a paraméterek változásának volt számottevő hatása, az EEMEA *B* és az RSZ1 mintán viszont a felbontás után már nem jelentős a magyarázóváltozók átlagának, illetve az együtthatók változásának mértéke. A változók közül a hitelminősítések változtatlanását statisztikailag nem tudjuk elutasítani, a futamidőt viszont igen.

Az eddigiek alapján megállapíthatjuk, hogy a felárak számottevően csökkentek, amit részben a *magyarázóváltozók* csökkenése magyaráz. A futamidő egyértelműen rövidült, a hitelminősítések csak kisebb mértékben csökkentek.

A következőkben a *paraméterek* változására koncentrálnak. A paraméterek januári és decemberi egyezőségét Wald-próbával vizsgáljuk, a decemberi modelleket korlátozva a januári paraméterek értékével. Ha a próba szignifikanciaszintje alacsony, akkor elvethetjük a paraméterek két időpontbeli egyezőségét.²⁶ A próbát egyrészt a paraméterek összességének, másrészt az egyes változók paramétereinek korlátozására külön-külön is elvégeztük. A 10. táblázat tartalmazza az eredményeket, a megfelelő szignifikanciaszintekkel.²⁷

10. táblázat
Wald-próba

Korlátozott változó	EM <i>A</i> modell	EM <i>B</i> modell	EEMEA <i>A</i> modell	EEMEA <i>B</i> modell	RSZ1 modell
Összes modellben szereplő változó	0,000	0,000	0,000	0,000	0,005
Konstans	0,972	0,585	0,000	0,000	0,133
RATING_LIN	0,923	–	0,000		0,907
RATING_EXP	0,000	0,001		0,000	
RATING × FUTAMIDŐ	0,663	0,351	0,006	0,001	0,710
Régiós változó*		0,000		0,000	0,893

* EM *B* modell esetében: Is_SA, EEMEA *B* modell és RSZ1 esetében: Is_CEE.

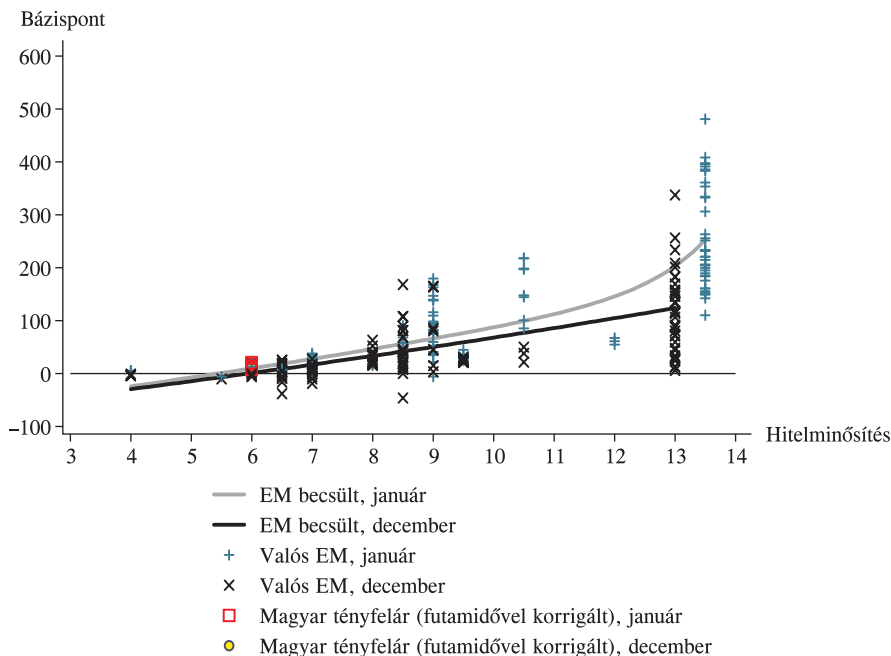
Látható, hogy a januári paraméterek együtt nem felelnek meg a decemberi mintákon. Ez azonban csak az összes modell változóinak *együttesére* igaz. A paramétereket egyesével vizsgálva – ami a hatások felbontását lehetővé teszi –, azonban vegyes eredményeket kapunk. Míg az EEMEA mintán az összes paraméter egyenként is szignifikánsan változott, az RSZ1 mintán ezt egyik változó paraméterére sem állíthatjuk.

²⁶ A Wald-próba két modellt hasonlít össze: egy korlátozatlan (több becslést tartalmazó) modellt és egy korlátozott (kevesebb becslést tartalmazó) modellt. Az új változók javítják az illeszkedést, ha szignifikánsan különböznek 0-tól. A korlátozást lehet 0-tól eltérő paraméterértékekre is tesztelni, ebben az esetben a Wald-próba azt vizsgálja, hogy a korlátozott értékű paraméterekkel rendelkező modellt jelentősen javítja-e a korlátozások feloldása. Esetünkben a korlátozást a decemberi modellen a paraméterek januári értékükön történő rögzítése jelenti, a korlátozások feloldása pedig azt, hogy a modellt decemberi paraméterekkel újrabecsljük. A nullhipotézis tehát az, hogy a decemberi modell a januári paraméterértékekkel is jól illeszkedik, a paraméterek újrabecslése nem eredményez számottevő javulást.

²⁷ A próbánál a modellek White heteroszkadaszticitás korrekcióval történő becslése miatt a χ^2 -statisztikához (és nem az *F* statisztikához) tartozó *p* értéket kell figyelembe venni. A táblázatban a χ^2 -statisztikához tartozó szignifikanciaszinteket tüntettük fel. A szürke cellák a szignifikáns eseteket tartalmazzák, ahol tehát a két időpontban nem egyezők a paraméterek.

4. ábra

A modellek alapján becscült felárak és a tényadatok (EM minta)



Az EM mintán a KONSTANS, a LINEÁRIS RATING és a RATING \times FUTAMIDŐ szorzat hatása nem változott jelentősen, az EXPONENCIÁLIS RATINGÉ és a B modellben a RÉGIÓ változóé viszont igen. A modellparaméterekből (1. táblázat) látható, hogy az EM modelleknél a paraméterek szignifikáns elmozdulása az EXPONENCIÁLIS RATING és az Is_SA dummy esetében is a paraméter csökkenését jelentette.

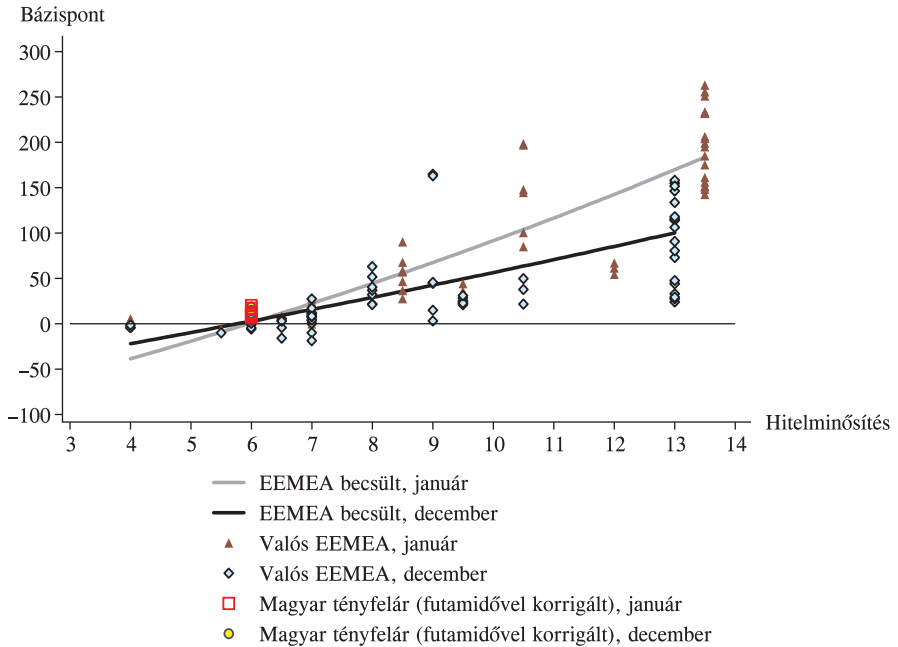
A 4. ábrán is látható, hogy decemberben már a gyengébb hitelminősítésekkel rendelkező országoktól nem követelt a lineáris aránynál magasabbakat a piac. Az exponenciális tag ugyanis eltűnik a regresszióból, ezért a januárban még magasabb értékű (azaz gyengébb) besorolásokhoz tartozó felívelő felárakat decemberben már csak lineárisan emelkedő felárak kísérik. A dél-amerikai országoknak decemberben kisebb felárat kellett fizetniük a többi fejlődő országhoz képest régiós tagságuk miatt, mint januárban.

Az EEMEA mintákon decemberben az A modellel a LINEÁRIS, a B modellel az EXPONENCIÁLIS RATING változókhöz alacsonyabb paraméterek tartoztak, mint januárban, e szerint a piac decemberben kevesebb felár-kompensációt igényelt a gyengébb hitelminősítésekért. Ezt részben ellensúlyozza a RATING \times FUTAMIDŐ paraméterének emelkedése. A 5. ábrán látható, hogy a hatás eredője nem kétséges: egységnyi hitelminősítés-változáshoz kisebb felár-változás tartozott decemberben, mint januárban. A LINEÁRIS és EXPONENCIÁLIS RATING paraméterének, valamint a RATING \times FUTAMIDŐ paraméterének ellentétes mozgása az EEMEA mintán multikollinearitásra utal.²⁸ Az EEMEA B modellel nőtt az Is_CEE

²⁸ Ha egy regresszióban a változók korrelálnak egymással, akkor paramétereik torzítottak lehetnek, mivel átvehetik egymás hatását. Esetünkben három olyan változó van, amely egymással erősen korrelál. Ezek a LINEÁRIS RATING, az EXPONENCIÁLIS RATING és a RATING \times GYÖKFUTAMIDŐ változók. A három minta közül az EEMEA mintánál tapasztaljuk e változók paramétereinek instabilitását.

5. ábra

A modellek alapján becslült felárak és a tényadatok (EEMEA minta)



dummy negatív paramétere (közelebb került zérushoz), ami azt sugallja, hogy az EEMEA két térsége (CEE, CEE2) közül a CEE térség felárbeli kedvezménye csökkent: a régió piaci értékelése közeledett a hitelminősítőkéhez. A KONSTANS viszont az *A* és *B* modellekben ellentétes irányban változott.²⁹

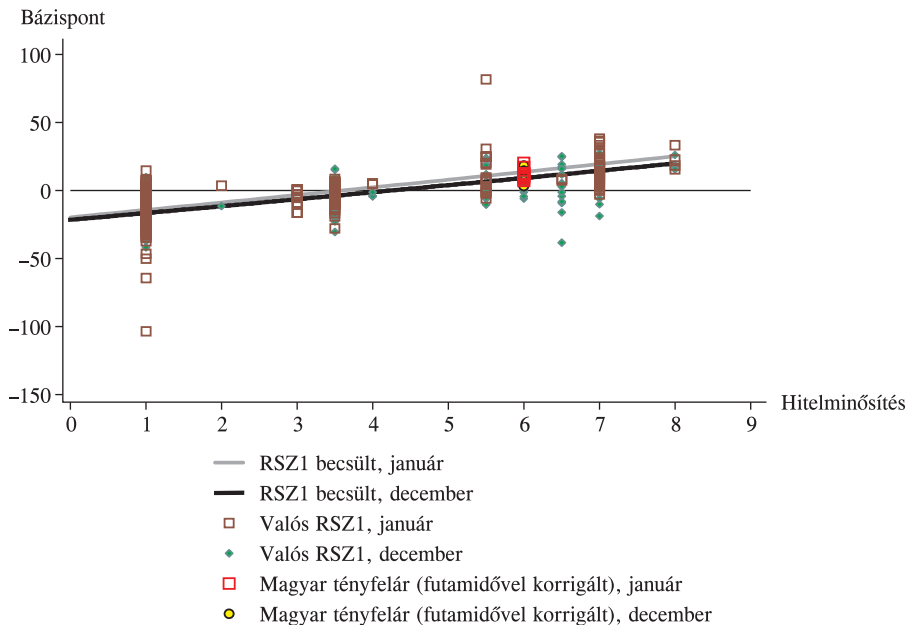
A 6. ábrát a 4–5. ábrával összehasonlítva, látható, hogy a paraméterek csak a fejlődő országokban változtak jelentősebb mértékben. A 4–5. ábrából is jól nyomon követhető, hogy a hitelminősítések és devizafelárak közötti összefüggés úgy módosult, hogy egy-egy hitelmínősítés-növekedéshez kisebb feláremelkedés tartozott decemberben, mint januárban. Ha a hitelminősítések kifejezik az állam mint kibocsátó kockázatát, akkor e szerint a piac decemberben a növekvő kockázatokhoz kevésbé növekvő felárakat rendelt. *Csökkent a kockázat hatása a felárakra*, aminek a háttérében a magas globális likviditás ennek nyomán a befektetők hozaméhsége és az általános kockázatvállalási kedv növekedése lehet. *A piaci szereplők kockázati preferenciája a kockázatkedvelés irányába mozdult el.*

Korábban láttuk, hogy a felárak változása részben a magyarázóváltozók, részben a paraméterek csökkenésének volt tulajdonítható. Áttekintettük, hogy a magyarázóváltozók közül leginkább a futamidő változott, a paramétereknél pedig a RATING paraméterek

²⁹ Mint említettük, a hitelminősítés–felár egyenes lefelé történő egyenletes elmozdulása mutatná a kötvénypiaci likviditás általános növekedését. (Ezt a modellben a KONSTANS csökkenése eredményezné.) Ha az egyenes meredeksége (vagyis a RATING változók paraméterei) nem változna, akkor ez azt sugallná, hogy a likviditás emelkedése egyenletesen oszlott meg a fejlett–fejlődő térség között. Főleg itt látszik, hogy nem ez a helyzet: a KONSTANS változása bizonytalan, a RATING paraméterek viszont egyértelműen csökkennek, a likviditás tehát nem nőtt egyértelműen, eloszlása viszont félreérthetetlenül a fejlődő (kockázatosabb) országok kötvénypiacának előnyben részesítését mutatta.

6. ábra

A modellek alapján becült felárak és a tényadatok (RSZ1)



változása volt jelentősebb. A felárak csökkenését előidéző tényezők elkülönítését az Oaxaca-féle dekompozíciós eljárással végezzük el.³⁰

A hatások elkülönítésénél a következő általános alakot érdemes használni, mivel így elkülöníthetők a konstans, a paraméterváltozás ($\Delta\beta$) és a magyarázóváltozó-változások:

$$\begin{aligned} \Delta(\text{LNSZPRED}) = & \Delta\text{KONSTANS} + [\text{RATING_LIN}_{\text{DEC}} \times \Delta\beta_{\text{RATING_LIN}} + \text{RATING_EXP}_{\text{DEC}} \times \\ & \times \Delta\beta_{\text{RATING_EXP}}] + [\text{RATING_GYÖKFUTAMIDŐ}_{\text{DEC}} \times \Delta\beta_{\text{RATING_GYÖKFUTAMIDŐ}}] + \\ & + [\text{RÉGIÓ_DUMMY}_{\text{DEC}} \times \Delta\beta_{\text{RÉGIÓ_DUMMY}}] + [\beta_{\text{RATING_LIN_JAN}} \times \Delta\text{RATING_LIN} + \\ & + \beta_{\text{RATING_EXP_JAN}} \times \Delta\text{RATING_EXP} + \beta_{\text{RATING_GYÖKFUTAMIDŐ_JAN}} \times \text{FUTAMIDŐ}_{\text{JAN}}^{1/2} \times \\ & \times \Delta\text{RATING}] + [\beta_{\text{RATING_GYÖKFUTAMIDŐ_JAN}} \times \text{RATING}_{\text{DEC}} \times \\ & \times (\text{FUTAMIDŐ}_{\text{DEC}}^{1/2} - \text{FUTAMIDŐ}_{\text{JAN}}^{1/2})] + [\beta_{\text{RÉGIÓ_DUMMY_JAN}} \times (\Delta\text{RÉGIÓ_DUMMY})]. \end{aligned}$$

A felárváltozás tehát a konstans változásából, a paraméterek változásából [a kapcsos zárójelek sorrendjében: a RATING paraméterek ($\Delta\beta_{\text{RATING_LIN}}$, $\Delta\beta_{\text{RATING_EXP}}$); a RATING \times FUTAMIDŐ

³⁰ A felbontást a következő azonosság felhasználásával tehetjük meg:

$$\Delta Y = \hat{\mathbf{a}}_1 \times \Delta \mathbf{X} + \mathbf{X}_2 \times \Delta \hat{\mathbf{a}}$$

ahol $\hat{\mathbf{a}}_1$ a paraméterek vektora az első időpontban, \mathbf{X}_2 a magyarázóváltozó mátrix a második időpontban. Az egyenlőséget a következő algebrai átalakításokkal kaphatjuk:

$$\mathbf{Y}_2 - \mathbf{Y}_1 = \hat{\mathbf{a}}_2 \times \mathbf{X}_2 - \hat{\mathbf{a}}_1 \times \mathbf{X}_1,$$

amihez $(\hat{\mathbf{a}}_1 \times \mathbf{X}_2 - \hat{\mathbf{a}}_1 \times \mathbf{X}_2)$ -t hozzáadva kapjuk, hogy

$$\mathbf{Y}_2 - \mathbf{Y}_1 = \hat{\mathbf{a}}_2 \times \mathbf{X}_2 - \hat{\mathbf{a}}_1 \times \mathbf{X}_1 + \hat{\mathbf{a}}_1 \times \mathbf{X}_2 - \hat{\mathbf{a}}_1 \times \mathbf{X}_2 = \hat{\mathbf{a}}_1 \times (\mathbf{X}_2 - \mathbf{X}_1) + (\hat{\mathbf{a}}_2 - \hat{\mathbf{a}}_1) \times \mathbf{X}_2 = \hat{\mathbf{a}}_1 \times \Delta \mathbf{X} + \mathbf{X}_2 \times \Delta \hat{\mathbf{a}}$$

11. táblázat
A felárváltozás felbontása

	EM A	EM B	RSZ1
<i>Magyarázóváltozók változása</i>			
RATING	-0,021	-0,034	-0,0001
FUTAMIDŐ	-0,014	-0,015	-0,0019
RÉGIÓTAGSÁG		0,000	0,0000
<i>Paraméterek változása</i>			
KONSTANS	0,001	0,006	-0,0038
$\beta_{\text{RATING_LIN}} + \beta_{\text{RATING_EXP}}$	-0,026	-0,010	0,0005
$\beta_{\text{RATING} \times \text{GYÖKFUTAMIDŐ}}$	-0,008	-0,011	-0,0012
$\beta_{\text{RÉGIÓ}}$		-0,024	0,0015
<i>A felárváltozás százalékos változása</i>			
<i>Magyarázóváltozók változása</i>			
RATING	51,8	55,7	38,5
FUTAMIDŐ	31,4	38,7	1,5
RÉGIÓTAGSÁG	20,4	17,0	37,0
		0,0	0,0
<i>Paraméterek változása</i>			
KONSTANS	48,2	44,3	61,5
$\beta_{\text{RATING_LIN}} + \beta_{\text{RATING_EXP}}$	-1,8	-6,7	76,9
$\beta_{\text{RATING} \times \text{GYÖKFUTAMIDŐ}}$	38,1	11,5	-9,8
$\beta_{\text{RÉGIÓ}}$	11,9	12,4	24,8
		27,1	-30,3

paraméter ($\Delta\beta_{\text{RATING_GYÖKFUTAMIDŐ}}$); a RÉGIÓDUMMY paraméter ($\Delta\beta_{\text{RÉGIÓ_DUMMY}}$) és a magyarázóváltozók átlagának változásából áll (a RATING; a FUTAMIDŐ és a RÉGIÓTAGSÁG változásából).

A 11. táblázatban közöljük az eredményeinket.³¹

A dekompozíció alapján az EM mintán nagyjából azonos mértékben okozta a felárak csökkenését a magyarázóváltozók és a paraméterek változása. A részletesebb bontásból láthatjuk, hogy az A modellben a RATING paraméterek csökkenésének volt a legnagyobb hatása (38,1 százalék), ami – ha a futamidő hatását (20,4 százalék) nem számítjuk – a teljes felárváltozás mintegy feléért felelős. Az Is_SA dummyt tartalmazó B modellben a dél-amerikai dummyváltozó ennek a hatásnak a jelentős részét vette fel (27,1 százalékot). A RATING paraméterekhez hasonló erősségű hatása volt a RATING változók csökkenésének, vagyis a hitelminősítések javulásának, ami az A modellben a felárváltozás 31,4, a B modellben 38,7 százalékát magyarázza. Az EM mintán tehát január és december között csökkentek a kockázatosabb országoktól követelt hozamok, a csökkenés közel fele a piaci hangulat kedvezőbbé válásából, főleg a dél-amerikai régió kedvezőbb megítéléséből származott. A hitelminősítés javulása (vagyis a hitelminősítők által is elismert kockázatcsökkenés) hasonló mértékben járult hozzá a fejlődő piacok felárainak csökkenéséhez. Ezenkívül enyhébb, de mint említettük csak technikai hatása volt a futamidő rövidülésének, s a RATING \times FUTAMIDŐ kereszthatás együtthatójának csökkenése is kisebb mértékben csökkentette a felárakat.

³¹ Mivel a RATING_LIN, RATING_EXP és RATING_LIN \times FUTAMIDŐ^{1/2} keresztszorzat közötti korreláció (multikollinearitás) az EEMEA modellben a paraméterek instabilitását okozza, itt problémás a hatások megfelelő elkülönítése. Emiatt csak a lényegesen stabilabb paraméterekkel rendelkező EM és RSZ1 mintákat vizsgáljuk az Oaxaca-dekompozícióval.

A RSZ1 mintán láttuk, hogy a felárak kevésbé változtak és a besorolásokban sem volt számottevő elmozdulás. A felárak minimális csökkenéséért inkább a paraméterek, ezen belül a konstans csökkenése, s ellenhatásként az Is_CEE dummy paraméterének emelkedése volt felelős (decemberben minimálisan csökkent a piac közép-kelet-európai országok számára nyújtott felárbeli kedvezménye). A magyarázóváltozók közül a besorolás változása elhanyagolható, a futamidő rövidülése pedig nem mérvadó az összefüggések vizsgálatára szempontjából.

Következtetések

Az elemzés során úgy találtuk, hogy a devizakötvények felárai és a hitelminősítői besorolások közötti összefüggés nem általánosan érvényes a mintánkban részt vevő állami kibocsátókra és kötvényekre. A teljes mintát szegmentálni kell ahhoz, hogy elméleti és ökonometriai szempontoknak egyaránt megfelelő regressziókat kapjunk. Ennek egyik fő oka, hogy a felár és a hitelminősítői besorolás közötti kapcsolat lényegesen különböző a fejlett és a fejlődő országok esetében. Minden részmintán a kedvezőtlenebb besorolásokhoz magasabb devizafelárak tartoznak, de a fejlődő (EM) és a fejlődő európai (EEMEA) régióban meredekebb a felár és a besorolás közötti kapcsolat, mint a jobb besorolású országokat tartalmazó RSZ1 mintán. Tehát a fejletlenebb régiókban a kedvezőtlenebbé váló minősítések jóval magasabb felár-emelkedéssel járnak együtt. A regressziók magyarázóereje is a kevésbé fejlett régiókban magasabb, ami megfelel a szakirodalom megállapításának. Ez minden bizonnyal abból fakad, hogy a befektetők hiányosabb ismereteik és az információszerzés költségei miatt a fejlődő országok esetében inkább hagyatkoznak a hitelminősítők értékelésére (mintegy kihelyezik az ez irányú információszerzést), míg a fejlett országok kötvényeinél ez az információhiány kisebb. A fejlett csoport esetében ugyanakkor a felárak meghatározásában az államkockázat szerepe is kisebb, s a piaci likviditási tényezők súlya nagyobb, mint a fejletlenebb szegmensekben.

Míg a hitelminősítések egy állami kibocsátóra, a devizafelárak annak csak egy kötvényére vonatkoznak, így a felárakat a kockázati elemeken kívül kötvényspecifikus tényezők is befolyásolhatják. A kötvényspecifikus tényezők közül a hátralévő futamidőt találtuk szignifikánsnak, mégpedig a hitelminősítés és hátralévő futamidő kereszthatásában. Adott hitelminősítés mellett a felár emelkedik, ha a hátralévő futamidő nő, amit a nem fizetési kockázat hosszabb időtartamon való fennállása indokol. A kereszthatás miatt a kedvezőtlenebb (magasabb) besorolásokkal rendelkező kibocsátók esetében a futamidőnek nagyobb hatása van a felárakra. A magyarázóváltozók körébe több modellben régiódummy is bekerülnek, amelyek azt jelzik, hogy a piac a hitelminősítőkhöz képest eltérően értékelt bizonyos térségeket. Az újonnan csatlakozott EU-tagállamok például kisebb piaci felárat fizetnek devizakötvényeikre, mint amit a hitelminősítői besorolásuk indokolna. A fejlődő országok közül viszont a dél-amerikai államok mint kibocsátók a besorolásuk alapján adódónál magasabb devizafelárakat kénytelenek fizetni.

Különböző modelleken vizsgáltuk, hogy Magyarország hitelminősítése megfelelt-e a magyar devizakötvények felárainak. Eredményeink szerint a piac és hitelminősítői ügynökségek közül a magyar devizakockázatok megítélésében a hitelminősítők optimistábbak, a piac pesszimistább volt. A hitelminősítések alapján 2–13 bázisponttal alacsonyabb átlagos felárat, vagy megfordítva, a piaci felárak alapján a két ügynökségtől együtt 0–3 fokozattal gyengébb minősítést várhattunk volna. A különbség 2005 januárja és decembere között nőtt. Magyarország minősítése a két időpont között nem változott, felárai is csak minimálisan módosultak. Amíg a piac a hitelminősítőkhöz képest 2005 decembe-

rében globálisan alacsonyabb felárakat várt a fejlődő országok devizakötvényeitől, a magyar kötvények esetében ez a kedvező piaci elmozdulás nem mutatkozott meg.

A tanulmány utolsó részében a 2005 eleje és vége közötti globális felármozgással és ennek okával foglalkoztunk. Míg a fejlett országoknál a felárak csökkenése elhanyagolható volt, a fejlődő országok körében jelentősebben – az EM régióban átlagosan 45, az EEMEA térségben pedig 31 bázisponttal – csökkentek a devizakötvény-felárak. A devizafelárak a fejlődő országok mintáin a két időpont között a felére csökkentek. A kedvező feláralakulás mögött összességében a globális likviditási hatások, a fundamentumok javulása és – ezekkel is összefüggésben – a kockázatvállalási kedv növekedése húzódtott meg.

A felárak radikális mérséklődését a fejlődő régióban leginkább a hitelminősítés paraméterének csökkenése okozta. Ez azt mutatja, hogy a hitelminősítőkhöz képest a piac kockázatdifferenciálása lanyhult, a kedvezőtlenebb minősítésekhez kevésbé emelkedő felárak jártak. A kockázatosabb országoktól követelt felártöbblet tehát csökkent a két időpont között. E mögött a piaci szereplők növekvő kockázatvállalási hajlandósága áll. A magyarizálóvaltozók közül a hitelminősítések csökkenése (javulása) is hozzájárult a fejlődő térségbeli felárak mérséklődéséhez. A javuló átlagos hitelminősítés azt jelenti, hogy az államkockázat a hitelminősítők szerint is mérséklődött. A minősítések javulása mögött pedig a fundamentumok kedvező alakulása áll. A piac mindenesetre 2005-ben a hitelminősítőkhöz képest kedvezőbbnek ítélte a fejlődő régiókban bekövetkező pozitív folyamatokat. Míg a fejlődő országok hitelminősítései csak enyhén javultak, a felárak megfelelőztek.

Vizsgálataink keresztmetszeti elemzésen alapultak, amely lehetővé tette nagy számú kötvényjellemző tanulmányozását. A továbbiakban azonban érdemes lehet idősorosan is kiterjeszteni az elemzést, amely lehetővé teszi dinamikus hatások vizsgálatát.

Hivatkozások

- BENCZÜR PÉTER [2002]: A szuverén kötvényekben rejlő kockázatok azonosítása. MNB Füzetek, 2. sz.
- CANTOR, R.–PACKER, F. [1996]: Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings. FRBNY Economic Policy Review, 1996. október.
- CLAESSENS, S.–EMBRECHTS, G. [2002]: Basel II, Sovereign Ratings and Transfer Risk External versus Internal Ratings. Presentation at the conference Basel II: An Economic Assessment, Bank for International Settlements, Bazel, 2002. május 17–18.
- CUNNINGHAM, A.–DIXON, L.–HAYES, S. [2002]: Analysing yield spreads on emerging market sovereign bonds. Bank of England. Financial Stability Review, 2001. december, 175–186. o.
- EICHENGREEN, B.–MODY, A. [1998]: What Explains Changing Spreads On Emerging-Market Debt: Fundamentals Or Market Sentiment? NBER Working Paper Series, National Bureau Of Economic Research, 6408.
- HECKMAN, J. J. [1979]: Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, Vol. 47. No. 1. 153–161. o.
- KAMINSKY, G.–SCHMUKLER, S. L. [2002]: Emerging Market Instability: Do Sovereign Ratings Affect Country Risk and Stock Returns? Oxford University Press, World Bank Economic Review, Vol. 16. No. 2. 171–195. o.
- KRAEUSSEL, R. [2002]: Do Changes in Sovereign Credit Ratings Contribute to Financial Contagion in Emerging Market Crises? Center for Financial Studies, CFS Working Paper, 2003/22.
- LARRAIN, G.–REISEN, H.–VON MALTZAN, J. [1997]: Emerging Market Risk and Sovereign Credit Ratings. OECD, Development Centre Technical Papers, 124.

- OAXACA, R. L. [1973]: Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, Department of Economics, University of Pennsylvania and Osaka University Institute of Social and Economic Research Association, Vol. 14. No. 3. október, 693–709.o.
- REINHART, C. M. [2002]: Default, Currency Crises and Sovereign Credit Ratings. National Bureau of Economic Research, NBER Working Papers, 8738.
- ROWLAND, P. [2004]: Determinants of Spread, Credit Rating And Creditworthiness For Emerging Market Sovereign Debt: A Panel Data Study. Banco de la República, Borradores de Economía, 001844.
- VAN ROY, P. [2005]: Credit ratings and the standardised approach to credit risk in Basel II. Finance 0509014. Economics Working Paper Archive EconWPA.
- WALDENSTRÖM, D. [2005]: Does Sovereign Risk Differ for Domestic and Foreign Investors? Historical Evidence from Scandinavian Bond Markets. Stockholm School of Economics, Working Paper Series in Economics and Finance, 585.