

**Pénzügyi válság és hitelminősítők:
tettek, bűnbakok vagy statiszták?**

Erős Gyula Pályázat 2012

Készítette: Gáspár Attila

2012. április

Tartalomjegyzék

1. Bevezető	3
2. A hitelminősítések vizsgálatának közgazdasági irodalma.....	6
A kockázati felár modellezése.....	6
A minősítési besorolás modellezése.....	7
A felárak és a besorolások modellezésének elméleti és gyakorlati buktatói	9
A skála problémája.....	9
Több minősítő.....	10
Többféle jelzés	11
A vizsgálandó minta nagysága, szelekciója, és az adatok hozzáférhetősége jelentette problémák12	
Mit gondol a szakirodalom a hitelminősítők szerepéről?.....	13
3. A kutatáshoz felhasznált adatbázis forrása, minősége, használatának korlátai és a felhasznált minta.....	15
4. Empirikus vizsgálatok	20
A hozamok vizsgálata a besorolás vizsgálatának függvényében	20
A hitelminősítői besorolás modellezése	28
Fixhatásmodellek.....	30
Ordered probit modellek.....	33
Előrejelzések a modellekből – a hitelminősítők viselkedése a válságban.....	36
Konklúzió	39
Felhasznált irodalom	40

Pénzügyi válság és hitelminősítők: tettesek, bűnbakok vagy statiszták?

Absztrakt

A tanulmány a nagy hitelminősítő intézetek felelősségét firtatja a pénzügyi válság, tágabb értelemben a pénzügyi piacok általában vett stabilitása szempontjából. A vizsgálat első fókuszja az államadósság hitelminősítésének hatása a finanszírozás költségeire, a második a hitelbesorolások kialakításának modellezése a makrogazdasági fundamentumok tükrében, illetve az a kérdés, hogy az ügynökségek és a piac viselkedését mennyiben változtatta meg a 2008-ban kezdődő pénzügyi válság. A (specifikációtól függően) 30-50 ország negyedéves szintű adatait 2000-től nyomon követő panelvizsgálatok nem támasztják alá, hogy a hitelminősítések változásai érdemben és tartósan befolyásolnák a piaci hozamok alakulását, sem azt, hogy a hitelminősítők viselkedése mélyítené a gazdaság ciklikus ingadozásait.

1. Bevezető

Míg az immár ötödik éve tartó nemzetközi pénzügyi és gazdasági válság prológusának első főszereplői az amerikai jelzálogpiac és a bankszektor voltak, nekünk, európaiaknak, ez a történet már hosszú ideje elsősorban is az államadósságról, illetve annak finanszírozásáról szól. Úgy tűnik, mintha valami nagy kijózanodásnak lennénk szemtanúi, melynek során az államok lassan és tehetetlenül rohantak bele költségvetési korlátaikba, melyekről eddig vagy azt hitték, hogy nem is léteznek, vagy azt, hogy messze vannak tőlük. Vagy azt, hogy talán a piac nem veszi észre, hogy már réges-régen beleütköztek.

Mivel a főszereplő az államadósság, a válságtörténetnek nagyon fontos mellékszereplőivé váltak a pénzügyi világ azon intézményei, melyek azzal foglalkoznak, hogy (egyebek közt) az államok pénzügyi kötelezettségeit rangsorolják kockázatoság (gyakorlatilag a fizetés elmaradása, a csőd bekövetkezésének valószínűsége) szempontjából. A hitelminősítők szakértői megmondják, mennyire jó befektetés egy-egy ország adóssága, és ha a piac ezekre a jelzésekre odafigyel, akkor az meg fog jelenni az államadósság-finanszírozás kockázati felárában is, vagyis a rosszabbul minősített országok csak drágábban jutnak hitelhez, ami adott esetben akár dollármilliárdos költségkülönbséget is jelenthet egy-egy szuverén adós esetében.

Nem véletlen tehát, hogy a hitelminősítők politikai és szakmai viták keresztüzébe kerültek (egymástól természetesen nem függetlenül). Sok vád éri napjainkban a hitelminősítőket, hogy önös érdekből, nyereszkedésből változtatnak egy-egy besoroláson, vagy egyszerűen csak „elaludtak” a válság kapcsán, rosszul végezték dolgukat, és később, az események sűrűjében pedig túlkompensálták a korábbi hanyagságot. Fontos vád az is, hogy gyakorlatilag az egész világ három hitelminősítő szavára figyel oda a szuverén kockázat (és sok egyéb kockázat) árazásának tekintetében, ezért a Standard & Poor’s, a Fitch Ratings és a Moody’s példátlan hatalmú oligopóliumként képes működni a globális piacon. Ilyen szellemi klímában születnek olyan ötletek, mint az európai nonprofit hitelminősítő terve, mely megtörné a profitorientált, jellemzően amerikai tulajdonú vállalatok dominanciáját.

Pontosan mit minősítenek a hitelminősítők? Vajon tényleg számít-e a piacnak, hogyan dönt a Moody’s? A kérdés egyáltalán nem egyértelmű. A közgazdasági intuíció által kínált érvek közül az egyik oldalon a piac hatékonysága, a másikon az információszerzés költségessége áll. Az első érv így szól: a hitelminősítők publikus adatokból dolgoznak, olyanokból, melyek mindenki számára szabadon elérhetőek. Ha a piac hatékony, akkora a publikus információk „megrágásával” foglalkozó hitelminősítők információinak nincs hozzáadott értéke, ezért számottevően nem mozgathatják a piacot, hiszen annak szereplői minden olyan információt figyelembe vettek az árak kialakításakor, melyeket a minősítő (jellemzően késve) fel tudott használni. Az ellenérv úgy szólna, hogy az információszerzés költséges tevékenység, ezért bizonyos határok között a befektetőknek megéri munkamegosztásra lépni olyan szervezetekkel, melyek ilyen információk szerzésére és feldolgozására szakosodtak. Ebben az esetben a befektetők racionálisan hagyatkoznak a hitelminősítők tevékenységére, és azok gyakorlati működése tényleg prudenciális kockázatokat rejthet magában.

A kérdés eldöntése elméleti síkon nem lehetséges, a priori elképzeléseinket mindenképpen ütköztetnünk kell a rendelkezésre álló tényanyaggal. Tanulmányom erre tesz kísérletet, keretei között két nagy kérdéskörhöz szeretnék hozzászólni. Az első kérdés, hogy van-e hatása a hitelminősítések változásának az állampapírhozámok változására, és az esetleges hatások hogyan változtak a pénzügyi válsággal összefüggésben. A második kérdéskör a hitelminősítések ökonometriai modellezhetőségének, és az ebből levonható következtetéseknek a kérdésköre. Hogy teljesítenek a statisztikai modellek a hitelminősítések változásainak magyarázatában? A kiszámítható modellek milyen viselkedést jeleznek előre a

válságidőszakra a hitelminősítők részére, és az előrejelzett viselkedés milyen kapcsolatban áll a ténylegessel?

A tanulmány inentől a következő felépítést követi: a második fejezet röviden összefoglalja a téma közgazdasági irodalmát. A harmadik fejezet ismerteti a vizsgálat során rendelkezésre álló adatokat, a felhasznált minta összetételét és empirikus jellegét. A negyedik fejezet leírja az empirikus mérési módszereket, és összegzi a mérések eredményeit. Az ötödik fejezetben összegzem a vizsgálatból levonható következtetéseket.

2. A hitelminősítések vizsgálatának közgazdasági irodalma

A hitelminősítési döntések meghatározó okainak és következményeinek vizsgálata a múlt század kilencvenes éveinek második felében jött divatba a közgazdasági irodalomban Cantor és Packer cikkei nyomán (*Cantor és Packer, 1995;1996*). A kutatók érdeklődését a következő években a hitelminősítők pénzügyi válságok során tanúsított magatartása tartotta fenn (a mexikói és az ázsiai válságot, majd az azt követő évtizedben az európai adósságválságot követően), melyet legtöbbször károsnak, ritkábban irrelevánsnak tartottak a válságok lefolyása szempontjából. Ez a fajta kutatói hozzáállás ellentmondani látszik annak a trendnek, hogy a szabályozó hatóságok mind jobban támaszkodnak a hitelminősítési ajánlásokra, például a tőkeemfelelési követelmények kialakításakor.¹

Az eredeti, 1996-os Cantor-Packer tanulmány (melyre mostantól röviden CP-ként hivatkozom) két kérdést vizsgált, melyekből két kutatási irány bontakozott ki. Először is keresztmetszeti regressziókon keresztül vizsgálták, mely változók hatnak a hitelminősítési besorolásokra. Vizsgálatukba olyan változókat vontak be, mint az egy főre jutó jövedelem, a GDP növekedése, az infláció, a külső- és a belső egyensúlytalanság mértéke, vagy az adósság szintje. Ezt követően a hitelminősítési események (le- és felminősítések) hatását vizsgálták a szuverén kockázati felárakra. Úgy találták, hogy a besorolás megváltozása szignifikánsan, és a várt irányba befolyásolja a hozamokat (leminősítés hatására nőnek, felminősítés hatására csökkennek a hozamok). Az eredményekből levont konklúzió némiképp merész, hiszen kijelentik, „bizonyítékot találtak rá, hogy a hitelminősítő intézetek véleménye független hatást gyakorol a piaci felárakra”. Két „talányos” eredményre is fényt derítenek, jelesül, hogy a spreadekre gyakorolt hatás magasabb a befektetésre nem ajánlott kategóriájú szuverén adósok esetében, illetve, hogy a várt események hatása magasabb, mint a nem várt eseményeké (várt esemény alatt azt értvén, ha a hitelminősítés abba az irányba mozdul, amerre a hitelminősítési előzetes várakozás, az „outlook” jósolta).

A kockázati felár modellezése

A következőkben röviden áttekintem a CP nyomán kibontakozó, az említett két kérdésnek utánajáró két kutatási terület főbb sajátosságait és eredményeit, mert ez a tanulmány is ezzel a két kérdéssel foglalkozik. Az első területhez azok a tanulmányok tartoznak, melyek egy, valamilyen módon a kockázattal kapcsolatos függőváltozót magyaráznak a hitelminősítési

¹ Erről a trendről számol be, és ennek okait kutatja *Kruck (2011)*.

besorolás változásával.² Ez a függőváltozó legtöbbször az állampapírok másodpiaci referenciahozamának és valamilyen kockázatmentesnek tekintett eszköznek (gyakorlatilag valamilyen amerikai államkötvénynek) a különbsége (tehát a kockázati felár, a spread). A tanulmányok vagy ugyanabból az országokból vett függő- és magyarázóváltozókat tekintenek, (*Larraín és szerzőtársai 1997; Reisen és Maltzan, 1998, 2002; Sy 2000; Hill és Faff, 2008*), vagy a túlsorduló hatások vizsgálata érdekében különböző országokból származó adatokat (*Kaminsky és Schmukler 1999; Gande és Parsley 2003*), vagy mindkettőt (*Kaminsky és Schmukler 2002*). Ritkábban találkozhatunk az elsődleges piacról vett hozamok vizsgálatával. Egy esetben például a kutatók egyszerre modellezik a hitelminősítést és a piacra lépési döntést a Heckman-féle módszertannal (*Eichengreen és Mody 1998*). Előfordul, hogy részvényárindexek a magyarázott változók (*Kaminsky és Schmukler, 1999; Hooper és szerzőtársai, 2008*). Az újabb tanulmányok a kamatfelár helyett (vagy mellett) a CDS-felárat vizsgálják (az államcsőd elleni biztosítást kínáló eszköz hozamát), mivel a CDS-piac aktívabb, és feltételezhetően érzékenyebben reagál a befektetők változó várakozásaira. Ismailescu és Kazemi a CDS-ár százalékos változását modellezi (*Ismailescu és Kazemi, 2010*), míg mások a CDS-ekre és a kötvényhozamfelárakra gyakorolt hatást is megbecsülik fixhatásmodelleken keresztül (*Afonso és szerzőtársai, 2010*), vagy egy közös vektorautoregressziós keretben vizsgálják a CDS-re és a részvényindexekre gyakorolt hatást (*Arezki és szerzőtársai, 2010*). „Egzotikusabb” változót választ Kraussl, aki létrehozza a „spekulatív nyomás mutatóját”, melyet a valutaárfolyam, a rövidtávú kamatláb és a részvényindex szórásokkal súlyozott átlagaként definiál (*Kraussl, 2005*). Hooper és szerzőtársai úgy találják, hogy a szuverén minősítések szignifikáns „kereskedhető” információt jelentenek a tőzsdéken, és ez a határ erőteljesebb a feltörekvő piacokon és a leminősítések esetében (*Hooper és szerzőtársai, 2007*). Kevesebb tanulmány foglalkozik azzal, hogy a hozamok szintje mellett azok volatilitását is modellezni próbálja a hitelminősítések változása függvényében. A kevés példa egyikében a szerzők GARCH-struktúrában (*Andritzky és szerzőtársai, 2006*), együttesen modellezik a két változót, de találunk példát külön egyenlettel történő becslésükre is (*Hooper és szerzőtársai, 2008*).

A minősítési besorolás modellezése

A CP-tanulmányt követő másik csapásirányon járó kutatók arra igyekeznek választ találni, mely tényezők határozzák meg az egyes államok hitelminősítői besorolását, illetve miként

² Ez az ún. „event study” metodológia, melyről jó összefoglalót nyújt *Binder (1998)*. Az „event study”-ra talán az „eseményvizsgálat” a legjobb fordítás.

lehet ezt megfelelően modellezni statisztikailag. A különbség abban áll, hogy *kvalitatíve* minden tényező ismert, melynek alapján a minősítők döntést hoznak, ezeket elolvashatjuk nyilvánossá tett leírásaikban,³ de a konkrét, mennyiségi kategóriákkal leírható döntési szabályok jobbra ismeretlenek, ezért a kutatóknak maguknak kell rekonstruálni a minősítés folyamatát. Ferri, Liu és Stiglitz véletlenhatás-modellt becsült a hitelminősítésekre, a betűjeleket numerikus kategóriákká alakítva át. (*Ferri és szerzőtársai, 1999*). Afonso három keresztmetszeti regressziót hasonlított össze (*Afonso, 2003*), a függő- és magyarázóváltozók közötti kapcsolatot lineárisként, logisztikusként illetve exponenciálisként modellezve. Úgy találta, hogy az eltérő specifikációk lényegesen nem javítják a modell teljesítményét a lineárishoz képest. Ez azonban lehetséges, hogy azért történt, mert a mintájukban csak magas besorolást kapott országok találhatóak. Ha a hitelminősítési kategóriák odaítélésében valamilyen nemlineáris jellegzetesség található meg (vagyis nagyobb különbség kell egy lépés megtételéhez a skála különböző pontjain), akkor valószínűleg ez a befektetésre ajánlott illetve nem ajánlott kategória közti különbségben jelentkezik, nem pedig valamelyik kategórián belül. Ebben az esetben viszont az Afonso-féle eredmények nem lesznek robusztusak az országok összességére.

Az egyszerű keresztmetszeti és panelregresszióknál szofisztikáltabb modellezési stratégia terjedt el az irodalomban Hu, Kiesel és Perraudin tanulmányát követően (*Hu és szerzőtársai, 2002*). A szerzők olyan modellekkel vizsgálták a hitelbesorolást meghatározó tényezőket, melyek a sztenderd bináris választási modelleket (probit, logit) általánosítják olyan kimeneti változókra, melyeknek kettőnél több, sorrendi skálán értelmezhető értékeket vehetnek fel.⁴ Ezek a módszerek elkerülik a lineáris skála előbb említett egyszerűsítő feltételezését, a hitelminősítési skála „lépésközei” a modell becsülésével endogén módon adódnak. Bissoondoyal-Bheenick ezzel a módszerrel próbált 1995 és 1999 között minden évre felírni egy-egy modellt, azzal a céllal, hogy a becsült modellparaméterek időbeni változását követni tudja. Sajnálatos módon még a nagynak számító, 99 ország adatait tartalmazó minta is kevésnek bizonyult, és a szerző alig talált statisztikailag szignifikáns eredményeket (*Bissoondoyal-Bheenick, 2005; majd Bissoondoyal-Bheenick és szerzőtársai, 2006*). Hogy jobb eredményekre tegyen szert, szűkítette a lehetséges besorolási kategóriák számát (tehát például az AA+, AA és AA- kategóriák együtt adták az AA sávot), azonban jelentősen nem

³ Politikai stabilitás, a pénzügyi szektor stabilitása, makrogazdasági adatok stb. (*Standard & Poor's, 2012*)

⁴ A módszert a sztenderd ökonometriai tankönyvek tartalmazzák (*pl. Greene, 2007*)

javított az eredményein. Jobb megoldást jelent a panel-adatstruktúra és a sorrendi változós modellek kombinálása (*Mora 2006, Afonso és szerzőtársai, 2009, 2010*).

A felárak és a besorolások modellezésének elméleti és gyakorlati buktatói

Az eredeti CP-tanulmányból kibontakozott egy sor elméleti és gyakorlati probléma, mely vagy explicit módon foglalkoztatta a későbbi kutatások szerzőit, vagy egyszerűen figyelmen kívül hagyták ezeket a kérdéseket, ami jelentősen levon eredményeik hiteléből. Most áttekintem ezeket a fontosabb kérdéseket, és hogy milyen válaszokat próbált adni rájuk a szakirodalom.

A skála problémája

A hitelminősítési skála sorrendi, és nem arányskála, ezért elvileg a besorolás csak annyit árul el, hogy két adós közül melyiknél nagyobb a nemfizetés kockázata, de azt nem, hogy mennyivel. Egy AA- kötvény kockázatosabb, mint egy AA, de a különbség szintjéről vagy a két kockázatoság arányáról semmit nem lehet tudni, ehhez ugyanis intervallum-, illetve arányskála kellene. Nem lehet a priori kijelenteni, hogy egy AA- kötvény pont annyival kockázatosabb egy AA kötvénynél, mint egy BB+ a BB-nál, ahogy ez egészen ellent is mondana az intuíciónak (ez utóbbi ugyanis a „befektetésre ajánlott”, és a „befektetésre nem ajánlott” kategória határát jelöli). Ezt a nemlinearitást vagy explicit módon modellezni kell, vagy egyszerűsítő feltételezéseket kell tenni, melyek közül a legelterjedtebb az, hogy a szerző fogja, és beszámozza a betűjeles kategóriákat a csődtől a legjobb minősítésig, és kap egy 0-tól 21-ig terjedő skálát (vagy 17-ig, attól függően, hogy az államcsőd-körüli állapotok között hány különféle kategóriát különböztet meg – valószínűleg nem ez a leglényegesebb kérdés). Ezzel a módszerrel eljárnak mind a hozamok, mind maguk a besorolások modellezése esetében. Az eljárást kétség kívül vonzóvá teszi egyszerűsége, de valójában azt feltételezi, hogy a skála arányskála, és egy kategória különbség fix kockázati különbségnek felel meg, vagyis a „valódi” kockázatoság a besorolás „teljesen biztonságos” és a „csőd” közti intervallumon értelmezett lineáris függvény.

A feltételezést annak életidegensége ellenére a legtöbb kutató felhasználja (*Larraín és szerzőtársai, 1997; Kamin és von Kleist 1999, Reinhart 2002, Kaminsky és Schmukler 2002, Gande és Parsley 2003, Sy 2005 stb.*). A problémát enyhítheti, ha a skála linearitását a kutató „manuálisan” törli meg. Kraussl módosított lineáris skáláján a befektetésre ajánlott és nem ajánlott kategória esetében a távolságot a határon egy helyett három sávnak veszi (*Kraussl, 2005*). Afonso exponenciális és logisztikus görbéket illeszt a besorolásokra (*Afonso, 2003*). A

hozamok modellezése esetében egy dummyváltozóval szokás jelezni, hogy az adott értékpapír befektetésre ajánlott vagy nem ajánlott kategóriában található, ezáltal a két kötvénytípus eltérő konstans paramétert kap az egyenletben.

Több minősítő

Más természetű gyakorlati probléma, hogy egy országot nem csak egy ügynökség minősít, ezért ha csak a legnagyobb ügynökségekkel számol is, a kutatónak három, potenciálisan eltérő adatsor áll rendelkezésére. Szerencsére a maguk a skálák gyakorlatilag megegyeznek, ezért az összevethetőség nem okoz problémát. Azonban még így is többféle stratégia akad, és ezek mindegyike eltérő egyszerűsítő feltételezésekkel jár: ki lehet választani egyetlen ügynökség adatait; külön egyenlet írható fel mindegyik ügynökség adataira; közös mintán belül is vizsgálhatóak az ügynökségek lépései; illetve konstruálható valamiféle „átlagos minősítés” a sok adatforrásból.⁵

A legegyszerűbb választani egyet a három nagy ügynökség (de főleg köztük is a S&P vagy a Moody's) közül, és csak annak adatait modellezni, hiszen a vizsgált tanulmányokban a hitelminősítői viselkedés illetve a minősítések hatása közti bármilyen eltérés esetleges, szórványos. Az egyszerű stratégia ellen sok érv felhozható. Egyrészt gyakorlatilag harmadára vágja a megfigyelések számát, veszélybe sorolva a potenciális eredmények statisztikai szignifikanciáját. Másodszor, figyelmen kívül hagyja annak hatását, ha véleményegyezés vagy véleménykülönbség adódik az egyes hitelminősítők között, és a priori nem lehet kizárni ilyen hatás létezését. Ha a hitelminősítések hasznos információt jelentenek a piaci szereplők számára, akkor az tűnik a legvalószínűbbnek, hogy a piac másképp fogja árazni azt az adósságot, mely mindhárom minősítőnél ugyanabba a kategóriába esik (tehát a minősítők egyetértenek vele kapcsolatban), és másképp azt, amelyet például az egyik kettővel jobb, a másik kettővel rosszabb kategóriába sorol a középértékhez képest. Ha csak egy minősítő adatait nézi, a kutató ezzel a hatással nem tud számolni. Ahogy azzal sem, ha egyes szereplők olyan befektetési politikát követnek, hogy el kell adniuk egy adott eszközt, ha minősítése a három nagy minősítőből kettőnél átkerül a „nem ajánlott” kategóriába.⁶

Ha a kutató külön modellt ír fel a különböző ügynökségek adatsoraira, akkor a minősítés modellezésekor elvileg összehasonlíthatóvá teszi, egyes ügynökségek mely változókra mekkora hangsúlyt helyeznek (ha a Fitch egyenletében az államadósság-változó

⁵ A problémakörből indult ki a kutatás egy újabb iránya, ahol is a minősítési döntések interakcióit vizsgálják – ezekkel itt nem foglalkozom.

⁶ Adathozzáférési okokból én kénytelen voltam erre a módszerre hagyatkozni, és a S&P adatait használtam.

együtthatója nagyobb, mint a többi esetben, az interpretálható úgy, hogy a Fitchnek a legfontosabb az államadósság az ügynökségek közül). A hozamok modellezésekor pedig elvileg arra lehet választ kapni, melyik ügynökség lépése vált ki nagyobb piaci reakciót. Azonban ezzel a módszerrel sem kerülhető el az előző bekezdésben említett második probléma.

A hozamok modellezéséhez valószínűleg a legjobb megoldás, ha közös mintán vizsgáljuk mindhárom nagy ügynökség lépéseit. A mintanagyság ezzel a lépéssel maximálisra növelhető, és modellezni lehet az egyetértés vagy a véleménykülönbség hozamokra gyakorolt hatását dummykkal, interakciós tagokkal. Ha nem teszünk a priori különbséget az adatforrások között, az növeli az eredmények hitelességét. Ezzel a módszerrel persze a besorolások szintje nem modellezhető.

A legkevésbé elterjedt módszer talán az „átlagos minősítések” használata, melynek során a kutató először is számokká alakítja a besorolásokat, majd ezek ügynökségek közötti átlagát veszi országonként, az eredményt pedig úgy tekinti, mint „átlagos véleményt” (pl. *Afonso és szerzőtársai, 2012, Borio és Packer 2004*). A kutató azonban feltételezi, hogy a vélemények heterogenitásának nincs semmilyen hatása (ahogy a minősítők közti választással is teszi). Ráadásul inentől kezdve nem egyértelmű, mi tekinthető minősítési eseménynek (Ha az egyik ügynökség lép? Ha mindhárom?).

Többféle jelzés

A minősítés besorolása távolról sem az egyetlen jelzés, amelyet a hitelminősítők a piaci szereplők számára küldenek. Mindhárom nagy ügynökségnek megvannak a sztenderd eljárásai a felülvizsgálatra, a figyelőlistára tevésre, eltérő előjelű „kilátások” alkalmazására, melyek a későbbi minősítési lépésekre utaló előzetes jelzéseként is felfoghatóak. Ha a minősítési lépésnek van autonóm hatása a hozamokra, akkor valószínűleg ezeknek az eseményeknek is, hisz ezek az események alakítják a minősítésekkel kapcsolatos várakozásokat. Eltérő hatása lehet a „meglepetésszerű” (előrejelzésekkel ellentétes előjelű) minősítési lépésnek, mint egy várt irányba történő korrekciónak (ezt már az eredeti CP-tanulmány is felismerte).

A kutató megteheti, hogy egyáltalán nem foglalkozik a minősítési lépésektől eltérő jelzésekkel, ezzel azonban csökkenti modelljének magyarázó erejét (a legtöbb tanulmány ezt a stratégiát követi). Más tanulmányok a CP-cikk nyomán az alternatív minősítői közléseket részleges minősítési eseményként kezelik (pl. „pozitív kilátás” esetén hozzáadnak egy

törtszámot a minősítői besoroláshoz), vagy dummyváltozók segítségével kontrollálnak a kilátásokra, felülvizsgálatokra. A kérdés érzékenységet némileg tompítja, hogy Hill és Faff 1990 és 2006 között, mindhárom nagy hitelminősítő adatait nézve arra jutottak, hogy a megfigyelési listára (*watchlist*) kerülésnek semmilyen hatása sincs a hozamokra, csak a tényleges minősítési eseményeknek van „befolyásoló erejük” (*Hill és Faff, 2007*), és ugyanezek a jelzések a tényleges minősítési eseményeket is csak szerényen képesek előre jelezni (*Hill és Faff, 2008*). Ezért én sem fogom a minősítési eseményektől eltérő jelzéseket figyelembe venni a tanulmány során.

A vizsgálandó minta nagysága, szelekciója, és az adatok hozzáférhetősége jelentette problémák

Az eredményeket nagyban meg fogja határozni az, hogy milyen országok alkotják a vizsgált mintát, ezzel kapcsolatban viszont a kutató kezét erősen megköti az adatok elérhetősége. A szakirodalomban olvasható eredmények összehasonlíthatóságát rontja a szerzők által követett számtalan eltérő kiválasztási módszer. A legtöbb szerző ugyanakkor vagy (1) fejlett és fejlődő országok vegyes mintáját, vagy (2) csak fejlődő országokat vizsgál⁷, vagy (3) valamilyen specifikus kritérium alapján gyűjt mintát. Az első döntés melletti érv, hogy így lehet a legnagyobb mintára szert tenni, ugyanakkor egyfajta „representativitási kritériumnak” is tekinthető. A második mellett szól, hogy a fejlett országok legnagyobb része a jó adósok közé tartozik, ezért a hitelminőségben fellelhető variáció (amely az ökonometriai számítások alapfeltétele) lényegében nem itt lesz fellelhető. Persze ez – a korábbi szakirodalomban központi – érv mára jelentősen vesztett érvényéből a fejlett országok jó részét érintő adósságproblémák következtében.

Bizonyos tanulmányok földrajzi kritériumokat használnak, és csak az ázsiai országokra (*Kaminsky és Schmukler, 1999*) csak az Európai Unióra (*Afonso és szerzőtársai, 2011*), vagy éppenséggel csak a „jó adósokra” koncentrálnak (*Afonso, 2003*). A földrajzi kritérium következmény is lehet, hiszen az első megbízható kötvényhozam-adatokat a fejlődő országok közül Latin-Amerikából lehetett beszerezni a kilencvenes években a Brady-konverziót követően (*erről lásd Kamin és von Kleist, 1999*).

A mintaválasztásnak nem csak keresztmetszeti, de longitudinális dimenziója is van. A kutatások egy része keresztmetszeteket (*Cantor és Packer, 1996*), megismételt keresztmetszeteket, megint másik része panelt vizsgál. A panelvizsgálatok esetében azt is el kell dönten, milyen frekvenciájú adatok adják a vizsgálat fókuszát. Makrogazdasági

⁷ Pl. *Sy, 2005; Mora, 2006* stb.

fundamentumokból elég széles kört legfeljebb negyedéves frekvencián, és azokat is csak a legutóbbi években lehet elérni, ezért a korábbi vizsgálatok túlnyomó többsége éves adatokkal dolgozik. Azonban ebben a kontextusban a leminősítések azonnali hatása a piacokra nem határozható meg. Negyedévesnél gyakoribb adatokkal legfeljebb eseménytanulmány-metodológia alapú vizsgálatokat lehet végezni a kockázati felárak modellezésére (*pl. Kaminsky és Schmukler 1999 és 2002, vagy Ismailescu és Kazemi, 2010*). Ilyen esetekben azonban a magyarázóváltozóként csak a le- és felminősítéseket felvonultató vizsgálatok becslései egytől egyig torzítottak lesznek, és a minősítés együtthatója együtt fogja tartalmazni a minősítés esetleges saját hatását (ha egyáltalán van olyan) és az összes olyan egyéb tényezőt, mely hat a hozamokra, korrelál a leminősítésekkel, és az egyenletből kimaradt. Makroszintű adatokra kontrollálni napi frekvenciájú függőváltozók esetében úgy lehetséges, ha rendelkezésre áll minden egyes makroadathoz a nyilvánosságra kerülés pontos ideje, természetesen napra lebontva (esetleg napszakra, mert a piaczárs idejétől függően kell elkönyvelni egyik vagy másik napra a tényleges nyilvánosságra kerülést). Ilyen szofisztikáltságú adatbázisra szert tenni nagyon nehéz, csak egy hasonló próbálkozással találkoztam (*Andritzky és szerzőtársai, 2007*).

Ha rendelkezésre állnának megfelelő makroadatok, akkor sem egyértelmű, hogy az ezek segítségével felírt regressziók konzisztens becsléseket eredményeznek (*Gonzalez-Rozada és Yeyati, 2008*), hiszen az államadósság finanszírozásának költségei hatással lehetnek az ország gazdasági növekedésére (a kamatfizetés forrásokat köt le), így a két érték részben szimultán módon határozódhat meg. A jó fiskális és a külső egyensúly mutatószámok pedig tükrözhetnek kölcsönzési korlátokat is (ha a vissza nem fizetés kockázata nagyon magas, senki, semmilyen határidőre nem fog kölcsönözni, és az egyensúly pozitív lehet), vagy azt, hogy az amúgy rossz fundamentumokkal rendelkező országokat a leminősítéstől való félelem *ceteris paribus* jobb egyensúlyi pozícióba kényszerít (erre példa lehet a nyugdíjpénztári államosítás Magyarországon). Ezen problémák kiküszöbölésére megnyugtató megoldást nem találtam. Instrumentális változók használatával elvileg a probléma leküzdhető lenne, azonban ehhez azonban minél több makrováltozóhoz kellene találni olyan instrumentumot (instrumentumokat), mely csak vele korrelál, de a kockázati felárakra vagy a hitelminősítésekre elvileg nincs közvetlen hatása.

Mit gondol a szakirodalom a hitelminősítők szerepéről?

Az általam megvizsgált cikkek között konszenzus az eredményeket tekintve viszonylag kevés területen lelhető fel. Kimutatható negatív korreláció van a hitelminősítési események és a

kockázati felárak alakulása között. Leminősítéseket követően a hozamok emelkednek, felminősítést követően csökkennek. A tanulmányok nagy része hajlamos ezt oksági következtetésként értelmezni, és azt a következtetést levonni belőle, hogy a minősítők hasznos információt szolgáltatnak a piacnak. Ez a gondolat Cantor és Packer tanulmányáig nyúlik vissza. Larraín és társai ezt a gondolatot továbbfejlesztve arra a következtetésre jutottak, hogy a minősítők a fellendülés időszakában a minősítések javításával hozzájárulnak a piaci eufóriához, a visszaesés időszakában viszont a leminősítésekkel a pánikot fokozzák, így erősítik a gazdasági ciklusokat (*Larraín és szerzőtársai, 1997*). Ezt az állítást, melyet a szerzők a mexikói válság tapasztalatai alapján tettek, úgy tűnt, Ferri és társai, valamint Kaminsky és Schmukler is igazolják az ázsiai pénzügyi válság kapcsán, utóbbiak a válságok nemzetközi terjedéséért is felelőssé téve a minősítőket (*Ferri és szerzőtársai, 1999; Kaminsky és Schmukler 1999 és 2002*). Hasonló szellemben született írás egy évtizeddel később is, ahol ismét előkerült, hogy a minősítők felelősek a válságok felerősítésében és elterjesztésében. Kiff és szerzőtársai ezt a komoly állítást olyan regressziókra alapozzák, melyekben nem kontrollálnak semmiféle makrogazdasági folyamatra a globális konjunktúrát leszámítva (*Kiff és szerzőtársai, 2012*). Ezeknek a vélekedésnek gazdaságtörténeti előképe is van: anekdotikus bizonyítékok alapján hasonló vádakkal illették a nagy hitelminősítők két világháború közti gyakorlatát (*Flandreau és szerzőtársai, 2011*).

A közfelfogást valószínűleg máig meghatározó véleményekkel ellentétes eredmények csak a kétezres években kezdtek el szállingózni, ekkor jöttek az első olyan kutatások, melyek alapján a hitelminősítők sokkal inkább követik, mintsem vezetik a piacot, visszafelé különösebb hatást nem gyakorolnak, a válságokért hibáztatni őket ezért elhamarkodott (*Mora, 2006; Gonzalez-Rozada és Yeyati, 2008; Gaillard, 2009*).

3. A kutatáshoz felhasznált adatbázis forrása, minősége, használatának korlátai és a felhasznált minta

A hitelminősítési adatok közül a Standard & Poor's adataira hagyatkoztam, ugyanis ez az ügynökség teszi legkönnyebben hozzáférhetővé mind a minősítési adatait, mind módszertanának összefoglalóját (melyből az általa figyelembe vett változókra következtetni lehet). Az ügynökség több mutatót is készít, ezek közül az idegen devizában denominált hosszú távú adósság minősítését vizsgálom, ugyanis itt érvényesül a legnagyobb szigor a minősítők részéről (a hazai valutában denominált kötelezettségekre megállapított minősítés rendszerint magasabb, hiszen a történelem tanúsága szerint ezekre a papírokra ritkábban jelentenek csődöt a szuverén adósok). Az országok makroadatainak⁸ forrása az IMF International Financial Statistics adatbázisa, illetve a CESifo World Economic Survey-e⁹, melyhez a Thomson Reuters Datastream szolgáltatásán keresztül tudtam hozzáférni. Az adósságidősorok forrása a Világbank nyilvános adatbázisa.

A kérdések empirikus vizsgálatának az adatok elérhetősége szabja a legkomolyabb határokat. A makroadatokat kevésbé válnak a kutatás számára elérhetővé, hiszen konstruált mutatószámokról van szó. Emiatt a számok egyrészt hiányosak, másrészt bizonytalanok, ami két következménnyel jár a kutatásra nézve: egyrészt a minta szükségképpen szelektált lesz, így a következtetések külső érvényessége korlátozott, vagyis a mintában szereplő és a mintában nem szereplő országok közti jelentős különbségek gyengítik az előbbieket adatait felhasználó számításokból levonható következtetések érvényességét a második csoport országaira nézve. Másrészt jóval kevesebb adat felhasználása lehetséges, mint ideális esetben szükséges volna. Sok fontos adatot csak éves szinten jelent az országok túlnyomó része, az éves frekvenciájú adatok vizsgálata viszont jóval csak kevésbé érzékeny eredmények leszűrésével kecsegtet. Cserearány-statisztikákat, vagyis az országok export- és importárai arányának változását például nem lehetett felhasználni a vizsgálat során, annak ellenére, hogy ez a külső finanszírozhatóság számára nagyon fontos korlátot jelent sok ország számára¹⁰.

⁸ GDP szintje és növekedési üteme, infláció, export- és importstatisztikák, valutaárfolyamok, valutatartalékok, közép- és hosszú távú állampapírok referenciahozamai.

⁹ Ebből a forrásból a deficitadatokat értem el. Eme adatsor érdeme, hogy megkérdés-alapú deficitadatokat, gyakorlatilag szakértői véleményeket tartalmaz, és nem utólagos tényadatokat, vagyis a piaci szereplők és szakértők várakozásait tükrözi, melyek ténylegesen meghatározták az adott időszakban tapasztalható csődkockázati felárakat.

¹⁰ Hilscher és Nosbusch meggyőző bizonyítékokat szolgáltatnak arra, hogy a cserearányban beállt változás és a cserearány volatilitása is fontos tényezők a spreadek magyarázatában (Hilscher és Nosbusch, 2010).

Azonban ahol hasonló statisztika elérhető a megfelelő, negyedéves frekvencián, azok pont a legfejlettebb országok, vagyis azok, amelyek kivitele talán legkevésbé érzékeny az igazán volatilis árú termékek (ipari és mezőgazdasági nyersanyagok) árváltozásaira.

A felhasználható minta nagysága és a kutatásba bevonható adattípusok száma között egyfajta fordított arányosság áll fenn: vagy sok országgal futtatok gyenge teljesítményű regressziókat, vagy kevés országra becsülök meg telített modelleket, melyek lehet, hogy pontosabbak, de a kevés általános következtetést lehetne levonni belőlük. A lehetőségek felmérése után olyan mintát választottam, mely valamelyest középpütt helyezkedik el a két véglet közt. A minta kisebbik részét a fejlett világ országai teszik ki (Egyesült Államok, Egyesült Királyság, Ausztria, Belgium, Dánia, Franciaország, Németország, Olaszország, Hollandia, Norvégia, Svájc, Kanada, Japán, Finnország, Görögország, Írország, Portugália, Spanyolország, Ausztrália). Afrikát Marokkó, Tunézia és a Dél-Afrika Köztársaság képviseli. Latin-Amerikából Argentína, Bolívia, Brazília, Chile, Kolumbia, Costa Rica, Ecuador, Mexikó, Paraguay és Peru szerepel a mintában, a Közel-Keletről és Ázsiából Izrael, Jordánia, Egyiptom, Hong-Kong, India, Indonézia, Dél-Korea és Thaiföld bocsátott rendelkezésre annyi információt, hogy a mintába kerülhessen. A volt szocialista országok közül Bulgáriát, Oroszországot, Csehországot, Szlovákiát, Észtországot, Lettországot, Magyarországot, Litvániát, Horvátországot, Szlovéniát, Lengyelországot és Romániát sikerült megvizsgálni.¹¹

A felsorolásból látható, mely országokra nem terjed ki egyáltalán a vizsgálat. Ez a kör tartalmazza Fekete-Afrika szinte összes országát, a csendes-óceáni és a karibi szigetvilág államait, valamint a közép-ázsiai térség volt szocialista országait. Ebben az értelemben a minta valóban szelektált, hiszen az országok jövedelem szerinti eloszlásának bal széle (a

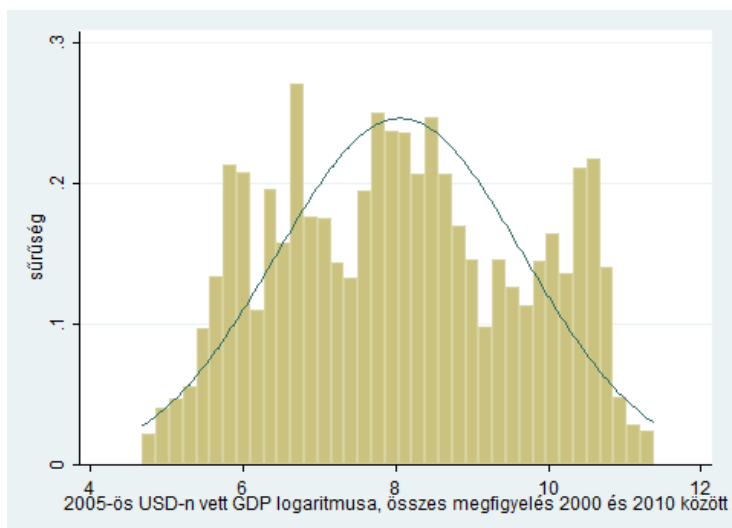
¹¹ Az országok felsorolásának sorrendje azt a rendet és csoportosítást követi, melyet az országok elfoglalnak az IMF háromjegyű országkód-rendszerében. Az 1-es szám a nem-szocialista múltú európai országokat, Észak-Amerika nem-latin államait, valamint a „fejlett világhoz” sorolt Európán és Amerikán kívüli országokat jelenti. A 2-essel kezdődő kódok latin-amerikai országokra, a négyessel kezdődőek a Közel-Keletre utalnak. Hatossal és hetessel kezdődnek Afrika (előbbi csoportba nem sorolt) országai. Kilences számjeggyel szerepelnek a volt szocialista tömb országai. Az ellenőrizhetőség kedvéért itt felsorolom a mintában szereplő országokat kód szerint is: 111 112 122 124 128 132 134 136 138 142 144 146 156 158 172 174 178 182 184 193 199 213 218 223 228 233 238 248 273 288 293 436 439 469 532 534 536 542 578 686 744 918 922 935 936 939 941 944 946 960 961 964 968

Erre a több mint ötven országra írom fel a minősítéseket magyarázó egyenleteket. Az állampapírhozamok elérhetősége az IFS-ben ennél szűkebb keresztmetszetet jelent, az ezeket vizsgáló egyenletekben az országok száma negyven körülire csökken, azonban egyaránt esnek ki fejlett és fejletlen országok a mintából, szóval a következtetések erejét ez nem befolyásolja.

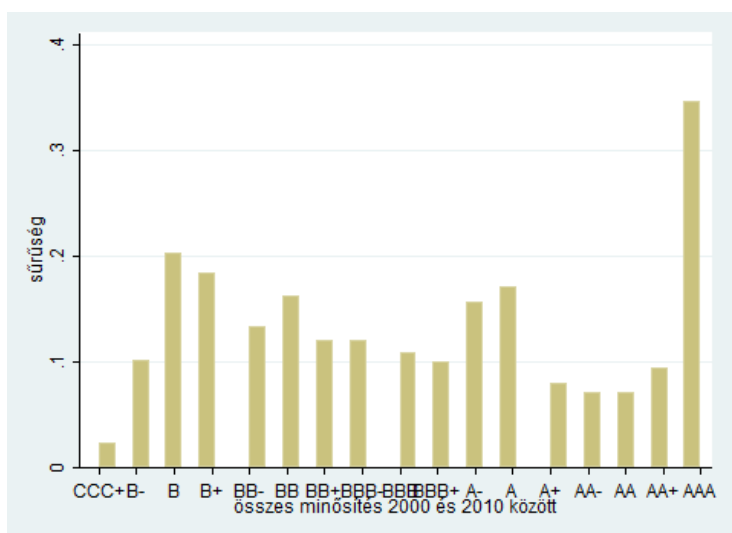
legszegényebb országok) gyakorlatilag teljesen hiányzik. Azonban pont ezért, mivel ezek az országok kicsik és pénzügyi szempontból nem jelentősek, a vizsgált összefüggések és az általam feltenni kívánt kérdések tekintetében valószínűleg nem is relevánsak. Eredményeimből nem tudunk következtetéseket levonni ezen országokra, ám az eredmények természetéből következőleg ez nem is szükséges.

A minta sok tekintetben azonban igenis reprezentatív. Az első ábra megmutatja, hogy a mintában jövedelem szempontjából nem túlsúlyosak sem a gazdag, sem a szegény országok (a GDP-logaritmusok hisztogramjához illesztett normáliseloszlás-görbe ezt hivatott megmutatni, nem akarom azt sugallni, hogy az adatok normális eloszlást követnének). Ugyanígy a hitelminősítési skála teljes spektruma képviselve van (lásd a 2. ábrát), bár kétségtelenül a legmagasabb minősítésű országok relatív többséget jelentenek. A harmadik ábra arról tanúskodik, hogy a hitelminősítési események (vagyis egy-egy ország hitelminősítési besorolásának megváltoztatása valamelyik irányba) nem koncentrálnak az országok egy-egy csoportjára, mindegyik kategóriából történik be- és kilépés is a vizsgált időszakban. Ennek alapján becsléseim az országok valóban széles spektruma alapján készülnek, az átlagos hatások „valóban átlagosak”, nem torzítja őket az, hogy egy-egy specifikus alminta felül lenne reprezentálva bennük.

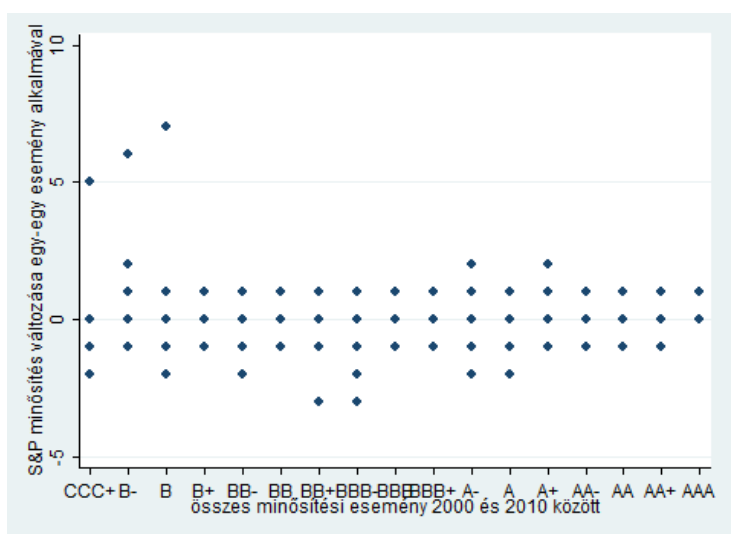
Az ábrákon az összes időszaktól származó összes megfigyelés szerepel, ami azért fontos, mert alapvetően panelbecslésekre fogok hagyatkozni. A vizsgált időtartam a kétezres évek legelejétől 2010 közepéig terjed. Bár a válságnak így csak az első szakaszára tudok következtetéseket levonni, a mintát nem tudom tovább tolni időben, mert a szükséges makroadatok jelentős része egyszerűen még nem készült el, vagy nem került be az általam felhasznált adatbázisokba.



1. ábra

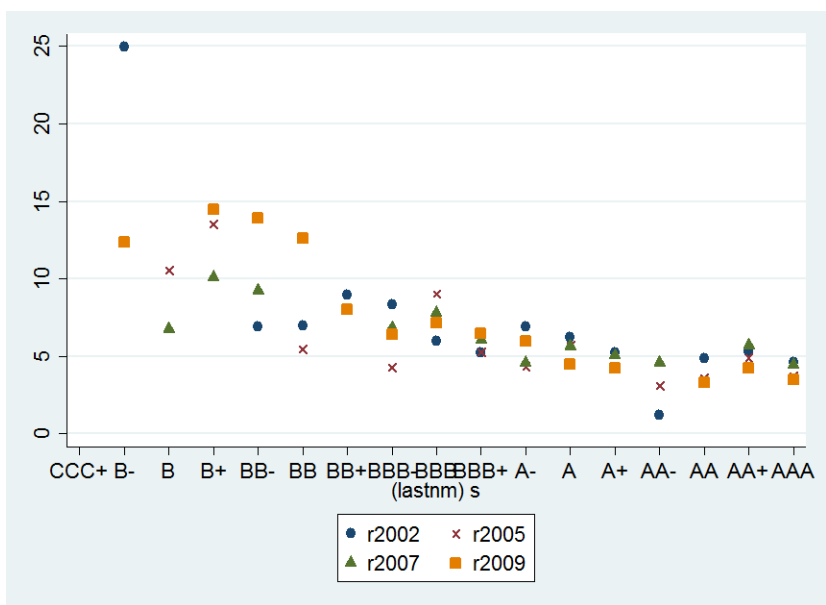


2. ábra



3. ábra

Mivel a tanulmány végső soron a minősítések és a kockázati felár közti kapcsolat megértésére (is) koncentrálni, érdemes ezt a kapcsolatot minden modellezés előtt felvázolni. Ez látható a negyedik illusztráción, ahol a vízszintes tengelyen ábrázoltam a hitelminősítési kategóriákat CCC+-tól egészen AAA-ig (CCC+-nál rosszabb minőségű ország nem került a mintába, és ha került volna, az ilyen esetek outlier-jellege valószínűleg jelentősen rontotta volna a becsült modellek teljesítményét), függőlegesen pedig az adott kategória átlagos kockázati felárát százalékpontban kifejezve. Az egyes jelzőtípusok a megfelelő évet jelentik. Tíz negyedévente számoltam ki az átlagokat. Érdekes megfigyelni, hogy a krízis előtti utolsó „békeévben” (háromszög) a jelzők kirajzolta profil jóval laposabb, mint 2009-ben (négyzet), mely az első teljes válságév volt, vagyis a jó és a rossz adósok által fizetendő felárkülönbség a válságot követően megugrott. Ez konzisztens a „menekülés a biztonságba” hipotézissel, vagyis azzal a feltételezéssel, hogy „nyugtalan időkben” a befektetők a kockázatosabb papírokat (az ábra bal szélé) csak olcsóbban, nagy hozam mellett hajlandóak megvenni, míg a kockázatmentesnek tekintett papírok (ábra jobb szélé) iránti kereslet megnő, így hozamaik csökkenhetnek.



4. ábra

4. Empirikus vizsgálatok

A hozamok vizsgálata a besorolás vizsgálatának függvényében

Először is megvizsgálom, hogy bármifajta külső magyarázó tényező bevonása nélkül milyen empirikus kapcsolat áll fenn a hitelminősítői besorolás változása és az állampapírok referenciahozama között. A magyarázóváltozóra a következőkben a „minősítési esemény” (*rating event*) terminust használom. A függőváltozónak egy adott országra az IMF által szolgáltatott átlagoshozam-idősorának, valamint az Egyesült Államok ugyanolyan lejáratra számított referenciahozamának különbségét tekintem, mely a kockázati felárnak (a *spread*nek) a szakirodalomban általánosan elfogadott közelítő mértékegysége.

Az első vizsgálat során fixhatásokat alkalmazó panelregresszióban¹² megbecsültem kizárólag a minősítési esemény hatását a közép (1. táblázat 1-2. oszlop), illetve a hosszú távú hozamfelárakra (3-4. oszlop). Mindkét esetben megbecsültem külön a tárgyidőszaki hatást, illetve a késleltetett hatásokat is, három negyedévre visszamenőleg. Szignifikáns hatás csak a hosszú távú felárak esetében tapasztaltam, ezért a későbbiekben ezekre szűkítettem le a vizsgálat fókuszát. A hatás nagyságát és szignifikanciáját tekintve is összhangban van a szakirodalomban olvasható értékekkel. Ezek szerint az egy sávval történő leértékelés 1 százalékponttal növeli a kockázati felarat, amely változás egy éves távlatban perzisztensnek tűnik.¹³ Hangsúlyozni kell, hogy ezen a ponton nem vettem tekintetbe semmilyen fundamentális információt, így az eredmény teljesen endogén, ugyanis egyet leszámítva az összes potenciális magyarázó változó ki van hagyva a modelltől, viszont amelyiket felhasználtam, biztosan nem független a kihagyottaktól, vagyis a hibatag korrelálatlanságának feltevése nem teljesül. A regresszióban kapott együtthatók ezért biztosan torzítottak.

A vizsgált modellek a következő alakot öltik (rendre 1. és 3., 2. és 4. oszlop) :

$$felár_{ti} = \alpha_{0i} + \beta_1 \Delta besorolás_{ti} + u_{ti}$$

$$felár_{ti} = \alpha_{0i} + \beta_1 \Delta besorolás_{ti} + \beta_2 \Delta besorolás_{t-1i} + \beta_3 \Delta besorolás_{t-2i} \\ + \beta_4 \Delta besorolás_{t-3i} + u_{ti}$$

¹² Az alfejezet minden becslése fixhatás-becslés, robusztus sztenderd hibákkal.

¹³ Az egészen pontos interpretáció így hangzana: azokban az országokban, ahol valamilyen okból leminősítés/felminősítés történik, ott valamilyen okból a következő egy évben átlagosan egy százalékponttal magasabb/alacsonyabb a kockázati felár. Csak korrelációs kapcsolatokra lehetett fényt vetni, okságiakra természetesen nem.

1. táblázat: Csak a minősítési esemény a magyarázóváltozó

VÁLTOZÓK	(1) középtávú spread	(2) középtávú spread	(3) hosszútávú spread	(4) hosszútávú spread
Δ besorolás _t	-3.185 (2.395)	-3.079 (2.268)	-1.017*** (0.255)	-0.944*** (0.172)
Δ besorolás _{t-1}		-3.488 (2.389)		-1.204*** (0.392)
Δ besorolás _{t-2}		-2.973 (1.976)		-1.135*** (0.369)
Δ besorolás _{t-3}		-1.522* (0.820)		-1.012** (0.420)
Konstans	3.274*** (0.0335)	3.451*** (0.146)	0.764*** (0.000938)	0.805*** (0.0153)
Mefigyelések	858	858	1,087	1,087
R ²	0.025	0.078	0.044	0.180
Keresztmetszeti egységek száma	32	32	37	37

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Ebben a lépésben megbecsültem egy harmadik specifikációt is, ahol lehetővé tettem, hogy a felárváltozás első- és másodfokon is függessen a besorolás jelenlegi szintjétől (a magyarázóváltozó és a besorolás szintjének és négyzetes szintjének interakcióját bevettem az egyenlet jobb oldalára). Ez a specifikáció alkalmas annak egyfajta megragadására, ha a piac érzékenyebben reagál a változásokra a skála alsó vagy felső végén (az eleve jó vagy a rossz országokat kevésbé bünteti/jutalmazza, mint a másikat), esetleg a közepén (például a „befektetésre ajánlott kategória” környékén). Mivel egyetlen együttható sem volt szignifikáns ebben a felállásban, az eredmények közlésétől eltekintettem – a másodfokú közelítés sikertelen volt.

Második lépésben megvizsgáltam, hogyan változik az eredmény, ha a vizsgálatba bevonom kontrollváltozóként mindazokat a változókat, melyeket a következő alfejezetben segítségül fogok hívni a hitelminősítési besorolások modellezéséhez (hogy miért éppen ezeket választottam, arról a következő alfejezetben fog szó esni). Ezt megtettem egyrészt közvetlenül (első táblázat), illetve közvetve is, úgy, hogy egyetlen kontrollváltozóként a hitelbesorolás modell által előre jelzett értékét használtam.¹⁴ Ez utóbbi algebrailag azzal egyenértékű, mintha a változás hatását leíró egyenletet a modell által előrejelzett és a tényleges besorolás különbségére írnám fel, vagyis a függőváltozóban fennálló varianciának arra a részére, melyet

¹⁴ Hasonlóan jár el *Borio és Packer (2004)*, valamint *Kamin és von Kleist (1999)*, amikor a minősítést az országspecifikus kockázat proxyváltozójaként használják, de én itt ennek kizárólag azt a részét veszem figyelembe, amennyit abból a vizsgált makroadatok megmagyaráznak.

a makrofundamentumok nem magyaráznak meg. A közvetett felírás értelme az lett volna, hogy hasonló másodfokú hatásokat számoljak, mint amelyekről az előző bekezdésben ejtettem szót (vagyis van-e minimuma/maximuma a besorolás változása hatásának). Mivel szignifikáns eredményeket nem találtam, a táblázat közlésétől ezúttal is eltekintettem. A vizsgált egyenletek a következőképp írhatóak fel:

$$felár_{ti} = \alpha_{0i} + \beta_1 \Delta besorolás_{ti} + \gamma * kontrollok_{ti} + u_{ti}$$

$$felár_{ti} = \alpha_{0i} + \beta_1 \Delta besorolás_{ti} + \beta_2 \Delta besorolás_{t-1i} + \beta_3 \Delta besorolás_{t-2i} \\ + \beta_4 \Delta besorolás_{t-3i} + \gamma * kontrollok_{ti} + u_{ti}$$

A második táblázat oszlopai közlik a kontrollváltozók segítségével kiszámolt eredményeket. Látható, hogy a minősítés változásának hatása kevesebb, mint a felére csökkent. Ráadásul, ha vizsgált változót gazdagabb késleltetési struktúrával (2. egyenlet) vesszük figyelembe, ez a kis hatás is inszignifikánssá változik a harmadik időszakra. Vagyis, a makrofundamentumok ezen körét figyelembe véve a két időszakkal (fél évvel) korábbi leminősítés nem gyakorol kimutatható hatást a kockázati felárakra. Ez jelentős eredmény.

2. táblázat: minősítés változásának hatása, kontrollváltozók alkalmazásával

VÁLTOZÓK	(1) hosszútávú spread	(2) hosszútávú spread
$\Delta besorolás_t$	-0.425*** (0.0836)	-0.482*** (0.0978)
$\Delta besorolás_{t-1}$		-0.471** (0.214)
$\Delta besorolás_{t-2}$		-0.337 (0.205)
$\Delta besorolás_{t-3}$		-0.274 (0.218)
<i>lgdp</i>	-4.978*** (1.037)	-5.199*** (0.966)
<i>gdpgrowth</i>	-0.154*** (0.0309)	-0.145*** (0.0255)
<i>trb</i>	12.06*** (1.940)	11.67*** (1.737)
<i>eximgr</i>	4.829* (2.622)	2.403 (3.130)
<i>inf</i>	21.11*** (6.142)	21.71*** (5.984)
<i>inf_dummy</i>	-0.556 (0.566)	-0.622 (0.582)
<i>inv</i>	-0.448 (0.522)	-0.444 (0.538)
<i>debtexp</i>	0.0582 (0.0592)	0.0553 (0.0571)
<i>govdebt</i>	2.227** (0.905)	2.131** (0.883)
<i>wes_deficit</i>	0.0491 (0.0492)	0.0393 (0.0461)
<i>res</i>	1.625e+06 (1.287e+06)	1.453e+06 (1.223e+06)
Konstans	48.87*** (10.11)	51.14*** (9.373)
Mefigyelések	1,028	1,028
R^2	0.606	0.616
Keresztmetszeti egységek száma	36	36

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Ezután megnéztem, változik-e időben a le-és felminősítések hatása. Erre két megközelítés kínálkozott magától értetődőnek. Az első esetben a minősítés változása és egy időbeli trend interakcióját vettem be újabb regresszorként az egyenletbe:

$$felár_{ti} = \alpha_{0i} + \beta_1 \Delta besorolás_{ti} + \beta_2 idő_t + \beta_3 idő_t * \Delta besorolás_{ti} + u_{ti}$$

A harmadik táblázat egyenletei mutatják a kapcsolódó eredményeket. Az első oszlop pusztán annyit mutat, hogy az átlagos hozamfelárak időben növekedő tendenciát mutatnak,

bár ez a tendencia kicsi (az egész időszak alatt alig ér el többet egyetlen százalékpontnál), és csak gyengén szignifikáns. A második oszlopban jelenik meg az interakció tag. Az eredmény első látásra meglepőnek tűnhet, hiszen az interakció nélküli hatás előjele megfordul (vagyis csak ezt tekintve a leminősítés *csökkenti*, a felminősítés *növeli* a kockázati felárat). Azonban ebben az esetben a parciális hatás már időben változik (a teljes parciális hatás $\beta_1 + idő * \beta_3$), vagyis az első időszakokban valóban rossz az előjel, de később (egész pontosan a 19. időszakban, vagyis durván az ötödik vizsgált évben) helyreáll, és mivel a hozamok időben nőnek (az időváltozó együtthatója pozitív, szignifikáns), a rossz előjel valójában még korábban korrigálódik. A legfontosabb a tendencia: a modell együtthatói arra utalnak, hogy a le- és felminősítés hozamfelárra gyakorolt hatása időben növekedett, vagyis a piac egyre inkább odafigyelt a hitelminősítőkre. Amikor bevontam a modell által előrejelzett minősítési szintet (harmadik oszlop), vagyis a fundamentumok által nem megmagyarázott részre koncentráltam, akkor ez a hatás erősödött (a rossz előjelű első sor kisebb, az interakció nagyobb együtthatóval szerepel, és az időváltozó koefficiense is nagyobb és szignifikánsabb, vagyis a rossz előjel jóval korábbi időszakban korrigálódik). Hasonló eredményeket kaptam akkor, amikor külön együtthatót becsültem a le- és felminősítésekre (4-5. oszlop). Fontos eredmény, hogy a leminősítések esetében az időbeli változás meredekebb, vagyis a piac ennek alapján időben egyre inkább odafigyelt a leminősítésekre, mint a felminősítésekre. A hatás fundamentális kontrollváltozó alkalmazása nélkül háromszoros, kontroll jelenlétében mintegy kétszeres. Utóbbi esetben ráadásul a rossz előjelű, interakció nélküli tag inszignifikánssá válik a felminősítések esetében, és nagyon gyengén szignifikánssá, valamint igen kicsi értékűvé a leminősítés esetében. A harmadik táblázat tehát gyenge bizonyítékot szolgáltat arra, hogy a le- és felminősítések hatása a piacra időben egyre jelentősebbé vált.

3. táblázat: a minősítés hatásának időbeli változása

VÁLTOZÓK	(1) hosszútávú spread	(2) hosszútávú spread	(3) hosszútávú spread	(4) hosszútávú spread	(5) hosszútávú spread
$\Delta besorolás_{ti}$	-0.900*** (0.212)	1.662*** (0.334)	0.638*** (0.234)		
<i>idő</i>	0.0193* (0.00998)	0.0204** (0.00993)	0.0269*** (0.00940)	0.0188* (0.00957)	0.0261*** (0.00920)
$idő_t * \Delta besorolás_{ti}$		-0.0864*** (0.0157)	-0.0482*** (0.0102)		
<i>fix_kontroll</i>			-1.297*** (0.215)		-1.283*** (0.213)
<i>felminősítés</i>				1.347*** (0.401)	0.631 (0.394)
<i>leminősítés</i>				-4.647*** (1.404)	-1.771* (0.936)
<i>idő*felmin.</i>				-0.0699*** (0.0219)	-0.0454** (0.0204)
<i>idő*lemin.</i>				0.188*** (0.0495)	0.0931*** (0.0332)
Konstans	-2.810 (1.851)	-3.062 (1.847)	19.04*** (2.853)	-2.773 (1.781)	18.91*** (2.849)
Mefigyelések	1,087	1,087	1,087	1,087	1,087
R^2	0.063	0.098	0.327	0.110	0.332
Keresztmetszeti egységek száma	37	37	37	37	37

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A második esetben közvetlenül a válság hatására „kérdeztem rá” (4. táblázat). A trend explicit modellezése helyett létrehoztam egy dummy változót, mely 2008 3. negyedévéől kezdve vesz fel 1-es értéket a korábbi 0-hoz képest, ezáltal lehetővé teszi, hogy a jobboldali változóknak eltérő tengelymetszete (interakció esetén eltérő meredeksége) legyen a válság kirobbanása előtt és után:

$$felár_{ti} = \alpha_{0i} + \beta_1 \Delta besorolás_{ti} + \beta_2 válság_dummy_t + \beta_3 válság_dummy_t * \Delta besorolás_{ti} + u_{ti}$$

Az első oszlopban csak a tengelymetszet különbözhet: ennek alapján a válság kezdete után, minden egyéb változatlansága mellett átlagosan 1,2 százalékponttal nőtt a kockázati felár a vizsgált országok esetében. Az igazán érdekes eredményt a második és a harmadik oszlop tartalmazza: ha ugyanis külön meredekséget modellezek a válság kirobbanása előtti és az azt követő időszakra (megbecsülöm a dummy és a minősítésváltozása szorzatának hatását is), akkor azt kapom, hogy a válság kirobbanása előtt a le- és felminősítések nem gyakoroltak

szignifikáns hatást a hosszú távú hozamokra. Ha kontrollálok makrofundamentumokra (bevezetem a szokásos módon magyarázóváltozóként a következő fejezetben felírt modell predikcióit), az a krízisdummy és az interakciós változó hatását valamelyest tompítja ugyan, de az mindkét eredmény szignifikáns marad. Vagyis a válság előtt ennek alapján nem hatottak a minősítések, utána viszont igen. Ez azért is tűnik igen robusztus eredménynek, mert a megfigyelések jelentős része érthető módon a válság kezdete elé esik (hiszen a 2000-2010 időszakot vizsgáljuk), így a relatíve kisebb mintarészhez tartozik az erősebb eredmény. A negyedik (makrokontroll nélküli) és ötödik (kontrollváltozóval vett) oszlopban külön együtthatókat becsültem a le- és a felminősítések hatására. Az eredmények azt jelzik, hogy kontroll nélkül csak a leminősítésnek van hatása a hozamra, kontrollok felhasználásával viszont csak a leminősítésnek, és csak a válság kirobbanása után. A kontroll nélküli esetben rossz, de szignifikáns a leminősítés-változó előjele, hasonlóan a harmadik táblázat eredményeihez, azonban ez a hiba a kontrollok bevezetését követően, a torzítások jelentős részének felszámolása következtében inszignifikánssá válik.

4. táblázat: besorolás-változás hatása válságidőszak-dummy függvényében

VÁLTOZÓK	(1) hosszútávú spread	(2) hosszútávú spread	(3) hosszútávú spread	(4) hosszútávú spread	(5) hosszútávú spread
Δ besorolás _{ti}	-0.637*** (0.181)	0.0713 (0.127)	-0.245 (0.165)		
válság_dummy	1.215*** (0.243)	1.176*** (0.232)	0.924*** (0.189)	1.129*** (0.217)	0.889*** (0.179)
válság_dummy* Δ besorolás _{ti}		-1.497*** (0.298)	-0.891*** (0.257)		
leminősítés				-0.479*** (0.137)	0.0242 (0.259)
felminősítés				-0.0128 (0.152)	-0.285 (0.171)
válság_dummy* leminősítés				2.592*** (0.508)	1.679*** (0.429)
válság_dummy* felminősítés				-0.0233 (0.299)	0.340 (0.495)
fix_kontroll			-1.062*** (0.188)		-1.053*** (0.184)
Konstans	0.443*** (0.0634)	0.420*** (0.0632)	19.56*** (3.366)	0.426*** (0.0608)	19.39*** (3.283)
Mefigyelések	1,087	1,087	1,087	1,087	1,087
R ²	0.212	0.235	0.383	0.244	0.389
Keresztmetszeti egységek száma	37	37	37	37	37

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Mindez a harmadik táblázat eredményeit is más megvilágításba helyezi. Ott viszonylag gyenge, de erősödő trendet mutattam ki a minősítések hatásában, ami konzisztens a negyedik táblázatnak azzal az eredményével, hogy az időszak elején egyáltalán nincs semmilyen hatás, a végén viszont egészen jelentős tapasztalható. A kettő „átlaga”, ahogy a harmadik táblázat modelljei tekintenek rá, éppen egy gyengén szignifikáns, kis trend lenne az egész időszakra nézve. Adataimból úgy tűnik, hogy a piac a válság kirobbanása után kezdett el odafigyelni a hitelminősítőkre, és akkor is csak a leminősítési eseményekre.

Ezt persze lehet sokféleképpen interpretálni. A piaci hatékonyság ellen szóló interpretáció úgy szólna, hogy válságidőszakban a pénzügyi piacok „idegesebbek”, és erőteljesebben reagálnak minden bejövő jelzésre. A piaci hatékonyság melletti szóló érv lehet, hogy ebben az időszakban a „rossz” események általában véve gyakoribbak, ezért a „jó” események átlagos hatásának kiszámítása nagyobb sztenderd hibával lehetséges, ezáltal az együttthatók kevésbé lesznek szignifikánsak. Vagyis nem a jó és rossz eseményekre adott piaci reakció, hanem a jó és rossz események egymáshoz viszonyított aránya tolódott el, és az eredmények ezt tükrözik. Bár egyértelműen nem lehet a két alternatív hipotézis között igazságot tenni, talán az első mellett szól, hogy a felminősítések hatása nem csak kevésbé szignifikáns, de abszolút értékben is kisebb.¹⁵

Nagyon fontos megjegyezni továbbá, hogy a modellek magyarázó ereje általában véve igen alacsony. A modell által megmagyarázott variancia és a bal oldali változó teljes varianciája, az R^2 mutatószám kontrollok nélkül 5-10%, kontrollokkal 30-35% körül mozog specifikációtól függően. Ez azt jelenti, hogy még azokban az esetekben is, amikor sikerül statisztikailag szignifikáns kapcsolatokat kimutatni, a hozamokat mozgó tényezők jó kilenczede ismeretlen maradt. Még ha el is fogadjuk, hogy a hitelminősítők hatnak a hozamokra, azt is le kell szögezni, hogy túlnyomó részben nem a minősítők határozzák meg a hozamokat.

¹⁵ Robosztusságvizsgálat gyanánt minden esetben lefuttattam az alfelezet kontrollt felhasználó regresszióit az egyetlen kontrollváltozó helyett az összes felhasznált makroadattal külön is, az együttthatók nagysága és szignifikanciája érdemben nem változott. Viszont az minden egyes ilyen eredmény feltüntetése a vonatkozó táblázatot oldalhosszúságúvá tette volna, különösebb hozzáadott érték nélkül, így ezek közlésétől az áttekinthetőség kedvéért eltekintettem.

A hitelminősítői besorolás modellezése

A tanulmány következő részében azt vizsgálom, a hitelminősítő (esetemben a Standard & Poor's) milyen makrováltozókra „figyel oda” a minősítés kialakításakor, illetve annak változtatásakor. A hitelminősítés ökonometriai modellezésének végső célja ez esetben az lesz, hogy a megbecsült modellek viselkedését összevethessem a válság első szakaszában mutatott tényleges minősítői viselkedéssel, és ennek alapján képet tudjak adni a viselkedés konzisztenciájáról.

A hitelminősítés modellezésére két stratégiát követtem. Az első stratégia fixhatásmodell becslése volt (ahogy az előző fejezetben is). A fixhatás-modell lényege, hogy a panelbecslés során a változóknak a keresztmetszeti átlaguktól vett eltérésüket (keresztmetszeti fixhatás), illetve az egyes keresztmetszeti megfigyeléseknek a közös időbeli átlagtól vett eltérését (időbeli fixhatás) modellezzük. Algebrailag mindez teljesen megegyezik azzal, mintha dummy-változóval jelölnénk meg külön minden keresztmetszeti megfigyelést, és minden időszakot is (ez utóbbival kiszűrhetjük a változók közös trendjét anélkül, hogy erre bármilyen önkényes függvényformát erőszakolnánk).

A keresztmetszeti fixhatás segítségével elkerülhető minden olyan torzítás, melyet az időben változatlan kihagyott változók okoznak. Vagyis az egyes országok bármilyen idioszinkretikus tulajdonságokkal rendelkeznek, ha ezek időben változatlanok, akkor fixhatás becslésével anélkül szűrhetjük ki hatásukat, hogy kvantifikálni, vagy egyáltalában megnevezni tudnánk őket. Ennek vitathatatlan előnye, hogy a Standard & Poor's által feltüntetett szempontok jelentős része pontosan ilyen, időben (vagy legalábbis tíz éves időablakon belül relative) változatlan tulajdonság. Példaként lehet hozni az intézményes berendezkedést, a jogbiztonságot, de akár azt is, hogy az adott ország valutája a nemzetközi pénzügyi vérkeringésben tartalékvalutának számít-e. A fixhatásmodell legnagyobb hátránya ugyanabból a tulajdonságából következik, amelyikből előnye, vagyis semelyik tényező hatását nem tudjuk egyesével identifikálni, amelyik időben változatlan volna.

A fixhatásmodell másik hátránya az, hogy használata közben el kell követni azt a (második fejezetben már részletezett) erőszakos egyszerűsítést, hogy a hitelminősítés skáláját lineáris arányskálának tekintem. Vagyis a jobb oldali változóban történő ugyanannyi változás kell ahhoz, hogy AAA-ról AA+-ra változzék a besorolás, mint BBB- -ről BB+-ra (holott az előbbi változás a köznyelvben a „bóvliba vágás” lépésének felel meg). Ráadásul, ahogy a második fejezetben írtam, ennek alapján az AA+ adós pontosan „kétszer jobb adós”,

mint a BB kategóriás társa, ami viszont már egy igen komoly egyszerűsítés (arányskálát feltételezne, holott a minősítői besorolás hangsúlyozottan sorrendi skála).

A fenti megfontolások miatt úgynevezett „sorba rakott probit” (*ordered probit*) becslést is alkalmaztam. Az ordered probit eljárás azt feltételezi, hogy a sorrendi skálán értelmezhető látható kimenetek (minősítési besorolások) egy folytonos arányskálán értelmezhető, de látens pontszám alapján jönnek létre. Az adatgeneráló folyamat (ez esetben a minősítő) a bemeneti változókhoz hozzárendel egy-egy együtthatót, ezek összegéből meghatároz egy pontszámot, majd a pontszámhoz egy előzetesen meghatározott szabály alapján hozzárendeli a kimeneti változó értékét. Ha k darab különféle kimenet lehetséges, akkor ez a szabály nem más, mint a valós számegyenest k szakaszra osztó $k-1$ osztópont kijelölése – amelyik két szám közé esik a pontszám a szabály alapján, abba az ordinális kategóriába kerül az adott megfigyelés. Az ordered probit becslés a megfigyelt és a kimeneti változók értéke alapján egyszerre becsüli meg az együtthatóvektort és az osztópontok halmazát, vagyis a sorrendi skála beosztását is. Ennek előnye, hogy nem voltam rákényszerítve, hogy megfogalmazzam a fixhatásmodell egyszerűsítő feltételezéseit a minősítési skála beosztásáról, a skála léptékét a becslés endogén módon határozza meg. A skálabeosztás léptékéből például azonnal látszódnia kell, ha nehezebb „bóvliból” ki- és befelé lépni, mint más esetben. Hátrány azonban, hogy jóval szigorúbbak az egyéb elméleti megkötések (például a hibatag eloszlására nézve), és sok paramétert kell megbecsülni, így az eredmények általában véve bizonytalanabbak, és érzékenyebbek arra tényre, hogy a mintaelemszám (makroadatokról lévén szó) alacsonynak mondható.

E modellek esetében az előrejelzés hasonlóan történik, mint a „sima” probit modell esetében. Ez egy olyan modell, ahol a függő változó 0 és 1 értéket vehet fel (valami megtörtént vagy nem történt – ez esetben például: volt-e leminősítés egy adott időszakban), ezért a hozzá illesztett regresszióból adódó paraméterek valószínűségi interpretációt kapnak. Ha egy változó paramétere 0.1, akkor az adott változóban beálló egységnyi növekedés a bekövetkezés valószínűségéhez 10%-ot ad hozzá. Egy adott megfigyeléshez tartozó modellpredikció (becsült paraméterek vektora, megszorozva a magyarázó változók vektorával) azt mondja meg, egy adott megfigyelésnek mennyi esélye volt rá, hogy esetében az y változó reprezentálta esemény bekövetkezik vagy nem. Az ordered probit modell a kimenetek számát növeli meg kettőről tetszőleges mértékűre, és minden megfigyelés esetében ahhoz rendel valószínűségi vektort, hogy az adott megfigyelési egység (ebben az esetben az adott ország az adott negyedévben) melyik kategóriába fog esni. E modellcsalád esetében az

előrejelzést úgy végeztem, hogy minden országra minden időszakban kiválasztottam a modell által legnagyobb valószínűséggel hozzárendelt hitelminősítői kategóriát.

Fixhatásmodellek

Lássuk a fixhatásmodellhez kapcsolódó eredményeket! A felhasznált magyarázó változók kiválasztása igazodik mind a téma irodalmában Cantor és Packer nyomán sztenderdek tekintett változólistához (*Cantor és Packer 1997*), és egyben a hitelminősítő maga által közzétett szempontrendszerhez. A fixhatások becslése miatt nem vettem figyelembe olyan változókat, melyek, bár explicite szerepelnek a Standard and Poor's szempontrendszerében (UNDP: Human Development Index, Transparency International: Corruption Perception Index; World Bank Governance Indicators stb.), országonként nem mutatnak elég longitudinális varianciát ahhoz, hogy hatásukat a modellkeretben önállóan identifikálni lehetne.

A figyelembe vett jobb oldali változók ennek megfelelően:

- *lgdp*: az egy főre jutó változatlanárás (2005-ös amerikai dolláron vett) GDP logaritmus,
- *gdpgrowth*: a GDP növekedési üteme,
- *trb*: a kereskedelmi mérleg egyenlege és a teljes GDP aránya,
- *eximgr*: az export és az import éves növekedésének különbsége,
- *inf*: az infláció szintje (0: árstabilitás, 1: 100% infláció egy év alatt),
- *inf_dummy*: a „magas inflációt” jelző dummy változó (10%-nál magasabb fogyasztóiárindex-változás az előző év ugyanezen negyedévéhez képest),
- *debtexp*: a bruttó külső adósság (magán- és kormányzati szektor együttvéve) és a kivitel dollárban vett értékének aránya (0: nincs adósság, 1=100%),
- *govdebt*: a kormányzat adóssága és a bruttó hazai össztermék aránya (0: nincs adósság, 1=100%), valamint
- *wes_deficit*: az IFO World Economic Survey által összegyűjtött deficit-várakozások az adott negyedévre.
- *res*: a valutatartalék dollárban vett értékének szintén a dollárban vett GDP-hez mért nagysága

A megbecsülendő egyenlet igen egyszerűen alakul:

$$besorolás_{ti} = \alpha_{0i} + \gamma * kontrollok_{ti} + u_{ti}$$

Az ötödik táblázat tartalmazza a panelbecslések eredményeit. Az első és a második oszlop közt a mintanagyság a különbség: az első oszlop a teljes időszakot veszi figyelembe, a második oszlop az együttthatókat a válságévekre való tekintet nélkül tartalmazza (tehát 2000-től 2008-ig tart a minta). Ez majd az előrejelzések esetében lesz igazán érdekes különbség, az együttthatók tekintetében a két oszlop közt alig van különbség. A harmadik oszlopban ugyanezekkel a magyarázóváltozókkal írok fel egy egyszerű OLS-becslést (közönséges legkisebb négyzetek módszere), az összehasonlítás végett.

5. táblázat: fixhatásmodellek a minősítés változására

VÁLTOZÓK	(1) <i>besorolás</i>	(2) <i>besorolás</i>	(3) <i>besorolás</i>
<i>lgdp</i>	5.489*** (0.817)	4.833*** (1.010)	3.284*** (0.0829)
<i>gdpgrowth</i>	-0.00121 (0.0110)	-0.00135 (0.0174)	0.0162 (0.0139)
<i>trb</i>	-5.279** (2.064)	-2.363 (2.604)	-0.647 (0.552)
<i>eximgr</i>	-1.161 (2.224)	3.370 (3.200)	4.193 (3.870)
<i>inf</i>	-1.824*** (0.448)	-2.151*** (0.439)	-12.94*** (1.512)
<i>inf_dummy</i>	-0.216* (0.128)	-0.334* (0.182)	0.0362 (0.333)
<i>debtexp</i>	-0.0402 (0.0386)	-0.0710* (0.0407)	0.166*** (0.0169)
<i>govdebt</i>	-2.950*** (0.752)	-3.147*** (0.807)	-1.568*** (0.260)
<i>wes_deficit</i>	-0.0332 (0.0243)	-0.0236 (0.0270)	-0.219*** (0.0234)
<i>res</i>	-780,099 (966,659)	461,813 (1.476e+06)	-28,650 (304,924)
Konstans	-35.04*** (7.649)	-29.02*** (9.407)	-13.96*** (0.822)
Mefigyelések	1,497	1,008	1,497
R^2	0.510	0.512	0.831
Keresztmetszeti egységek száma	55	52	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A magyarázóváltozók közül a GDP, a két inflációs változó és a kormányzati adósság bizonyult stabilan szignifikánsnak. Az *lgdp* koefficiense azt jelenti, hogy a változó értékének egy pontnyi változására a hitelminősítői besorolás feltételes várható értéke 4,8-5,5-szörösére (tehát mondjuk CCC-ről AAA-ra, vagy C-ről B- -ra) nő, minden egyéb változatlansága mellett. Ez elsőre soknak tűnik, ám a log-GDPben beálló egészpontos változás valójában azt

jelenti, hogy az adott ország GDP-je 2,7-szeresére növekedett – így már érthető a hipotetikus ugrás a GDP-ben. Várható módon a GDP pozitívan, a másik két tényező negatívan befolyásolja a besorolást. Száz százalékos éves infláció a modell predikciói szerint összesen 2-2.5 fokozattal ront a besoroláson, míg egy 100%-osan eladósodott kormány 3 fokozattal számíthat rosszabb helyezésre, mint egy teljesen kormányzati adósságtól mentes. A bruttó külső adósság mutatója csak egyik esetben, és ott is csak nagyon gyengén szignifikáns. Ez összefüggésben lehet azzal, hogy a kereskedelmi mérleg együtthatója is csak egyik esetben szignifikáns, és ebben az esetben sem „kívánatos”: a mérlegtöbbletet „jó dologként” szokás értékelni, a hiányt rosszként. Azonban a kereskedelemmel és a külső adóssággal kapcsolatos mutatók teljesen endogének lehetnek, hiszen a jó külső adóssági mutató nem csak lakossági és kormányzati előrelátást jelenthet, hanem azt is, hogy hitelfelvételi korlátok érvényesülnek. Például a pénzügyi intézményrendszer annyira fejletlen, hogy az országba nem tud tőke áramlani, netán a tőkebeáramlás intézményes korlátokba, mondjuk bojkottba ütközik. A kereskedelmi mérleg esetében pedig felidézhetjük azt, hogy a világgazdasági válság beköszöntével Magyarország kereskedelmi mérlege is többletessé vált, hiszen az export és az import is összeomlott, csak az import meredekebbet zuhant, így az egyenleg hirtelen pozitívvá vált. A deficitmutató inszignifikanciáját feltehetőleg egyrészt ez az endogenitás okozza, illetve az, hogy a vizsgált tíz év alatt az egyes országok deficitje nem mutatott elég varianciát az évtizedes átlaghoz képest, így a deficitnek a besorolásra vonatkozó következményeit az országspecifikus fixhatás „szívta fel”. Erre utalhat, hogy a fixhatások nélküli OLS-becslésben (harmadik oszlop) a deficit szignifikáns és kedvező előjelű. A fixhatás-modellek és az OLS-becslés magyarázóereje közti látszólagos eltérés (az OLS szemlátomást sokkal jobb, 80% körüli illeszkedést mutat, míg a panelbecslés csak 50% körülit) is éppen ebből következik. Az alul szereplő, az illeszkedés jóságát 0 és 1 közötti skálán mutató R^2 -ek a fixhatáspanelek esetében úgynevezett „within” („benne”) R^2 -mutatószámok, melyek a fixhatásokon kívüli magyarázóerőt mutatják (vagyis azt, amit a modell ténylegesen, tényezőre lebontva megmagyaráz, és nem azt mondja róla, hogy mindez változatlan időben, tehát nem érdeklí). Ha a fixhatásokkal, vagyis a keresztmetszeti megfigyelések egyenként eltérő de időben állandó tengelymetszeteivel közösen vett „magyarázóerőt” tekintjük, akkor ez az első két oszlop esetében is 80%-ot valamivel meghaladó érték. Az OLS és a fixhatásmodell közti különbséget az adja, hogy ez a 80%-os magyarázóerőt az OLS esetében a jobb oldali változók torzítva becsült együtthatói adják össze, a fixhatásmodell esetében pedig 50%-ot adnak a magyarázóváltozók, de azt (jó esetben) konzisztensen, további 30%-ot pedig a tovább nem magyarázható idioszinkráziák.

A modellből a későbbiekben az előrejelzésnél nem hagytam ki azokat a változókat, melyek előjele „rossz”, vagy éppen nem szignifikáns. Ennek az az oka, hogy az inszignifikáns változó is „lökheti jó irányba” az összesített becslést (növelheti az R^2 -et). A szignifikancia hiánya csak annyit jelent, hogy az adott becslést paraméterről nem tudjuk 99, 95 vagy éppen 90%-os bizonyossággal megmondani, hogy értéke nullától eltér.

Ordered probit modellek

E modellek esetében is szembesülnöm kellett azzal a problémával, hogy viszonylag kevés fajtájú magyarázó változó áll rendelkezésemre a becslés elvégzéséhez. Ám míg a fixhatásmodell esetében a kihagyott változók közül legalább a változatlanokkal „el tudtam banni”, az ordered probit modell „magától” ilyen lehetőséget nem kínál. Arra a mintanagyság nem kínált lehetőséget, hogy a fixhatás-modell teljes dummy struktúráját leképezsem az ordered probit modellen belül (ez külön dummyt jelentene minden megfigyelésre és időszakra, vagyis mindennel együtt mintegy 100 dummy a 9 jobb oldali változó mellé), ezért a becslést háromféleképp végeztem el. Az első két esetben minden évre bevezettem egy külön dummyt (tehát pl. a 2007-es dummy 2007 négy negyedévében 1-es értéket vesz fel, minden egyéb esetben nullát). A két modell a keresztmetszeti dimenzióban tér el, ahol is az első esetben minden országot külön dummyval jelöltem, a második esetben IMF-kód szerinti országcsoportok kaptak egy-egy közös dummyt (tehát közöset Nyugat-Európa, az Egyesült Államok, Kanada, Ausztrália és Japán, közöset Latin-Amerikai országai, közöset a rendszerváltó országok stb.). Az eredményeket a 6. táblázat mutatja be.

Az *inv* változó a közvetlen külföldi tőkeberuházás GDP-hez viszonyított aránya, és a fixhatás-modellbe potenciális endogenitása miatt nem kerültek be, illetve nem adott hozzá annak magyarázóerejéhez. Jelen helyzetben viszont az első oszlop modellspecifikációjában olyan sok ismeretlent kellett megbecsülnöm, hogy az újabb adatok bevonása nélkül az algoritmus egyáltalán nem konvergált, becsléseket nem tudtam volna készíteni. Emiatt azonban az első oszlop eredményeit erős fenntartásokkal kell kezelni. A legfontosabb eltérés fixhatásmodellekhez képest a deficitmutató és a külső adósság mértékének szignifikanciája, utóbbi előjele alapján viszont azt feltételezhetjük, hogy a mutató inkább a pénzügyi piacok felé való nyitottság proxyjaként értelmezhető, együttthatója nem a külső adósság hatásának konzisztens becslése (ez utóbbi nyilvánvalóan negatív előjelű kell, hogy legyen – a csődkockázat nem lehet alacsonyabb, ha ceteris paribus több adósság van). Ráadásul ez

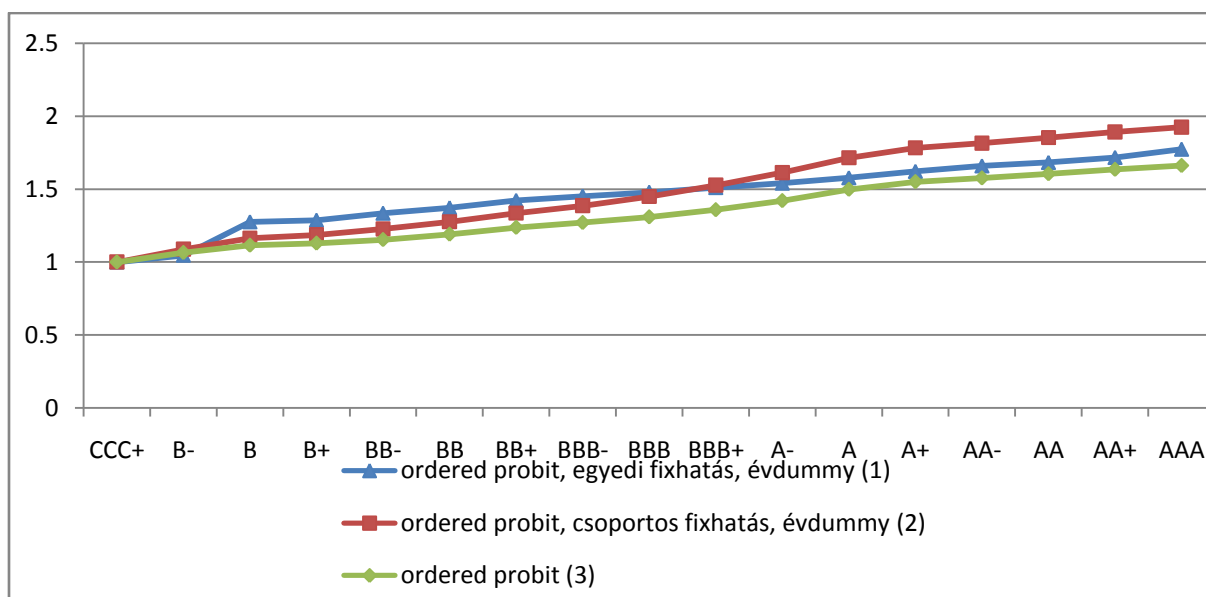
esetben az együtthatók nem értelmezhetőek közvetlenül, hiszen a számok nem a konkrét hitelminősítési besorolást, hanem a látens változó értékének változását adják meg.

Segíthetnek azonban ezek a becslések annak eldöntésében, hogy „lineárisan gondolkodnak-e” a hitelminősítők a saját kategóriáikról. A modellbecslések által megadott kategóriahatárok láthatóak az ötödik ábrán. Mivel ezek a határok a különféle becslések között nem összehasonlíthatóak, azokat úgy normáltam, hogy a CCC+ és annál rosszabb besorolásokat (az első határponttól „balra” eső számok) 1-nek tekintettem, a többi kategóriahatárt pedig ennek többszöröseként írtam fel.

6. táblázat: ordered probit modellek

VÁLTOZÓK	(1)	(2)	(3)
<i>besorolás</i>			
<i>lgdp</i>	10.08*** (1.118)	1.783*** (0.0734)	1.875*** (0.0749)
<i>gdpgrowth</i>	0.0186 (0.0154)	0.0165 (0.0136)	0.0155* (0.00819)
<i>trb</i>	-11.18*** (1.927)	0.276 (0.491)	-0.332 (0.416)
<i>eximgr</i>	-2.258 (2.903)	0.122 (2.328)	2.120 (2.069)
<i>inf</i>	-3.875** (1.768)	-6.879*** (0.930)	-5.317*** (0.757)
<i>inf_dummy</i>	-0.698*** (0.215)	-0.318 (0.197)	0.0452 (0.184)
<i>debtexp</i>	-0.423*** (0.149)	0.132*** (0.0226)	0.165*** (0.0205)
<i>govdebt</i>	-8.230*** (1.597)	-1.897*** (0.209)	-1.241*** (0.179)
<i>wes_deficit</i>	-0.162*** (0.0385)	-0.171*** (0.0164)	-0.154*** (0.0156)
<i>inv</i>	-1.284* (0.706)	0.0845 (0.268)	0.0613 (0.250)
<i>res</i>	-2.956*** (0.7961)	-1.287*** (0.2876)	-0.4944** (0.2134)
Mefigyelések	1,420	1,420	1,420

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

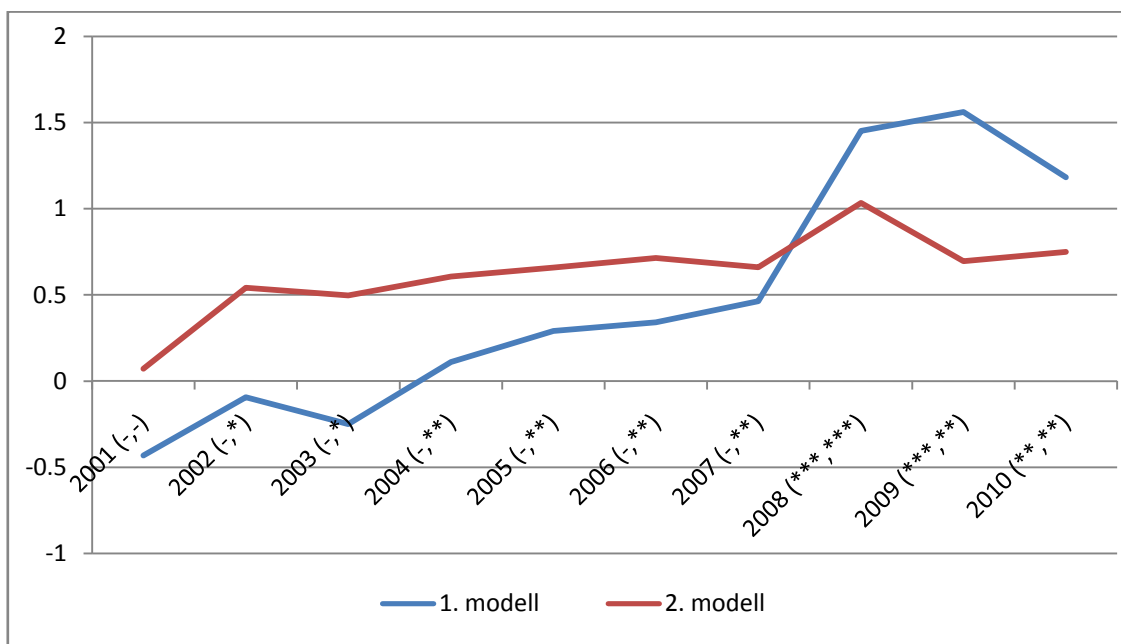


5. ábra

Az ábra alapján látható, hogy a legfontosabb ok, amely miatt a modellspecifikációt egyáltalán bevezettem (hogy a modelltől kiszámolhassam a kategóriarendszer lineáristól eltérő voltát), megalapozatlannak bizonyult, ugyanis egyik modell esetében sem látni számottevő nemlinearitást, amelynek hiánya különösen a befektetésre ajánlott kategória határán (BBB- és BB+ között) meglepő. Ráadásul a lineárishez legközelebb talán éppen a legkonzisztensebb becslésnek tekinthető második specifikáció esetén van. Ez az az ok, amely miatt az előző fejezetben a fixhatásmodell predikcióit használtam, amikor a makrováltozók kontrollhatását akartam egyetlen változóba sűríteni. A sima panelbecsléssel kapcsolatos a priori fenntartásaim ugyanis a kutatás ezen a pontján túlzónak tűnnek.

Az első két probitmodell esetében, mielőtt az előrejelzésre térnék, fontosnak tartom kiemelni az évdummyk előjelét és szignifikanciáját, melyet a 6. ábra mutat be. Az évdummykhoz kapcsolódó együtthatók ismét bajosan értelmezhetőek egymáshoz képest, inkább csak a tendenciáik és az egyes évekhez kapcsolódó értékük előjele és szignifikanciája (ez utóbbit az X tengely mentén, zárójelben tüntettem fel: ***1% melletti, ** 5% melletti, *10% melletti szignifikanciát jelöl, az első szimbólum minden évnél az első modellhez, a második a másodikhoz tartozik). Az évdummy azt mutatja, átlagosan abban az évben mennyivel jobb/rosszabb az országok besorolása, mint a bázisévi átlag. A trend világos, az értékek mindkét esetben egyre pozitívabbak és egyre szignifikánsabbak az időszak vége felé, egészen addig, míg a válság első és második évének fordulópontján ez a trend is megfordul.

Az előjel pozitív volta azt jelenti, hogy a minősítés magasabb, mint amennyit a fundamentumok (a modell magyarázóváltozói) a modell alapján implikálnának. Hogy ebből mekkora rész a hitelminősítők szisztematikus tévedése (vagyis a „jó hangulatban” mindenki jobb osztályzatot kap, mint érdemel, vagy, hogy a fundamentumok romlása ellenére sem rontanak a besoroláson, mert a minősítők „elalszanak”), és mekkora részt képvisel az, hogy olyan várakozások formálódtak, melyeket nem tükröznek az adott ideji állapotokat tükröző tényadatok, az a modell alapján elméleti síkon nem eldönthető. Ám a „pozitív várakozások miatt nem rontunk besorolást” narratívának a gyakorlatban ellentmondani látszik az, hogy az idősor vége gyakorlatilag még a krízis igazi mélypontja előtt található, vagyis az akkori várakozások annyira jók még nem lehettek. A számok talán inkább azt támasztják alá, hogy a minősítők későn kezdtek el kompenzálni a fundamentumok romlását követően. Azonban ez is inkább arra utal, hogy a hitelminősítők a „piac után kullognak”, és nem „megvezetik” annak szereplőit.



6. ábra

Előrejelzések a modellekből – a hitelminősítők viselkedése a válságban

A hitelminősítők viselkedés értékelését egy nagyon egyszerű vizsgálattal kezdem. A fixhatásmodellnek azon specifikációjából, mely az együtthatók kiszámolásához nem vette igénybe a 2008 harmadik negyedétől kezdve érkező adatokat, előrejelzek a 2008 közepétől 2010 végéig terjedő időszakra, és megvizsgálom a tényleges besorolások és az akkori makrodatak alapján a modell által előrejelzett besorolások különbségét. A kérdés az, hogy a

válságévek ezen hibatagjai átlagosan szignifikánsan eltérnek-e nullától, és van-e bennük valamilyen trend. A hetedik táblázat első oszlopában a hibatagokat konstansra és trendre, a második oszlopban csak konstansra regresszáltam. Az eredmények azt mutatják, hogy a válság kirobbanását követően a hitelminősítői besorolások átlagosan 0.3-0.5 fokozattal meghaladták a modell által előre jelzetteket, így (legalábbis 2010-ig) a hitelminősítőket túlzott reakcióval nem lehet vádolni.

7. táblázat: fixhatásmodell előrejelzéseinek pontossága

VARIABLES	(1) fixhatás_hiba	(2) fixhatás_hiba
<i>Idő</i>	-0.0435 (0.0368)	
Konstans	0.567** (0.224)	0.330*** (0.104)
Megfigyelések	489	489
R²	0.003	0.000

Végezetül egy másik módszerrel közvetlenül is megvizsgálom, hogy lehet-e „ragadósnak” tekinteni a besorolásokat általában (illetve a válság után). A módszer lényege, hogy a modell által implikált hitelminősítői besorolás változása és az előző időszaki hibatag közti kapcsolatra írok fel regressziót (*Mora, 2008 nyomán*):

$$\Delta \text{előrejelzett_besorolás}_{it} = \beta \text{előrejelzési_hiba}_{it-1} + u_{it}$$

Amennyiben a késleltetett hibatag értéke szignifikáns, akkor a modell nagyobb le- és felminősítési valószínűséget prediktál azokra az időszakokra, amikor az előrejelzett és a tényleges besorolás eltér egymástól, vagyis a minősítés „ragadós”, a figyelembe vett makrováltozók értékét később konvertálja tényleges besorolás-változtatásba, minthogy az információ napvilágra kerül. Természetesen ez a becslés csak a modell felírásakor figyelembe vett változók esetében tudja kimutatni a tehetetlenség jelenlétét, hogy a modelltől kihagyott magyarázó változók tekintetében érvényesül-e valamiféle inercia, arról ezen az úton nem fogok információt szerezni.

Az egyenletet felírom a fixhatásmodellre és mindkét ordered probit modellre is, az eredményeket a nyolcadik táblázatban tüntetem fel. A hivatkozott cikk vizsgálatát annyival egészítettem ki, hogy mindegyik modellt megbecsültem egy olyan verzióban is, ahol a magyarázóváltozók közé a hibatag és a krízisdummy interakcióját (illetve a krízisdummyt) is bevettem:

$\Delta\text{előrejelzett_besorolás}_t$

$$= \beta_1 \text{előrejelzési_hiba}_{t-1} + \beta_2 \text{válság_dummy}_{t-1} + \beta_3 \text{előrejelzési_hiba}_{t-1} \\ * \text{válság_dummy}_{t-1} + u_{ti}$$

Az első két oszlop a fixhatásmodell eredményeit tartalmazza, a következő az ordered probit modell minden keresztmetszeti megfigyelésre külön dummyval felírt változata, az utolsó két oszlop a csoportos dummykkal felírt probit modellre vonatkozik.

Az első és legfontosabb megállapítás, hogy a hitelminősítői viselkedés ebből a szempontból konzisztens a válság előtti és a válságidőszakokra, az interakció csak a második specifikációban szignifikáns, ott is nagyon gyengén, viszont ebben a specifikációban lehetett megbízni a legkevésbé.

A második megállapítás, hogy a besorolások ragadósnak tűnnek, azonban ez a hatás nem tűnik különösebben erősnek. A fixhatásmodell esetében egy teljes kategóriányi eltérés a hibatagban egyharmad százalékkal növeli a következő időszaki minősítési korrekció valószínűségét. Ez az érték a Mora-féle tanulmányban kimutatott értéknél egy egész nagyságrenddel kisebb.¹⁶ A sorrendi probit modellek ennél nagyobb hatást mutatnak, de ezek, statisztikai előfeltételeik miatt valószínűleg kevésbé megbízhatóak. Összességében a legvalószínűbbnek azt tartom, hogy valamiféle inercia érvényesül a minősítések változásában, de ez viszonylag kismértékű.

8. táblázat: „ragadósak” a minősítések?

VÁLTOZÓK	(1) Δfix	(2) Δfix	(3) $\Delta prob_egy$	(4) $\Delta prob_egy$	(5) $\Delta prob_cs$	(6) $\Delta prob_cs$
<i>hiba_t-1</i>	0.00362** (0.00145)	0.00332** (0.00158)	0.107*** (0.0208)	0.0941*** (0.0215)	0.0937*** (0.0180)	0.0963*** (0.0217)
<i>hiba*válságdummy</i>		0.00507 (0.00361)		0.0866* (0.0477)		-0.0103 (0.0386)
<i>válság_dummy</i>		-0.0686*** (0.00853)		-0.0964*** (0.0204)		-0.0257 (0.0549)
Konstans	0.0214*** (0.00322)	0.0389*** (0.00318)	0.0231*** (0.00818)	0.0476*** (0.00899)	0.0690*** (0.0227)	0.0757*** (0.0258)
Megfigyelések	1,486	1,486	1,405	1,405	1,405	1,405
R^2	0.006	0.065	0.052	0.075	0.044	0.044

¹⁶ Lefuttattam a regressziókat úgy is, hogy – az intuíciónak némileg ellentmondva – ismét fixhatásokat raktam a becslésbe. Az első esetben ez a hibatag együtthatóját inszignifikánssá tette, a többi eredményen érdemben nem változtatott.

Konklúzió

Tanulmányom a hitelminősítők vizsgálatának közgazdasági szakirodalmához igyekezett hozzájárulni. Első sorban két dolog érdekelt: hatnak-e a hitelminősítők autonóm módon az állampapírhozámokra (ezáltal súlyosbíthatják-e az adósságválságokat), illetve a hitelminősítések kialakítási folyamata konzisztens-e azzal az állítással, hogy a minősítők a makrogazdasági ciklikusságot erősítik a „túl jó” minősítések kiosztásával fellendülés közepette, és „elhamarkodott” leminősítésekkel a válságok alatt. A következtetéseim erejét limitálja, hogy makroadatokat még csak a válság első szakaszáról érhetőek el, de pár eredmény mindenképpen megfontolásra érdemes. A nagy hitelminősítők közül a Standard & Poor's adataira koncentráltam, főként az adatok elérhetősége miatt. Eredményeim a következőképp összegezhetőek:

A hitelminősítői besorolás változása kimutathatóan csak a hosszú távú állampapírok hozamával korrelál (és a modellek összesített magyarázó ereje a szignifikáns esetekben is gyenge). A látható korreláció is a válságidőszakra, azon belül pedig a leminősítési eseményekre koncentrálódik. Az elérhető makrogazdasági mutatókra kontrollálva a leminősítések hozamokra gyakorolt hatása két időszak után kimutathatatlan. Mivel ezt az eredményt viszonylag kevés kontrollváltozó alkalmazásával értem el, melyek összesített magyarázóereje erős volt, de közel sem 100%-os, telítettebb modell alkalmazásával, jobb adatokkal a minősítések változásának látható autonóm hatása lehet, hogy nulla lett volna, ami konzisztens lenne a piacok hatékonyságának feltételezésével.

A minősítések modellezésénél fontos eredmény, hogy a minősítői skála a modellszámítások alapján nem tér el komolyan a lineáristól, így a fixhatásbecslések egyszerűsítő feltételezései megfelelőek lehetnek. Mind a fixhatás- mind az ordered probit modellek eredményei arra utalnak, hogy a válság bekövetkeztével a minősítések nem jobban, hanem sokkal kevésbé reagáltak a fundamentumok változásaira, mint saját korábbi viselkedésük indokolta volna. A fundamentumok változásait számításaim szerint a minősítő csak későn és tompítva fordítja le változó minősítéssé. Ennek alapján tanulmányom nem támasztja alá azt a hipotézist, hogy a hitelminősítők hozzájárultak a világ (így Magyarország) problémáinak súlyosbításához, részvételük a „statiszta”, illetve esetleg a „bűnbak” szerepére koncentrálódik.

Felhasznált irodalom

- Afonso, António, Davide Furceri, and Pedro Gomes. “Sovereign Credit Ratings and Financial Markets Linkages: Application to European Data.” *Journal of International Money and Finance* 31, no. 3 (April 2012): 606–638.
- Afonso, António, and Pedro Gomes. *Do Fiscal Imbalances Deteriorate Sovereign Debt Ratings?* Working Paper. Department of Economics at the School of Economics and Management (ISEG), Technical University of Lisbon., 2010.
<http://ideas.repec.org/p/ise/isegwp/wp242010.html>.
- Afonso, Antonio, Pedro Gomes, and Philipp Rother. “Ordered Response Models for Sovereign Debt Ratings.” *Applied Economics Letters* 16, no. 8 (2009): 769–773.
- Afonso, António, Pedro Gomes, and Philipp Rother. “Short- and Long-run Determinants of Sovereign Debt Credit Ratings.” *International Journal of Finance & Economics* 16, no. 1 (January 19, 2010): 1–15.
- Afonso, Antonio. “Understanding the Determinants of Sovereign Debt Ratings: Evidence for the Two Leading Agencies.” *Journal of Economics and Finance* 27, no. 1 (2003): 56–74.
- Andritzky, Jochen R., Geoffrey J. Bannister, and Natalia T. Tamirisa. “The Impact of Macroeconomic Announcements on Emerging Market Bonds.” *Emerging Markets Review* 8, no. 1 (March 2007): 20–37.
- Arezki, Rabah, Bertrand Candelon, and Amadou N. R. Sy. “Sovereign Rating News and Financial Markets Spillovers □ : Evidence from the European Debt Crisis Rabah Arezki Sovereign Rating News and Financial Markets Spillovers □ : Evidence from the European Debt Crisis Abstract.” *October* 11/68 (2011): 1–18.
- Binder, John. “The Event Study Methodology Since 1969.” *Review of Quantitative Finance and Accounting* 11, no. 2 (1998): 111–137.
- Bissoondoyal-Bheenick, Emawtee. “An Analysis of the Determinants of Sovereign Ratings.” *Global Finance Journal* 15, no. 3 (February 2005): 251–280.

- Bissoondoyal-Bheenick, Emawtee, Robert Brooks, and Angela Y.N. Yip. “Determinants of Sovereign Ratings: A Comparison of Case-based Reasoning and Ordered Probit Approaches.” *Global Finance Journal* 17, no. 1 (September 2006): 136–154.
- Borio, Claudio E. V., and Frank Packer. “Assessing New Perspectives on Country Risk.” *SSRN eLibrary* (n.d.). http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1967457.
- Cantor, Richard, and Frank Packer. “Determinants and Impacts of Sovereign Credit Ratings.” *FRBNY Economic Policy Review* (October 1996): 37–54.
- . “Sovereign Credit Ratings.” *Current Issues in Economics and Finance* 1, no. 3 (1995): 1–6.
- Eichengreen, Barry, and Ashoka Mody. “What Explains Changing Spreads on Emerging-Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?” *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 6408 (1998). <http://www.nber.org/papers/w6408>.
- Ferri, G., L.-G. Liu, and J. E. Stiglitz. “The Procyclical Role of Rating Agencies: Evidence from the East Asian Crisis.” *Economic Notes* 28, no. 3 (December 2, 2003): 335–355.
- Flandreau, Marc, Norbert Gaillard, and Frank Packer. “To Err Is Human: US Rating Agencies and the Interwar Foreign Government Debt Crisis.” *European Review of Economic History* 15, no. 3 (December 1, 2011): 495–538.
- Gaillard, Norbert. “Fitch, Moody’s and S&P’s Sovereign Ratings and EMBI Global Spreads: Lessons from 1993-2007.” *International Research Journal of Finance and Economics*, no. 26 (2009).
- Gande, Amar, and David C. Parsley. “News Spillovers in the Sovereign Debt Market.” *Journal of Financial Economics* 75, no. 3 (March 2005): 691–734.
- González-Rozada, Martín, and Eduardo Levy Yeyati. “Global Factors and Emerging Market Spreads.” *The Economic Journal* 118, no. 533 (November 1, 2008): 1917–1936.
- Greene, William H. *Econometric Analysis*. 7th ed. Prentice Hall, 2011.
- Hill, Paula, Robert Brooks, and Robert Faff. “Variations in Sovereign Credit Quality Assessments Across Rating Agencies.” *Journal of Banking & Finance* 34, no. 6 (June 2010): 1327–1343.

- Hill, Paula, and Robert W. Faff. "Do Credit Watch Procedures Affect the Information Content of Sovereign Credit Rating Changes?" *SSRN eLibrary* (September 14, 2007).
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=968273.
- Hilscher, Jens, and Yves Nosbusch. "Determinants of Sovereign Risk: Macroeconomic Fundamentals and the Pricing of Sovereign Debt*." *Review of Finance* 14, no. 2 (April 1, 2010): 235–262.
- Hooper, Vince, Timothy Hume, and Suk-Joong Kim. "Sovereign Rating changes—Do They Provide New Information for Stock Markets?" *Economic Systems* 32, no. 2 (June 2008): 142–166.
- How We Rate Sovereigns*. Standard and Poor's, 2012.
http://www.standardandpoors.com/spf/ratings/How_We_Rate_Sovereigns_3_13_12.pdf.
- Hu, Yen-Ting, Rudiger Kiesel, and William Perraudin. "The Estimation of Transition Matrices for Sovereign Credit Ratings." *Journal of Banking & Finance* 26, no. 7 (July 2002): 1383–1406.
- Ismailescu, Iuliana, and Hossein Kazemi. "The Reaction of Emerging Market Credit Default Swap Spreads to Sovereign Credit Rating Changes." *Journal of Banking & Finance* 34, no. 12 (December 2010): 2861–2873.
- Kamin, Steven B., and Karsten Von Kleist. "The Evolution and Determinants of Emerging Markets Credit Spreads in the 1990s." *SSRN eLibrary* (May 1999).
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=850104.
- Kaminsky, Graciela L., and Sergio L. Schmukler. "What Triggers Market Jitters?: A Chronicle of the Asian Crisis." *Journal of International Money and Finance* 18, no. 4 (August 1999): 537–560.
- Kaminsky, Graciela, and Sergio L. Schmukler. "Emerging Market Instability: Do Sovereign Ratings Affect Country Risk and Stock Returns?" *The World Bank Economic Review* 16, no. 2 (August 1, 2002): 171–195.
- Kiff, John, Sylwia Barbara Nowak, and Liliana B. Schumacher. "Are Rating Agencies Powerful? An Investigation into the Impact and Accuracy of Sovereign Ratings." *SSRN eLibrary* (January 2012).
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1997736.

- Kräussl, Roman. “Do Credit Rating Agencies Add to the Dynamics of Emerging Market Crises?” *Journal of Financial Stability* 1, no. 3 (April 2005): 355–385.
- Kruck, Andreas. *Private Ratings, Public Regulations - Credit Rating Agencies and Global Financial Governance*. 1st ed. Transformations of the State. Palgrave Macmillan, 2011.
- Larraín, H. Reisen, and J. Von Maltzan. “Emerging Market Risk and Sovereign Credit Ratings.” *European Financial Management* 124, no. 124 (1997).
- Mora, Nada. “Sovereign Credit Ratings: Guilty Beyond Reasonable Doubt?” *Journal of Banking & Finance* 30, no. 7 (July 2006): 2041–2062.
(2007): 47–83.
- Reisen, Helmut, and Julia Von Maltzan. “Boom and Bust and Sovereign Ratings.” *International Finance* 2, no. 2 (December 16, 2002): 273–293.
- Reisen, Helmut, and Julia von Maltzan. “Sovereign Credit Ratings, Emerging Market Risk and Financial Market Volatility.” *Intereconomics* 33, no. 2 (1998): 73–82.
- Sy, Amadou N.R. “Emerging Market Bond Spreads and Sovereign Credit Ratings: Reconciling Market Views with Economic Fundamentals.” *Emerging Markets Review* 3, no. 4 (December 1, 2002): 380–408.