

AZ IRB PD PARAMÉTERBECSLÉS PIT- ÉS TTC-PROBLEMATIKÁJA A FELÜGYELETI FELÜLVIZSGÁLATOK TÜKRÉBEN

Nagy Gábor – Bíró Gergely

A pénzügyi intézményeknek a kockázataikat szavatolótőkével kell fedezniük. Általánosságban a legjelentősebb kockázatnak a hitelintézetek körében a hitelkockázat tekinthető, ahol a szabályozó (Bázel II. óta) kockázaterzékeny tőkekövetelmény-számítást is lehetővé tesz az IRB-módszer (Internal Rating Based Approach, azaz belső minősítésen alapuló módszer) alkalmazásán keresztül. Maga a módszer széles körben ismert, jelen publikáció során az IRB-módszer paraméterei közül a PD-vel (probability of default, azaz nemteljesítési valószínűség) foglalkozunk. A hangsúlyt arra helyezzük, hogy a hitelintézetek PD-meghatározási módszertana milyen esetekben biztosítja a szabályozó által elvárt tőkekövetelmény megfelelő szintjét. Természetesen a probléma nemcsak az 1. pillérben állhat fenn az IRB alkalmazásán keresztül, hanem a 2. pilléres hitelkockázati portfóliómodellek esetében is releváns kérdés.

JEL-kódok: C4, G2

Kulcsszavak: TTC PD, PiT, PD, tőkekövetelmény, ciklikusság, stabilitás, makrogazdasági faktorok, modellezés

1. MOTIVÁCIÓ

A felügyeleti felülvizsgálatok kapcsán több esetben problematikus volt, hogy konjunktúra esetén az intézmények által sok esetben használt PD-k túlzottan alacsonyak, mivel azok tipikusan PiT (Point-in-Time) jellegűek, és ezzel együtt a hitelkockázati tőkekövetelmény-szintek is nagymértékben csökkennek. Gazdasági dekonjunktúra esetén ellenben épp az ellenkezője történik. A PiT típusú PD-k szintje nő, ami a tőkekövetelmény magasabb szintjét eredményezi. Ezen felülvizsgálatok kapcsán a felügyeleti hatóságok gyakran aggályosnak tartják, hogy konjunktúra esetén a 99,9%-os konfidenciaszint mellett meghatározott IRB-tőkekövetelmény nem fedi le a nem várt veszteségeket.

Vasicek (2002) modellje, amelyen az IRB-tőkefüggvény is alapszik, a feltételes PD (azaz a gazdaság egy adott, pl. stresszállapota melletti PD) meghatározásához a feltétel nélküli PD-t használja fel. A Vasicek-modell ugyan meghatározza (a matematikai modellben és keretrendszerben), hogy mit kell érteni feltétel nélküli PD

alatt, a gyakorlatban ez azonban már kevésbé nyilvánvaló. Fontos hangsúlyozni, hogy a Vasicek-modell alapvetően leegyszerűsített modell (a veszteség eloszlását a portfólióelemek azonos lejáratra, default-valószínűsége és eszközkorrelációja mellett határozza meg), ugyanakkor a jelenleg is hatályos tőkekövetelményt számító IRB-megközelítés alapja.

Ebből fakadóan fontos, hogy azt az intézmények úgy alkalmazzák (a modellt érő kritikák ellenére), hogy végső soron prudens tőkekövetelményt eredményezzen. Jelen publikáció során arra mutatunk be lehetőségeket, hogy az IRB-modell inputként szolgáló PD-jét milyen módszerekkel lehet úgy meghatározni, hogy az prudens, stabil és kellően konzervatív tőkekövetelményt eredményezzen.

Megemlítjük, hogy egyes eljárások számos ponton vihetnek torzítást és bizonytalanságot a tőkekövetelmény-számításba; ugyanakkor úgy értékeljük, hogy a módszerek alkalmazásából fakadó haszon (prudensebb, stabilabb tőkekövetelmény meghatározása) meghaladja az eljárásból fakadó költségeket (hiba és bizonytalanság mértékét az eredménnyel kapcsolatban), azaz elkerüli a tőkekövetelmény alulbecslésének veszélyét a javuló gazdasági körülmények között.

A tanulmányban alapvetően négy módszert – kalibráción alapuló, TTC- (Through-the-Cycle) minősítésen alapuló, Vasicek-modellre épülő és PRA-módszertan¹ szerinti eljárást – vizsgáltunk (ebből részletesebben kettőt – Vasicek és PRA – mutatunk be), amelyek többé-kevésbé biztosítják a tőkekövetelmény stabilitását és mindenkoron prudens szintjét, beleértve a javuló gazdasági körülményeket is.

2. A PROCIKLIKUSSÁGRÓL

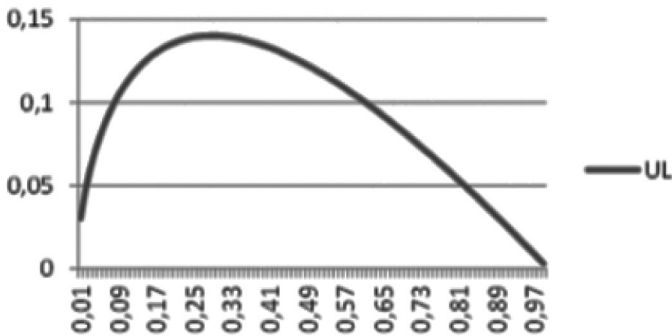
Az már a sztenderd módszer bevezetése kapcsán is nyilvánvalóvá vált, hogy a tőkekövetelmény-meghatározási módszer maga prociklikus. Ennek az az oka, hogy gazdasági dekonjunktúrában az intézmények tőkekövetelménye alapvetően nem vagy csak kismértékben változik (csökken), ezzel szemben a szavatolótóke – amellyel az intézmény a tőkekövetelményt lefedi – a negatív eredményen keresztül nagyobb mértékben csökkenti a tőkemegfelelést. Ez arra készteti az intézményt az egyensúly helyreállítása érdekében, hogy vagy forrást vonjon be (egyúttal forrást elvonva a gazdaság más szereplőitől), vagy csökkentse a mérlegét oly mértékben (pl. nem pótolja a lejárt hiteleket), hogy a mérlegben maradt hitelek kockázatát az intézmény csökkent szavatolótókéje még mindig lefedje. Mindkét akció (forrásbevonás vagy a hitelezés csökkentése) ront a gazdaság állapotán és nehezíti a kilábalást a dekonjunktúrából, sőt egyenesen súlyosbítja azt.

1 PRA: Prudential Regulation Authority, a Bank of England prudenciális felügyeleti intézménye

A sztenderd módszerhez képest az IRB-módszer felhasználja a kitétségekhez kapcsolódó kockázati paramétereket is, és elsődlegesen a PD változásán keresztül okozhatja a tőkekövetelmény változékonyságát. Ez azt jelenti, hogy amennyiben az intézmény olyan PD-ket alkalmaz, amelyek a gazdasági ciklussal együtt mozognak, akkor a ciklus miatt változékonny PD-k hatása megmutatkozik a tőkekövetelményben is. Egy gazdasági recesszió esetén ez esetben a sztenderd módszerhez képest erősebb prociklikus hatás várható, hiszen a megnövekedett PD-k miatt nő az intézmény tőkekövetelménye, míg a szavatolótőkéje az előző esettel megegyező mértékben csökken, így a gap a tőkekövetelmény és az annak lefedésére szolgáló szavatolótőke között megnő (hiszen sztenderd módszer alkalmazása esetén a tőkekövetelmény nagyjából változatlan marad). Ez még intenzívebb beavatkozásra, azaz tőkebevonásra vagy mérleg leépítésre kényszeríti az intézményt.

1. ábra

Tőkekövetelmény² a PD függvényében



Forrás: saját szerkesztés

Ahogy az 1. ábra is mutatja, releváns (alacsony PD-jú) tartományban a tőkekövetelmény monoton növekvő a PD függvényében, így a megnövekedett PD-k egyben magasabb tőkekövetelményt³ is jelentenek.

A tőkemegfelelés során fellépő prociklikusság felügyeleti szempontból sem kívánatos.

Gazdasági fellendülés esetén a csökkenő PD-szintek miatt az intézmény egységnyi kitétséget olcsóbban tud finanszírozni és szavatolótőkével lefedni, mint válság idején, mindez mérlegének növekedéséhez vezet.⁴ Ilyenkor a szabályozó

² A cikk során a „tőkekövetelmény; nem várt veszteség; unexpected loss” kifejezéseket szinonimaként használjuk.

³ Lakossági jelzáloghitelre vonatkozó IRB-tőkefüggvény.

⁴ Az anticiklikus tőkepuffer módszertanára és alkalmazására nem térünk ki a cikkben.

részéről prudenciális aggodalmak merülnek fel: féltő, hogy a csökkent PD-szintek az IRB-n keresztül alacsonyabb tőkekövetelményt határoznak meg, amelyek nem nyújtanak kellő fedezetet a nem várt veszteségekre.

2.1. Point-in-Time (PiT) és Through-the-Cycle (TTC) fogalmak

A banki minősítőrendszerek tipikusan hibrid rendszerek, azaz a tisztán elméleti Point-in-Time (PiT) és Through-the-Cycle (TTC) minősítőrendszerek között helyezkednek el. Ez azt jelenti, hogy sem tisztán PiT-, sem tisztán TTC-tulajdonságokkal nem rendelkeznek, hanem valamennyire PiT- és valamennyire TTC-jellemzőkkel bírnak. Ahhoz, hogy az anyag során elkerüljük a félreértéseket, ezen fejezetben tisztázzuk, hogy mit értünk PiT- és TTC-minősítőrendszer alatt. A szakirodalom nem egységes a fogalmak használatában, többféle TTC-fogalommal is lehet találkozni. Az IRB-t megalapozó Vasicek-modellben (Vasicek, 2002) nem is jelennek meg a minősítési filozófiák, ott feltételes PD (azaz a gazdaság egy adott állapota melletti PD) és feltétel nélküli PD-fogalmakkal lehet találkozni. Gyakran PiT PD és TTC PD fogalomként (és becslésként) jelennek meg a szakirodalomban, és ezeket önmagukban még nem könnyű becsléni és elhelyezni a Vasicek-féle keretrendszerben. Továbbá az sem nyilvánvaló, hogy a PiT-minősítőrendszerekre alapozva hogyan lehet TTC PD-t előállítani, és az mennyiben tér el egy TTC-minősítésből derivált PD-től.

A minősítő intézmények (Moody's és S&P) által adott értékeléseket gyakran tekintik TTC-minősítésnek. Ezek időben stabilabbak, mint pl. a KMV⁵ által adott PiT-minősítések (és ugyanez tapasztalható számos hazai intézmény esetében is). A minősítő intézmények – belső dokumentációik szerint (Gordy, 2006) – arra töreksenek, hogy kiszűrjék a gazdasági ciklus változásának hatását az ügyfélminősítésből. Carey és Hrycay (2001) alapján a minősítő intézmények TTC-minősítései figyelembe veszik annak a valószínűségét, hogy az ügyfél túlél egy stressz-szenáriót. Ez esetben is, mivel a stressz-szenárió fix, a minősítés független a gazdaság aktuális állapotától. Cantor (2001) azt írja, hogy a Moody's úgy rendeli az ügyfelekhez a minősítéseket, hogy azokban minimalizálja a hirtelen migrációt a minősítési kategóriák között, és csak akkor minősít át, ha nem valószínű, hogy az ügyfél rövid időn belül visszakerül a korábbi minősítésbe.

5 A KMV-modell egy strukturális modell, azaz egy adott cég hitelkockázatát annak eszköz-forrás struktúrája függvényében határozza meg. A modell a Black-Scholes-Merton-keretrendszer kiterjesztésével határozza meg a default valószínűségét. A KMV többek között létrehozott egy default-adatbázist is, amelynek a segítségével a modellben számított Distance-to-Default értékeket összeköti az empirikusan megfigyelt default-valószínűségekkel. A Distance-to-Default távolság meghatározásának lényeges pontja, hogy a defaultpontot nem pusztán a kötelezettségek szintje jelenti, hanem figyelembe vették a rövid és hosszú lejáratú kötelezettségek megoszlását is.

A PRA (Bank of England, 2015b) anyaga alapján a PiT- és TTC-minősítőrendszereket az alábbi tulajdonságok mentén definiáljuk.

PiT-rendszer:

- a default kockázatát egy fix – tipikusan 1 éves – időtávon becsli;
- egy PiT-minősítőrendszerben a default kockázatának a megnövekedése általánosságban együtt jár a rosszabb minősítési kategóriákba történő migrálással;
- a minősítési kategóriánkénti defaultráták stabilak, és közel vannak a kategória PD-hez;
- időben volatilis tőkekövetelményt eredményez.

TTC-rendszer:

- az intézmény arra törekszik, hogy a gazdasági ciklus okozta volatilitást kiszűrje a defaultkockázatból, az ügyfél kockázatát a cikluson átívelő módon mérje;
- a TTC-minősítés nem reagál a gazdasági ciklus változásaira, következésképpen a tőkekövetelmény nem volatilis (pusztán a gazdasági ciklus változása miatt);
- az aktuális defaultráták az egyes minősítési kategóriákon belül volatilisak (ciklussal együtt mozognak – konjunktúrában csökkennek, recesszióban megnőnek), és különböznek a kategória PD-től;
- időben stabilabb tőkekövetelményt eredményez.

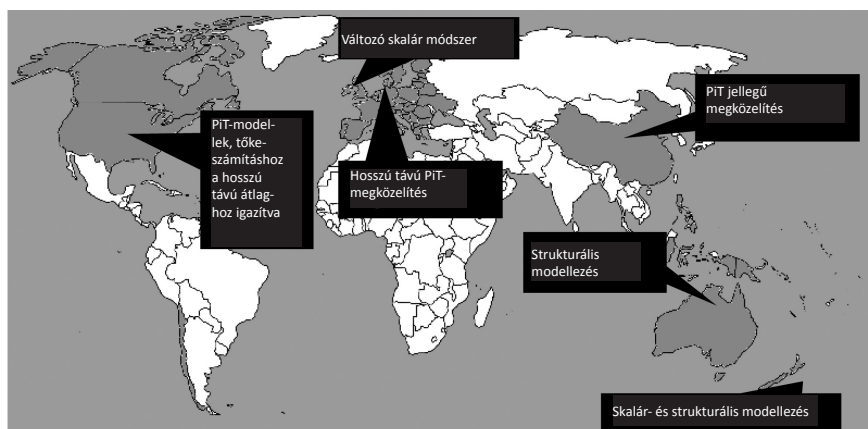
Fontos, hogy a minősítési filozófiát (mennyire PiT, mennyire TTC) ne keverjük össze azzal a CRR szerinti elvárással, hogy a PD-becslésnek a minősítési kategóriánkénti defaultráták hosszú távú átlagán kell alapulnia. Puskán a PD-k a defaultráták hosszú távú átlagához való kategóriánkénti kalibrálása egy PD-t sem tesz PiT vagy TTC jellegűvé.

A BCBS (2016), amely jelenleg piaci konzultáció alatt van, javasolja a minősítőrendszerek olyan kialakítását, hogy a minősítési kategóriák időben és gazdasági cikluson keresztül stabilak legyenek. Migráció egyik kategóriából a másikba csak az egyedi (idioszinkratikus) vagy az iparág-specifikus változások esetén következzen be, és ne a gazdasági ciklus változása miatt. Ez összhangban van a PRA-definícióval is, és az anyag során ebben az értelemben használjuk a TTC-minősítés és TTC PD fogalmakat.

A jelenlegi szabályozás nem annyira egységes és kiforrott abban a kérdésben – a jelenleg létező PD-re vonatkozó előírások (Basel, CRR, EBA Guideline) ellenére sem –, hogy milyen PD is jelenti konkrétan az IRB-tőkefüggvény inputját. Ebből fakadóan világszerte a PiT-TTC-skála minden tartományában található PD-modelleket, amelyekhez különböző tőkekövetelményszintek kapcsolódnak.

Amint a lenti térképes ábrán is látható, Észak-Amerikában az alapvetően PiT PD-értékeket igazítják egy hosszú távú átlaghoz a tőkeszámítás során. Az Egyesült Királyságban a cikkben részletesebben is kifejtett skalár módszerrel skálázzák fel cikluson átívelő szintre a nemteljesítési valószínűséget, míg a kontinentális Európában a TTC-modellek helyett szintén a rövid távú PiT-modellekkel becsült paraméterek hosszú távú értéké alakítása volt a trend. Ausztráliában és Új-Zélandon egyre inkább a strukturális modellek terjednek el, míg Ázsia keleti régióiban a PiT-megközelítés a domináns.

2. ábra Tőkekövetelményhez használt PD-k



Forrás: saját szerkesztés Ben Begin (2012) alapján

3. A PROCIKLIKUSSÁG CSÖKKENTÉSÉNEK MÓDSZEREI

Mint azt a bevezető szakaszban említettük, a tőkeszabályozás és a banki viselkedés prociklikussága nemkívánatos gazdasági következményekkel jár, amelyek csökkentését a Bázeli III. kiemelt célként fogalmazta meg. Bár igaz az is, hogy a downturn LGD megkövetelésével, a hosszú távú tapasztalatot tükröző PD-beccsléssel a Bázeli II.-nek is a szándékában állt a prociklikusság tompítása. A Bázeli III. a prociklikusság kezelésére több eszközt is meghatároz. A minimum felett felépített tőkepuffer felhasználhatóvá válik egy esetleges stressz esetén is, ennek egyik eszköze a tőkefenntartási pufferkövetelmény. Ezt egészíti ki az anticiklikus tőkepuffer, ami a pénzügyi rendszer túlfűtöttségének időszakában a fenntarthatatlan mértékű hitelbővülést kívánja megakadályozni. A Bázeli III. kimondja azt is: magában a minimumtőke-követelményben megjelenő prociklikusságot is

csökkenteni szükséges; mindamellet elismeri, hogy a kockázaterzékenység és a prociklikusság bizonyos mértékig elválaszthatatlanok egymástól.

Gordy (2006) három módszertant említ a tőkekövetelmény prociklikusságának csökkentésére:

- i. TTC minősítési rendszer alkalmazása, ahol az ügyfél minősítése nem tartalmazza a gazdasági ciklus hatását. Ha a PD-t egy ilyen rendszerben ratingkategóriánkénti, hosszú távú defaultráták átlagából számoljuk, akkor a TTC-rendszer csökkenti az ügyfél PD-jének érzékenységet a makrogazdasági környezetre.
- ii. Maga a tőkefüggvény is kisimítható, hogy csökkentsük a tőkekövetelmény érzékenységet a PD-re.
- iii. Harmadik lehetőségként magának az IRB-tőkekövetelménynek az eredménye is kisimítható.

Az i. pont egyértelmű, ahhoz nem is fűzünk kommentárt.

A második pont (ii.) kapcsán megjegyezzük, hogy az IRB-tőkefüggvény alkalmazása során non-retail esetben az eszközkorreláció a PD monoton csökkenő függvénye. Ezt az a megfigyelés motiválja, hogy egyrészt a kisebb cégek magasabb PD-vel és kisebb eszközkorrelációval rendelkeznek, mint a nagy cégek. Ezen összefüggés beépítése az IRB-be csökkenti az IRB prociklikusságát, hiszen a magasabb PD magasabb tőkekövetelményt eredményezne, amit tompít a magasabb PD-hez kapcsolódó, alacsonyabb eszközkorreláció.

Kitérünk röviden (annak kevésbé ismert jellege miatt) iii. kapcsán az egyik eljárásra is, amelyik nem a kockázati paramétereket, hanem az eredményként kapott szabályozói tőkekövetelményt simítja (Gordy, 2006). A szerzők „anticiklikus indexálás” néven említik a műveletet. A módszer lényege, hogy minden időszakra a szabályozó meghatároz egy α szorzót, amellyel az IRB-formulából kapott tőkekövetelményt beszorozza, így megkapva a simított értéket.

$$\hat{C}_{i,t} = \alpha_t C_{i,t} \quad (1)$$

A módszer lényege, hogy a prociklikus PiT PD cikluson belüli változását és az ebből eredő tőkekövetelmény-növekedést, illetve -csökkenést az α paraméter segítségével lehetséges mérsékelni. Az α értéket egy makroökonómiai faktor különböző időpontbeli állapotainak exponenciális súlyozásából, illetve az α varianciájából kapott korrekciós paraméter segítségével számítja ki, és az adott szabályozó által ellenőrzött minden intézményre egységesen vonatkozik. A C az i intézmény tőkekövetelményét jelenti a t időpontban, a \hat{C} pedig az α paraméter segítségével simított tőkekövetelmény ugyanarra az intézményre és időpontra vonatkozóan. Megemlítjük: a módszertan hasonlít az anticiklikus tőkepufferre, bár ott a cél alapvetően a hitelezés túlfűtöttségének csillapítása, a túlzott hitelbővülés vissza-

fogása. A fent vázolt módszertannal az a probléma, hogy nem veszi figyelembe, hogy az egyes bankok tőkekövetelményei más és más mértékben mozognak ciklikusan a gazdaság állapotával, ezért az egységes α paraméter egységes megállapítása nem vezet minden bank esetében anticiklikus tőkekövetelményhez.

Az időben stabil tőkekövetelmény meghatározása során több módszertant teszteltünk, ezek közé tartoznak a kalibrációs módszerek (fejlesztési minta kalibrálása a hosszú távú átlaghoz), a PRA gyakorlata (változó skalár módszer), a TTC-minősítésen alapuló PD-meghatározás, valamint a Vasicek-alapú megközelítés (ahol a feltétel nélküli PD a feltételes PD várható értéke). Ezeket a PRA és Vasicek-alapú módszereket fejtjük ki bővebben, aminek az az oka, hogy a kalibrációs módszerek alkalmazása a bankok körében nagymértékben ismert. Ugyanakkor ez utóbbi kapcsán azonban szintén észrevétellel élünk, valamint a TTC-minősítésen alapuló tapasztalatokat is ismertetjük.

4. A TTC PD MEGHATÁROZÁSÁNAK LEHETŐSÉGEI

Két fő probléma kapcsán vizsgáltuk meg a lehetőségeket:

- 1) Szükséges a hosszú távú (portfóliósintű) defaultráta meghatározása az esetekben, ahol az intézménynek nincs elég hosszú időszora. A defaultráták hosszú távú átlaga egy szükséges input az időben stabil tőkekövetelmény meghatározásához, hiszen, mint láttuk, az IRB-képlet is egy hosszabb távú, rosszabb gazdasági éveket is magába foglaló célszinthez kalibrált PD-t alkalmaz.
- 2) TTC PD meghatározása aktuális banki portfólióra.

Az elsődleges cél azonban (amely a fenti két problémakört is összefogja) a tőkekövetelmény prociklikusságának a tompítása, a tőkekövetelmény stabilitása. A Gordy (2006) által felvetett prociklikusságot csökkentő módszerek közül elsődlegesen azokat vizsgáltuk, amelyek a PD meghatározásán keresztül érik el a kívánt célt.

Az első probléma kapcsán annak a lehetőségét vizsgáltuk meg, hogy ha egy intézmény nem rendelkezik kellően hosszú defaultráta-időszorral, úgy milyen módszerrel tudná azt reprodukálni. Ennek megfelelően az adott intézmény adott portfólióra vonatkozó defaultráta-időszora és a makrogazdasági változók között kapcsolatot állítunk fel, majd visszamenőlegesen – ismerve a makrogazdasági magyarázó változók alakulását – megbecsüljük a múltbeli defaultrátákat, hogy az időszor hossza egy teljes ciklust lefedjen. Jelenleg nincs definiálva, hogy mit jelent a gazdasági ciklus, ami meghatározná, hogy hány év tényleges vagy becsült defaultrátáit kell figyelembe venni. A PRA-ajánlás azonban jó kiindulási pontot jelenthet; eszerint egyformán legyenek az időszorban reprezentálva felívelő és re-

cessziós időszakok. Ennek az alapján az elmúlt 10-12 év adatsora ilyen szempontból megfelelő választás lehet egy ciklus leírására.⁶

A defaultráta és makrogazdasági magyarázó változók közötti kapcsolatot minden intézményre egyedileg kell felállítani (minden lényeges szegmensre).⁷ Ennek elsődleges oka, hogy az intézmények különbözőképpen definiálják a defaultot.

A második probléma a TTC PD meghatározását jelenti ügyfél/ügylet szinten azért, hogy az IRB vagy a bank kockázatérzékeny tőkekövetelmény-számító motorjába beilleszthető legyen.

Az intézmények gyakran alkalmazzák azt a módszert, hogy fejlesztési mintájuk PD-jét egy hosszú távú, átlagos defaultrátához kalibrálják. Ezzel kapcsolatban a felügyeleti ICAAP-vizsgálatok tapasztalata az (főleg vállalati PD-modellek esetén), hogy amennyiben az alkalmazott változók a gazdasági ciklussal együtt mozognak, úgy az egyes évekre jellemző PD-k is változékonyak lesznek. A teljes fejlesztési minta kalibrált PD-je ugyan meg fog egyezni a defaultráták hosszú távú átlagával (central tendency), ugyanakkor az egyes évekre jellemző PD-k a ciklussal együtt mozogva hol átlag alattiak, hol átlag fölöttiek lesznek. Az, hogy az egyes évekre jellemző PD-k mennyire térnek el a hosszú távú defaultráta átlagától, elsődlegesen azon múlik, hogy milyen arányú a gazdasági ciklussal együtt mozgó változók száma, illetve azok mennyire érzékenyek a gazdasági ciklusra.

A problémák taglalása során előre vesszük a második probléma taglalását, feltételezve, hogy az intézmény defaultráta-idősora megfelelő hosszúságú, majd csak ezt követően térünk ki az első problémára, ahol a meglévő defaultráta-idősort kibővítjük, és a kibővített idősor defaultráta-adatait használjuk fel a TTC PD meghatározásához.

4.1. TTC rating

Az alkalmazott PD-k TTC-vé alakítása mellett (lásd későbbi modellek) adódik az a lehetőség is, amikor maga a minősítő rendszer TTC jellegű, és az ahhoz kapcsolódó PD-k jelentik az IRB-tőkefüggvény inputját. Az ügyfelek TTC-besorolása biztosítja azt, hogy csak az egyedi kockázatuk változása esetén kerüljenek át másik minősítési kategóriába. Gordy (2006) az egyes TTC-minősítésekhez tartozó defaultrátákat átlagolja ki a cikluson keresztül, és rendeli hozzá a minősítési osztályhoz. Ez lakossági szegmens esetében inkább megvalósítható, hiszen ott az intézmények által alkalmazott applikációs minősítések tipikusan olyan változókat

6 Ha valaki 5 év múlva olvassa a cikket, akkor már nem feltétlenül ez a 10-12 év a megfelelő választás.

7 Ez problémát jelenthet bizonyos módszerek alkalmazása esetén, például ha az intézmény szétválasztaná a szisztematikus és egyedi sokkokból származó hatásokat. A szisztematikus hatás természetesen jobban mérhető a bankrendszer szintjén, mint az egyedi intézmények szintjén.

tartalmaznak, amelyek összességükben nagymértékben függetlenek a gazdasági ciklustól (szociodemográfiai változók, nagyrészt a PTI), tehát inkább TTC, semmint PiT jellegűek. Az intézménynek az aktuális minősítő modelljével kell időben visszafelé lefuttatni modelljét, és besorolnia az ügyfeleket. Ha ez a besorolás megtörtént, a minősítési osztályonként megfigyelt, átlagos defaultráta lehet az alapja egy TTC jellegű PD-nek (ami pl. egy logit modellben előáll).

Ezen besorolás elvégzésének további előnye, hogy rámutat a portfólió minőségének a változására is, azaz ciklustól függetlenül látható, ha változik a jobb besorolású ügyfelek aránya (pl. a hitelezési politika változásának a következtében). Egy PiT PD-t alkalmazó hitelintézet esetében a PD-k javulása végbemehet portfólióromlás mellett is, amennyiben a gazdaság állapota nagyobb mértékben javul, mint amilyen mértékben a portfólió kockázatosabbá válik.

Másik lehetőségként adódik, hogy az intézmény egy időben nagy (ciklust lefedő) minta fölött az applikációs változók alkalmazásával épít PD-modellt (pl. logisztikus regresszióval), és alkalmazza az eredményeket az aktuális portfóliójára.

4.2. A PRA és a változó skalár módszer

A PRA az úgynevezett „változó skalár” (variable scalar) módszertant alkalmazza a point-in-time paraméterek ciklustól függetlenné konvertálására. Az eljárás lényege, hogy bizonyos feltételek mellett az időben ciklusnak megfelelően változó point-in-time becslést egy időben szintén változó skalárértékkel megszorozva, a portfólió nemteljesítési valószínűségét a portfóliószintű hosszú távú átlaghoz igazítják. A skalár megállapítása portfóliószinten történik, azaz a portfóliószintű hosszú távú defaultráta átlagát osztják el az aktuális portfóliószintű defaultrátaival, majd ezzel a skalárral kell felszorozni a minősítési kategória szerinti PiT szerinti PD-ket.

A kategóriánkénti PD-k tehát továbbra is különbözni fognak, ugyanakkor a portfólió átlagos PD-je pontosan meg fog egyezni a hosszú távú átlaggal. Ezen túlmenően a portfóliószintű PD mindig a hosszú távú átlaggal egyezik meg, ami ebből adódóan nem kezeli az idősorban rejlő, strukturális változásokat.

Tegyük fel, hogy a Bank PD₁–PD₇ teljesítő kategóriákkal rendelkezik, amelyekhez PiT PD-t rendel.

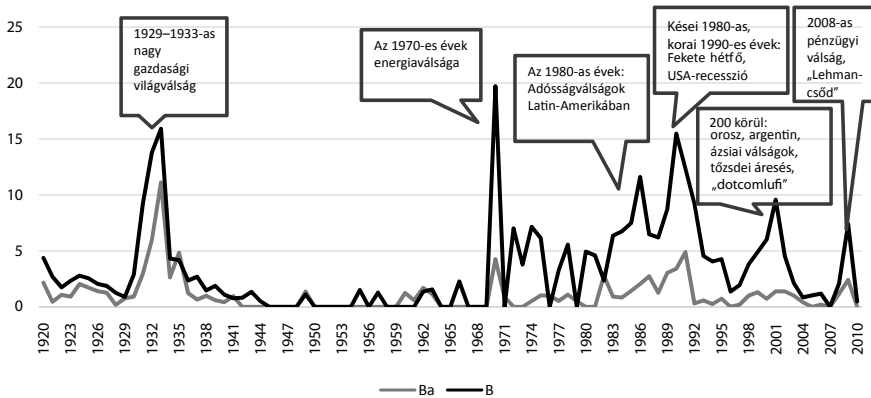
A hosszú távú defaultráta átlaga és az aktuális defaultráta hányadosa legyen k_1 . Ez esetben ezzel a k_1 skalárral szorozza fel az intézmény a PiT PD-ket tőkekövetelmény-számítási céllal, és a szorzást követően pontosan a defaultráta-átlag lesz a portfóliószintű PD. Ugyanakkor, ha a bank úgy dönt, hogy a későbbiekben csak PD₁ kategóriájú ügyfeleket enged be, akkor az aktuális defaultráta csökkennek (hiszen jobb a portfólió), viszont a hosszú távú defaultráta nem vagy csak minimálisan csökken az idősor hosszának a függvényében.

Ekkor (az átlag változatlansága mellett biztosan) az új skalár $k_2 > k_1$ teljesül, ami azt jelenti, hogy a jobb minőségű portfóliót is a hosszú távú átlaghoz húzza a bank a PD tekintetében, tehát „ugyanazt” a tőkekövetelményt⁸ rendeljük hozzá, mint a korábbi, gyengébb minőségű portfólióhoz.

Ez a probléma (a portfólió minőségének a változása) nem egyezik meg azzal, amikor is a PiT-minősítőrendszerben a gazdasági ciklusok miatt az ügyfelek minősítési besorolása változik, aminek a következtében a portfóliszintű defaultráta is ingadozik (pl. Magyarországon most a konjunktúra miatt jó irányba mozdul el az ügyfelek besorolása). Ez utóbbi probléma az, amit valóban hivatott kezelni a PRA módszertana, míg az előbbi a portfólió minőségének a változásához kapcsolódik, amit az valójában nem kezel.

3. ábra

Moody's defaultráta-idősor a Ba és B minősítésű kötvényekre



Forrás: saját szerkesztés a Moody's Analytics alapján

Fontos kiemelni, hogy a PRA-szabályozás célja a tőkekövetelmény stabilitásának a biztosítása, nem pedig TTC PD létrehozása. Az intézmény által alkalmazott PD-k átkonvertálása a változó skalár módszerrel csupán azért történik, hogy az IRB-tőkefüggvénybe időben stabil PD kerüljön be (átlagosan), ezáltal biztosítva magának a tőkekövetelménynek a többé-kevésbé stabil voltát is.

A Bank of England – PRA elvárja, hogy a hosszú távú átlagos értékek meghatározásánál az intézmények szegmentálják portfóliójukat a mögöttes kockázati faktorok főbb vezérlőinek a várható nemteljesítésre gyakorolt hatása szerint. Példaként említhetjük a jelzáloghitelek esetében a fizetési képességet és a fizetési hajlandóságot, amelyekre hatással vannak a DTI- (debt-to-income), illetve LTV-

⁸ Ez persze nem teljesen igaz, hiszen számít az EAD-nek a ratingkategóriák közötti eloszlása is az IRB-ben, ugyanakkor a tőkekövetelmény időbeli simítása mégiscsak megvalósul.

(loan-to-value) mutatók. Az intézményeknek az így képzett poolok mindegyikére ezután hosszú távú átlagos nemteljesítési rátákat kell számolniuk egy teljes ciklus adataiból. A szabályozó hatóság elvárja, hogy mind felívelő, mind recessziós időszakok reprezentatív módon szerepeljenek a becslési mintában.

Az úgynevezett „low default” portfóliók, azaz olyan portfóliók esetében, ahol kevés csődesemény következik be adott időszakban, a PD-t statisztikai módszerrel, valamely eloszlás illesztésével szükséges becsülni, mivel itt a nyers defaultráta alkalmazása értelmetlen eredményre vezetne. A konzervatív becslés érdekében a PRA a CRR⁹-re hivatkozva a konfidenciaintervallum felső részéből becslött nemteljesítési valószínűségeket vár el.

A PRA a modellek kalibrálása során korlátozni akarja a ciklikusságot, és ezzel csökkenteni a ciklikusságból eredő hatást. Így az intézményeknek a defaultrátáknak a hosszú távú átlaghoz való igazítása során figyelembe kell venniük a ciklikusságra vonatkozó 30%-os felső korlátot azokra az évekre, amikor nem történt megfigyelhető defaultesemény az adott besorolási szinten, azaz a 0%-os defaultráta esetében is úgy kell kalibrálni a PD-t, hogy a hosszú távú átlaghoz megfelelően közel essen. Ez a 30%-os maximum nem alkalmazandó, ha a kalibrálás során a defaultráta-adatsor döntő része downturn időszakból származik. Ezzel az eljárással a PRA várakozásai szerint csökkenthető a hosszú távú PD instabilitása.

A ciklikusságot az alábbi képlettel számszerűsíti a PRA¹⁰:

$$\text{Ciklikusság (\%)} = 100 \left(\frac{PD_t - CT}{DR_t - CT} \right) \quad (2)$$

A képlet egyszerűen a becslött és megfigyelt értékek változása közötti arány, ahol PD_t jelöli az adott időpillanatban a hosszú távú átlagos nemteljesítési valószínűséget, DR_t pedig az ugyanazon időpillanatban megfigyelt defaultrátát. A CT a ciklusban mért átlagos defaultráta szintjének felel meg. A képletből látszik, hogy minél stabilabbak a hosszú távú nemteljesítési valószínűségek értékei, illetve minél közelebb esnek a defaultráták a hosszú távú átlaghoz, annál kevésbé van jelen ciklikusság a modellben. Visszafelé gondolkodva, a fenti arány 30%-os maximalálásával a modellkalibráció során csökkenthető a nemteljesítési valószínűség, ezen keresztül pedig a tőkekövetelmény ingadozása. Könnyen kiolvasható a fenti arányszámból, hogy minél kisebb az eltérés a CT mint átlagos defaultráta és a hosszú távú átlagos PD között, annál kisebb lesz a számláló és maga a százalékos ciklikussági mutató.

A PRA megfigyelései szerint az intézményeknél a legtöbb portfólió esetében a modellezés során a ciklikus és ciklustól független magyarázó változókat nehézkes

9 Capital Requirement Regulation

10 A ciklikusság mérésére más mutatószámok is definiálhatók, lásd pl. PETROV-CARLEHED (2012).

szétválasztani, így sok esetben a tőkekövetelmény is nemkívánatos ingadozásokat mutathat. Például a túlzottan point-in-time jellegű modellek felívelő időszakokban jelentősen a hosszú távú átlag alatti becsléseket eredményezhetnek. A fent leírt, felülről korlátozott ciklikusságra vonatkozó feltevés ezeket a hatásokat hivatott tompítani. Különösen igaz ez a jelzálog-portfólióra, ami a magyar bankrendszerben is az egyik legmeghatározóbb portfóliószegmens.

Konjunktúra időszakában a PRA a módszertant alkalmazó intézmények számára nem engedi meg a point-in-time becslésre való visszaállást. Tehát az intézményeknek időben konzisztensen kell eljárniuk a becslések során, ha a ciklustól független paraméterbecslésektől függően akarják meghatározni tőkekövetelményüket.

A változó skalár módszer vizsgálata során azzal a problémával szembesültünk, hogy a stabil tőkekövetelmény nem feltétlenül következik a PRA-módszertanból. Ennek az az oka, hogy miközben a skalárral való szorzás biztosítja, hogy a tőkekövetelmény-számításhoz használt PD-k átlaga (azaz a portfóliószintű PD) megegyezzen a hosszú távú defaultrátával, addig a kitétségek minősítése a minősítőrendszer PiT-ségén múlik. Egy PiT minősítőrendszerben a kitétségek a ciklussal együtt változnak, tehát maga a kitétség kategóriát vált. Az IRB-tőkefüggvény azonban különböző ratingeloszláshoz különböző tőkekövetelményt rendel, még ha a portfóliószintű PD meg is egyezik. Ennek az az oka, hogy az IRB-tőkefüggvényben a PD-értékek és a tőkekövetelmény közötti összefüggés nem lineáris, így a becslés a PD szintjén túl érzékeny a PD-értékek szóródására is.

Az alábbi képzeletbeli példában minősítési kategóriánkénti átlagos PiT PD-eket alakítottunk TTC PD értékké a változó skalár módszer alkalmazásával. Az egyszerűség kedvéért mindkét esetben minden kategóriára 40%-os, downturnnek tekinthető értéket határoztunk meg. Az eszközkorreláció értékére a bázeli ajánlásnak megfelelő 15%-os értéket állítottuk be, a jelzálog-portfólión belüli migráció a minősítési kategóriák között azonos mindkét esetben. Hogy a PD-k közötti különbségek hatását tisztábban mérhessük, egyszerűsítő feltételként a portfólió EAD-je a teljes 3 éves pályán végig ugyanannyi (statikus portfólió). Ezen kívül minden kitétséget egységnyinek tekintünk, így a kitétség és a darabszám alapú súlyozás azonos eredményre vezet, a portfólió granularis.

Az első esetben az eredeti kategóriánkénti PD-eket helyettesítjük be az IRB-képletbe, míg a skalár módszer esetében az egyes kategóriánkénti PD-eket egy időben változó skalárral megszorozva, a portfóliószintű átlagos PD éppen a hosszú távú átlagból levezethető célszinttel egyezik meg, és az így kapott TTC-szintre transzformált PD-értékeket az IRB-képletbe helyettesítve kapjuk meg a kockázattal súlyozott eszközértéket (RWA). Az ebből számított tőkekövetelmény alakulását a point-in-time- és a skalármódszer-pályák mentén az alábbi táblázat, illetve a 4. ábra tartalmazza.

1. táblázat

Példa arra, hogy a változó skalár módszer nem szünteti meg, csak mérsékli a tőkekövetelmény változékonyságát

Point-in-Time										
Kategória	Típus	PiT PD (1)	PiT PD (2)	PiT PD (3)	EAD 1	EAD 2	EAD 3	Tőkeköv. 1	Tőkeköv. 2	Tőkeköv. 3
1	Jelzálog	1,00%	1,00%	1,00%	100	100	0	4,25	4,25	0,00
2	Jelzálog	2,00%	2,00%	2,00%	100	50	50	6,63	3,31	3,31
3	Jelzálog	5,00%	5,00%	5,00%	100	150	150	11,17	16,76	16,76
4	Jelzálog	8,00%	8,00%	8,00%	100	50	50	14,02	7,01	7,01
5	Jelzálog	13,00%	13,00%	13,00%	100	100	100	16,98	16,98	16,98
6	Jelzálog	15,00%	15,00%	15,00%	100	150	150	17,77	26,65	26,65
7	Jelzálog	18,00%	18,00%	18,00%	100	100	200	18,65	18,65	37,31
Átlag		8,86%	9,57%	12,00%				12,78	13,37	15,43
Összeg								89,47	93,62	108,02
Ingadozás										
Összeg								18,55		
% Növekedés								+20,73%		
Skalár módszer										
Kategória	Típus	PD TTC Scalar 1	PD TTC Scalar 2	PD TTC Scalar 3	EAD 1	EAD 2	EAD 3	Tőkeköv. 1	Tőkeköv. 2	Tőkeköv. 3
1	Jelzálog	1,15%	1,06%	0,85%	100	100	0	4,65	4,42	0,00
2	Jelzálog	2,29%	2,12%	1,69%	100	50	50	7,20	3,43	2,99
3	Jelzálog	5,73%	5,30%	4,23%	100	150	150	11,97	17,27	15,33
4	Jelzálog	9,16%	8,48%	6,76%	100	50	50	14,86	7,19	6,49
5	Jelzálog	14,89%	13,78%	10,99%	100	100	100	17,73	17,31	15,98
6	Jelzálog	17,18%	15,90%	12,68%	100	150	150	18,44	27,10	25,25
7	Jelzálog	20,61%	19,07%	15,21%	100	100	200	19,19	18,90	35,69
Átlag		10,14%	10,14%	10,14%				13,43	13,66	14,53
Összeg								94,04	95,61	101,73
Ingadozás										
Összeg								7,69		
% Növekedés								+8,18%		
Hosszú távú átlag		10,14%								
Skalár		1,15	1,06	0,85						

Forrás: saját szerkesztés

A PRA módszertanát a fenti példában statikus portfólióra alkalmazva, kétféle hatással szembesülünk:

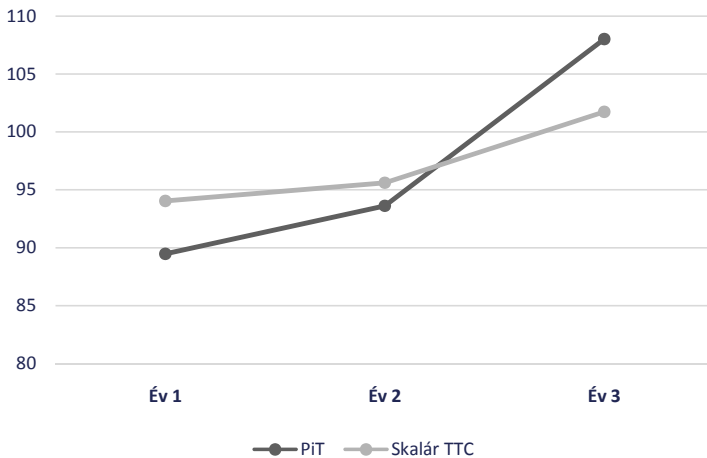
- i. A portfóliószintű defaultráták is nőnek (dekonjunktúrában), a skalár emiatt csökken, ami biztosítja, hogy a portfóliószintű PD továbbra is a defaultráták hosszú távú átlaga legyen.
- ii. A portfólióban a PiT-minősítőrendszer miatt jelentős változások történnek. Az egyes minősítési kategóriák közötti távolság akár jelentős is lehet (a Master Scale jó kategóriái között alapvetően kicsi a különbség a PD-kben, míg a rossz kategóriák

esetében nagy), így még ha csökken is a skalár értéke dekonjunkturában, a rosszabb kategóriába tartozó kitettséghez valószínűleg akkor is magasabb (átskálazott) PD tartozik majd (ahhoz a kategóriához képest, ahová a kitettség eredetileg tartozott), ami magasabb tőkekövetelményt eredményez.

Összességében úgy gondoljuk, hogy a változó skalár módszer ugyan nem biztosítja teljes egészében a tőkekövetelmény stabilitását (lásd a fenti két hatás eredőjét), ugyanakkor valóban stabilabb tőkekövetelményt ad, mintha az eredeti (skalár nélküli) PiT PD-ket alkalmazná az intézmény tőkekövetelmény-számításra. Stabil tőkekövetelmény csak részben érhető el a PD-k kalibrációján keresztül.

4. ábra

A tőkekövetelmény alakulása a példában



Forrás: saját szerkesztés

Tehát a ratingkategóriákhoz tartozó PD-k fenti módon történő átskálázása egy PiT-minősítőrendszerben nem biztosítja sem a tőkekövetelmény teljes stabilitását, sem azt, hogy az alkalmazott PD-k a kitettségek (ügylek/ügyletek) hosszú távú bedőlési valószínűségét reprezentálják. A PiT-minősítőrendszert a banki gyakorlatban általában a kitettség aktuális fizetőképességének jellemzőit, pl. késedelmi információt felhasználó, ún. viselkedési scoring valósítja meg, ami a tőkeszámítás szempontjából releváns 1 éves horizonton jó előrejelzője a defaultnak, ezért azt magas szeparációs képesség jellemzi.

A magas szeparációs képesség következménye, hogy a minősítési kategóriák széles PD-tartományt ölelnek fel, a minősítőrendszer az aktuálisan problémamentes kitettségeket a hosszú távú átlaghoz képest sokkal alacsonyabb, az éppen problémás, fizetési nehézségekkel rendelkező kitettségeket pedig az átlaghoz képest

lényegesen magasabb PD-kategóriába sorolja. Annak érdekében tehát, hogy a PD az egyes kitétségek szintjén tükrözze a hosszú távú átlagos bedőlési valószínűséget, egy viselkedési/PiT minősítőrendszerben az átskálázásnak nem egyenletesen kellene történnie, hanem az átlagos PD-nél jobb kitétségek PD-jét felfelé, az átlagnál rosszabbak PD-jét pedig lefelé kellene átskálázni. Ezen eljárás – bár portfóliószinten ez is ugyanarra az átlagos PD-re vezetne – az IRB szerinti tőkekövetelmény-számítást tekintve, teljesen más eredményt adna, mint a fejezetben vázolt skalár módszer a PD-k azonos faktorral történő átskálázásával.

A fentiekben elmondott kritikának megfelelően tehát a skalár módszer nem vezet az egyes kitétségek esetében TTC-minősítésre alapozott PD-hez, sem a ciklustól teljesen független tőkekövetelményre, ezért annak alkalmazása nem tekinthető teljes körű megoldásnak a cikkben körüljárt problémakörre, valójában a TTC-ratinghez képest egyedül az egyszerű megvalósíthatósága jelent előnyt.

4.3. A Vasicek-modellről röviden

Vasiceknek (2002) a hitelportfólió értékének alakulásával foglalkozó cikke többek között megmutatta, hogy egyfaktoros modellben (amely az IRB-tőkefüggvény alapjául is szolgál) bizonyos modellfeltételek mellett a PD eloszlása az alábbi (3) egyenletnek megfelelően alakul:

$$p(Y) = P[L_i = 1|Y] = \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(p) - Y \times \sqrt{\rho}}{\sqrt{1 - \rho}}\right) \quad (3)$$

jelenti az ügyfél/ügylet feltételes PD-jét, azaz a gazdaság egy adott állapota mellett PD-t. Φ a sztenderd normális eloszlás kumulatív eloszlásfüggvénye, ρ az eszközkorreláció, Y a mögöttes makrogazdasági faktor. Itt még nem találkozunk a PiT és TTC fogalmakkal, helyette feltételes és feltétel nélküli PD-ről van szó. Itt utalunk vissza Gordy (2006) szimulációs eljárására, ahol a tőkekövetelmény szimulációja során a TTC-minősítésekhez tartozó PiT PD-k átlagát alkalmazta tőkefüggvényben. Vasicek (2002) modelljében a fenti képletben p a feltétel nélküli PD, a scenáriókhoz (a gazdaság különböző állapotaihoz) tartozó feltételes PD-k átlaga.

A PRA (Bank of England, 2015b) anyaga a Vasicek-modell feltétel nélküli PD-jét egyértelműen a TTC PD-vel azonosítja, tehát az megegyezik a PRA TTC PD definíciójával.

A fenti képlet ügyfélszintre vonatkozik, az ügyfél PiT PD-inek az időbeni átlaga adja a Vasicek-modell feltétel nélküli default-valószínűségét. És talán éppen ez a lényeg (ami különbözik mind a CRR-től, mind a banki gyakorlattól), hogy egy adott minősítési kategóriában lévők defaultrátáit kiátlagolni nem ugyanaz,

mintha az ügyfél egyes PiT PD-it átlagolnánk ki a gazdaság különböző állapotai mellett.

A minősítési kategóriánkénti defaultráta kiátlagolása csak abban az esetben lehet jó becslés a Vasicek-modell inputjához, és egyben az IRB-hez, ha a minősítőrendszer TTC, azaz az ügyfelek minősítése nem módosul a gazdasági változások hatására. Ebben az esetben a minősítési kategória defaultráta kiátlagolva, a PiT PD-k lehetséges becsléseként, a Vasicek-modell feltétel nélküli PD-jére adunk becslést.

PiT-minősítőrendszer esetében az ügyfelenkénti PiT PD-eket kiátlagolva helyes inputot kapunk a modellhez, függetlenül attól, hogy az ügyfél melyik minősítési kategóriában helyezkedik el. Ugyanakkor, ha minősítési kategóriánként határozzuk meg a kategóriaátlagot, akkor az ügyfelek időről időre átlépnek más-más kategóriákba, és csupán az aktuálisan hasonlóakkal együtt veszik figyelembe és átlagolják ki őket, ami csak minimálisan tompítja a tőkekövetelmény fluktuációját. Az adott kategóriában mindig is odatartozó ügyfelek voltak jelen, így a defaultráta-átlag nagyon közel fog esni bármely időpont PiT PD-ihez.

PiT-minősítőrendszer esetén a portfóliószintű defaultráták átlagolásával kaphatjuk meg a Vasicek-képlet inputjául szolgáló, feltétel nélküli portfólió PD-t. Vasicek (2002) ugyanazt a portfóliószintű PD-t alkalmazza, mint amelyet az egyes ügyfelek esetén. Tehát maga a publikáció nem ad konkrét iránymutatást a mindennapos felhasználáshoz.

Schaefer (2012) így fogalmazza meg a Vasicek-modell feltételeit:

- homogén portfólió;
- nagyszámú hitel;

ahol homogén portfólió alatt az alábbiakat kell érteni:

- ugyanaz a default-valószínűség (p);
- (implicit módon) ugyanaz az LGD;
- ugyanaz az eszközkorreláció.

Adja magát az a lehetőség, hogy, amennyiben a fenti képlet mind a feltételes, mind a feltétel nélküli PD-t tartalmazza, úgy abból a feltétel nélküli PD meghatározható. Ezt összefüggéseiben a következő fejezet tartalmazza, ugyanakkor előzetesen az eredményt itt is bemutatjuk. A képlet a defaultráták szórásán (σ) és várható értékén (μ) alapul.

$$\widehat{PD}_{TTC} = \phi\left(\frac{\hat{\mu}}{\sqrt{1 + \sigma^2}}\right) = \phi\left(\frac{\frac{1}{m} \times \sum_{i=1}^m \phi^{-1}(DR_i)}{\sqrt{1 + \frac{1}{m} \times \sum_{i=1}^m \phi^{-1}(DR_i)^2 - \left(\frac{1}{m} \times \sum_{i=1}^m \phi^{-1}(DR_i)\right)^2}}\right) \quad (4)$$

Látható, hogy amennyiben rendelkezünk kellő hosszúságú időszorral, úgy a defaultráták várható értékén és szórásán keresztül a feltétel nélküli PD meghatározható.

A becsléssel kapcsolatos problémákat a későbbiekben taglaljuk. Megjegyezzük azonban, hogy mivel egyfaktoros modellről van szó, a PD becslése eltérő lesz, mint azt a defaultok függetlensége esetén várnánk. Azt is megjegyezzük, hogy a feltétel nélküli PD becslése nem szakítható el az eszközkorreláció (ρ) becslésétől, így egy konzisztens becslésben a kettő együtt változik. A portfóliószintű PD ügyfélszintű lebontását szintén a következő fejezet tartalmazza.

5. A TTC PD BECSLÉSE, AZ IDŐSOR KIEGÉSZÍTÉSE

A TTC (Through-the-Cycle, azaz cikluson átívelő) PD-számításakor minél hosszabb az idősor, annál nagyobb eséllyel fed le egy gazdasági ciklust. Mint korábban leírtuk, az esetek többségében 10-12 év már elegendő lehet, hogy egy megfelelő¹¹ becslést tudjunk adni a ciklustól független nemteljesítési valószínűsége. Megfelelően hosszú idősor hiányában elfogadható megoldás lehet, ha az idősort kipótoljuk múltbeli vagy jövőbeli értékekkel. Ehhez nagymértékben támaszkodhatunk a makrogazdasági változók és az üzleti ciklussal változó nemteljesítések száma, illetve aránya közötti kapcsolatra.

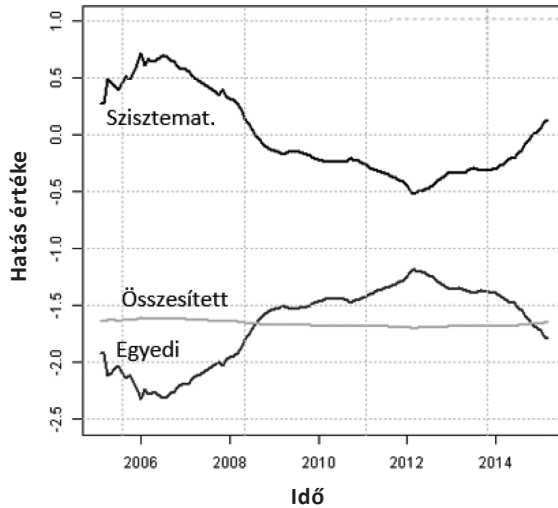
A ciklusban változékony defaultráták, a ciklustól (jórészt) független TTC PD és az üzleti ciklust megragadó gazdasági faktorok közötti kapcsolatot e fejezetben később részletezzük. Bevezetésképpen azonban érdemes megjegyezni, hogy a mögöttes gazdasági folyamatok – akár egyesével bevalogatjuk azokat a modellbe, akár egy közös, mögöttes gazdasági főkomponenst becslünk – a gazdasági ciklus jelenleg leginkább alkalmazott, historikusan is elérhető, objektív jellemzői. Így véleményünk szerint, ha a makrogazdasági változókat beemeljük a modellbe, az megfelelő megoldás az üzleti ciklus változása és az arra érzékeny defaultráták alakulása közötti összefüggés megállapítására.

Az alábbi ábra egy adott bank jelzáloghitel-portfóliójának szisztematikus kockázatát – Y , lásd (6) és (9) egyenlet – mutatja 10 éves idősróból számítva. A szisztematikus komponens alakulását a következő, 5. ábra mutatja, amelyen jól látszik, hogy nagyjából lefed egy gazdasági ciklust.

11 A megfelelőség a ciklus hosszára és nem pedig a becslési hiba mértéke vonatkozik.

5. ábra

Defaultráta-idősor felbontása szisztematikus és egyedi komponensre



Forrás: saját szerkesztés

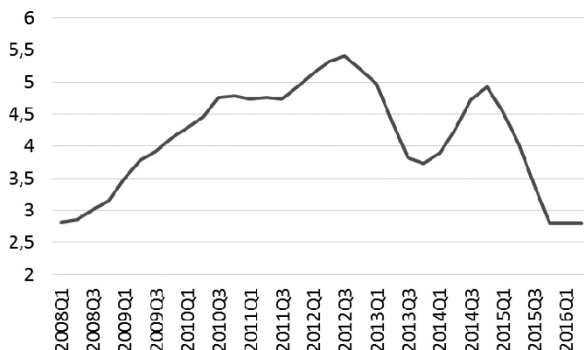
Az 5. ábra egy bank defaultráta-idősora alapján mutatja a szisztematikus és egyedi komponens szétválasztását. Az egyedi és szisztematikus komponens közötti nagyfokú szimmetria megszűnik, amennyiben a szisztematikus kockázatot több banknak ugyanazon szegmensre vonatkozó idősora alapján határozzuk meg (illetve akkor is, ha a defaultráta helyett PD-vel dolgozunk). Itt jegyezzük meg, hogy valójában a több banki mintán végzett becslést tekintjük helyes megközelítésnek. Ugyanakkor probléma az, hogy az intézmények bizonyos szegmensek alatt nem feltétlenül ugyanazt értik, illetve nem ugyanazokra a szegmensekre van defaultráta-idősoruk, ami megnehezíti a módszertan alkalmazását.

Az idősor meghosszabbítását több módon is elvégezhetjük (lásd a következő i–ii. pontokat), az eljárások alapja azonban a rövid idősoron való összefüggés becslése, majd ennek az alapján az adatok pótlása. A PiT (Point-in-Time) PD-t a defaultrátának feleltettük meg. A módszertanokat az OPTEN csódrátaidősorán mutatjuk be, mivel így a becslést olyan időszakra végeztük el, amelyre maga a tényadat is létezett, ami a modell visszamérésénél előnyt jelentett.

- i. Az első módszerben a csódrátát közvetlenül modelleztük makrogazdasági magyarázó változókkal. A tényadatidősor a 2008 és 2016 közötti átlagos ágazati csódráta volt. Az idősor elérhető az MNB Stabilitási Jelentésében is. A becslés során körültekintően kell eljárni, mivel a rendelkezésünkre álló, nyers idősor rövid és autokorrelált, ennek megfelelően fontos a választott módszertan, a becslési hibák szemmel tartása, hibacsökkentő eljárások és a regressziós paraméterekre futtatott érzékenységvizsgálatok alkalmazása.

6. ábra

Ágazati csődráták alakulása (2008–2016)



Forrás: saját szerkesztés, MNB Stabilitási Jelentés

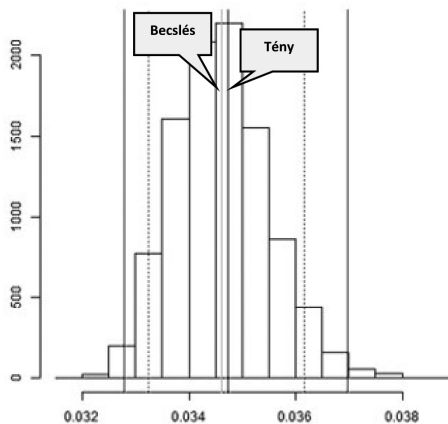
A kapcsolat felállítására robusztus illesztést végeztünk. A módszer előnye, hogy alulsúlyozza a középértéktől távolabb eső adatpontokat, azaz minél extrémebbek a kilógó értékek, annál kisebb súlyt kapnak az illesztés során (Csereháti, 2004). Ebben a becslésben a 4 negyedévvél képlettetett munkanélküliségi ráta és az 1 hónapos EURIBOR-kamatláb bizonyult szignifikánsnak. A kapott összefüggést felhasználva becsültük a 2000 és 2008 közötti „mesterséges” ágazati csődrátaidősört.¹² Mivel a 2008 és 2016 közötti időszak tartalmaz egy válságot, azaz egy „downturn” adatsort, a robusztus illesztés során tapasztalt extrém értékek simítása, alulsúlyozása hasznosnak bizonyult az idősor teljes ciklussá való kiegészítése során. A 2000–2008 közötti konjunktúraidőszak visszamenőleges becslése, kiegészítése során elkerültük a jelentős felülbecsléseket és hektikusságot, azaz a visszamérés során közgazdasági szempontból is értelmes csődrátaadatsort kaptunk. Fontos azonban megemlíteni, hogy visszafelé feltehetően a „kisimított”, középértékhez jelentősen igazított összefüggéssel a downturn adatsort kevésbé hatékonyan tudtuk volna megbecsülni. Vagyis a robusztus illesztéssel becsült kiegészítő válságadatsor valószínűleg a tényadatoknál valamivel kevésbé „downturn” eredményeket adott volna.

Az illesztés során kapott hibatagok autokorreláltak, így további modellformákat teszteltünk, amelyeket ebben a cikkben most nem részletezünk. Ezen túl vizsgáltuk a becslés hibáját (és annak hatását a tőkekövetelményre), amit elfogadhatónak tartottunk. Ugyanakkor ezek olyan problémák, amelyekkel folyamatosan

12 Az EURIBOR 1 M szintje nem ment negatív tartományba a vizsgált időszakban, azonban 2015 vége óta az 1 hónapos rövid kamatok több esetben (pl. EURIBOR) is 0 alá mentek. Ebben az esetben szakértői korrekcióra lehet szükség a defaultráta alulbecslésének elkerülése érdekében, mert hamisan állítaná a regresszió, hogy a negatív rövid kamatok arányosan csökkentik a csődvalószínűséget, ezért floor érték alkalmazása lehet indokolt.

foglalkozni kell. A becslés hibájánál fontos hangsúlyozni, hogy nagymértékben befolyásolja a rendelkezésre álló és a becsléni kívánt időszak hossza, a minták mérete és azok viszonya egymáshoz képest (Tarashev, 2009). A 7. ábrán a hosszú távú defaultráta eloszlása látható, amelyet az alábbi módon határoztunk meg. A rendelkezésre álló (2005–2016 közötti) idősből felállítottuk az összefüggést a makrováltozók (illetve azok transzformáltjai) és a defaultráta között. Ezt felhasználva megbecsültük a 2000–2004-es időszak defaultrátáit, és a bővített idősből kiszámítottuk a hosszú távú átlagos defaultrátát. A becslésnek természetesen van hibája, az egyes paraméterek eloszlása ismert, vagy jól közelíthető. Hogy a becslés bizonytalanságáról képet alkothassunk, a defaultráta-idősor bővítését a 2000–2004 közötti időszakra oly módon is elvégeztük, hogy véletlen számokat szimuláltunk (10 000 darabot) a becslött paraméterek eloszlásából (ezzel újabb paramétereket kaptunk), és azokkal végeztük el a defaultráta-idősor bővítését a 2000–2004 közötti időszakra (Sahinler-Topuz, 2007). Ezen egyedi defaultráta-értékek azonban hatással vannak a hosszú távú átlagos defaultráta alakulására is, ennek eloszlását mutatja a 7. ábra. Az ábra tartalmazza a 90 és 95 százalékos konfidenciatartományokat (előbbit a két szaggatott, utóbbit a két folytonos vonal jelöli), amelyek azt mutatják, hogy a szimulált hosszú távú defaultráták egy szűk sávban ingadoznak, közel a tényadathoz. Az ábrán található két középső vonal jelenti a hosszú távú defaultráta igazi (teljes minta fölötti) értékét, illetve a legjobb becslés segítségével kapott értéket, amely szintén a becslés és a tényadat közelségét támasztja alá.

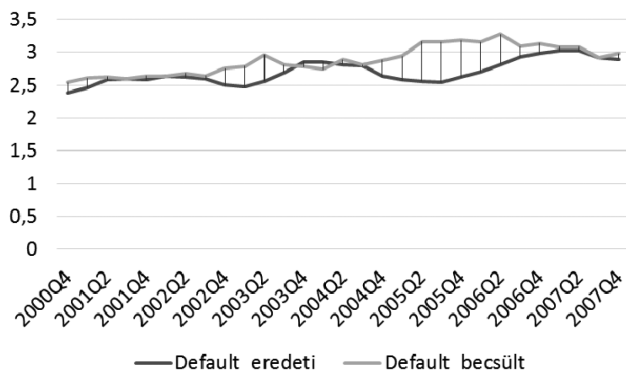
7. ábra
Hosszú távú defaultráta becslési hibája



Forrás: saját szerkesztés

Az illeszkedés az alábbi ábrán látható az eredeti és a rövid idősből visszabecsült defaultráta-értékek között:

8. ábra
Csődráta becslése a 2000–2008 időszakra
a 2008 és 2016 közötti időszak adataiból



Forrás: saját szerkesztés

ii. A másik módszerben az Y szisztematikus faktort becsültük makrogazdasági magyarázó változók segítségével, és közvetett módon határoztuk meg ezen keresztül a pótlólagos defaultráta-idősort. Az Y makrogazdasági faktort szintén robusztus illesztéssel becsültük ugyanazon a 2008 és 2016 közötti időszoron. A defaultrátákat itt is megfeleltettük a PiT PD értékeknek. A módszer alkalmazásának relevanciáját az adja, hogy a modellfeltevések összhangban vannak az IRB megközelítésével, amely szerint az egyes ügyletek/ügyfelek defaultját az idioszinkratikus tényezőn túl egy közös szisztematikus faktor (Y) is mozgatja. Az Y modellezése megengedi, hogy ezt több valódi gazdasági faktorról határozzuk meg.

Az alábbi képletet átrendezve megkapjuk az Y -t:

$$p_{Di}(Y) = PD_{PiT} = \phi\left(\frac{\phi^{-1}(PD_{TTC}) - \sqrt{\rho} \times Y}{\sqrt{1 - \rho}}\right) \tag{5}$$

Ugyanakkor az Y -nak a tényidősor fölötti előállításához is szükségünk van a TTC PD, PiT PD és az eszközkorreláció mértékére. A modellezés első lépésében megbecsüljük a rendelkezésre álló (rövid) idősor fölött az eszközkorrelációt, a PiT PD-eket (amelyeket a defaultrátának feleltetünk meg, Y_i gazdasági világhallapot bekövetkezésének függvényében folyamatosan változik) és a TTC PD-t, ami tartalmilag egy feltétel nélküli nemteljesítési valószínűségnek felel meg, hiszen mértéke (közel) azonos minden Y_i gazdasági világhallapot bekövetkezése esetén.

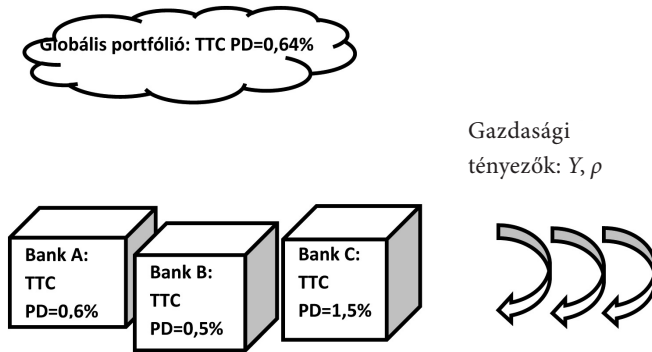
Az eszközkorreláció és a TTC PD becsléséhez az alábbi összefüggést használjuk fel (a defaultráták várható értékeiből és varianciáiból kiindulva):

$$Y = \frac{1}{\sqrt{\rho}} \times (\phi^{-1}(PD_{TTC}) - \phi^{-1}(PD_{PII}) \times \sqrt{1 - \rho}) \quad (6)$$

Ezen a ponton már viszünk torzítást a modellbe azzal, hogy sem az eszközkorrelációt, sem az induló TTC PD-t nem egy cikluson keresztül határozzuk meg. Továbbá ez az a pont, ahol az adott intézmény időszora helyett az iparágra jellemző (szegmensenkénti) defaultráta-idősorból javasolt kiindulni, mivel az Y a szisztematikus faktort jelenti, ami a bankrendszer minden intézményét egységesen érinti.

9. ábra

Az egyes bankok megfigyelt defaultrátái mögött ugyanaz a szisztematikus faktor áll, a defaultrátákban lévő különbséget a portfóliók eltérő minősége okozza



Forrás: saját szerkesztés

A tényadatokból számított Y értékek és a makrogazdasági változók között összefüggést írunk fel az alábbi formában:

$$\hat{Y} = \alpha + \sum \beta_i \times \text{makrogazdasági_változó}_t \quad (7)$$

Az Y értékét megbecsüljük a (9) egyenlet alapján azon időszakokra, amelyekre nem volt megfigyelésünk az eredeti idősorban, oly módon, hogy annak értékei egy teljes ciklust lefedjenek. Ezt a becslést elvileg csak egyszer kellene elvégezni minden homogén szegmensre, lehetőleg összbanki adatok alapján, ugyanakkor nehézséget jelent, hogy az egyes intézmények szegmentálása nem teljesen egyforma.

A tapasztalatok alapján kijelenthetjük, hogy mélyebb (pl. jelzáloghitel esetében FX, HUF, szabad felhasználású, lakáscélú) szegmentálás mellett szükség van a banki defaultráta-idősorokra, kiegészítve azt az EAD-vel, hogy egy adott intézmény defaultráta-idősorának megfelelő, kompozit (tehát az adott bankra rep-

rezenatív) összbanki defaultráta-idősorot állíthassunk elő. Itt elsődlegesen az előnyöket és a hátrányokat kell mérlegelni, amelyek abból fakadnak, hogy ha önmagukban az egyes részszegek is tartalmaznak elegendő defaultot, akkor nincs szükség a kompozit (szegmensre jellemző) idősorra, míg ellenkező esetben igen, ahol veszítünk a homogenitás elvesztése miatt.

A fentiek tükrében ezt a lépést (az Y becslését) is intézményenként kell elvégezni. Például, ha egy jelzáloghitel-portfólió HUF és FX devizákból állt, amelyeknek az aránya folyamatosan változott a megfigyelt 10 éves időtávon, akkor az összbanki defaultráta-idősorban ugyanezen arálynak kell visszatükröződnie a megfelelő becsléshez. E pont esetében nem vizsgáltuk annak a hibáját, ha csupán az egyes bankok szegmensenkénti defaultráitát átlagolnánk ki, és határoznánk meg Y értékét. Megjegyezzük, hogy az egyes bankok idősorai sem egyenlő hosszúságúak, itt arányosítás alapján pótoltuk ki jelzáloghitel esetében a rövidebb idősorokat.

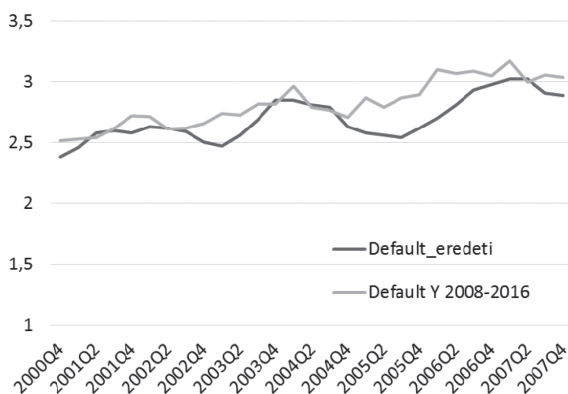
Majd az Y -t (az Y becslés eredményét) visszahelyettesítve az eredeti képletbe, megkapjuk a kibővített, visszabecsült defaultrátákat:

$$\widehat{DR}_t = \phi \left(\frac{\phi^{-1}(\widehat{PD}_{TTC}) - \sqrt{\hat{\rho}} * [\alpha + \sum \beta_i * \text{makrogazdasági_változó}_t]}{\sqrt{1 - \hat{\rho}}} \right) \quad (8)$$

Az illesztés hasonlóan alakult a közvetlen, vagyis a defaultráták és makrogazdasági magyarázó változók kapcsolatának a becsléséből kapott eredményekhez.

10. ábra

A tény csódráták és a mögöttes makrogazdasági faktoriall becsült értékük alakulása (2000–2008)



Forrás: saját szerkesztés

A kibővített idősből újra megbecsültük a TTC PD-eket és az eszközkorrelációt. A teljes 2000 és 2016 közötti tényadatidősor, valamint a 2008–2016 tényadat és

a 2000–2008 között becsült adatokkal kiegészített időszakra a TTC PD értékek közel esnek egymáshoz mindkét módszer szerint.

Az első, közvetlen defaultráta-modellezés esetében a tényadatból számolt átlagos TTC PD és az „összetapasztott” idősorból számolt átlagos TTC PD rendre 3,47%, valamint 3,56% volt.

A második, Y makrogazdasági faktor modellezésén alapuló, közvetett becslés esetében a tényadatból, illetve a kipótolt idősorból számolt TTC PD értékek rendre 3,49% és 3,6% voltak.

A becsült és tényadatok közel esnek egymáshoz, valamint a kétféle becslés eredménye nem mutat jelentős eltérést. Vizsgáltuk a becslés hibáját, ami ugyan esetünkben elfogadható volt, de ez nagyban múlik a rendelkezésre álló idősor és a becsült időszak hosszának arányán.

Amennyiben a portfóliószintű TTC PD-t meghatároztuk, abból az egyedi ügylet/ügyfél szintű TTC PD-ket (q_i) kell meghatározni, és azokkal a tőkekövetelményt újraszámolni (lásd *Petrov–Carlehed*, 2012). Az egyedi TTC PD-ket az intézmény ügyfélszintű PD-je mellett az Y értéke határozza meg. A bank PD-je azonban nem teljesen PiT PD (p_i), mint ami a (11) egyenletben is szerepel, hanem egy hibrid nemteljesítési valószínűség ($p_{i,\alpha}$). Emiatt mérni szükséges a banki nemteljesítési valószínűség PiT-ségét (ciklikusságát), és azt figyelembe venni a tőkekövetelmény számítás során.

Míg teljesen PiT PD során így:

$$q_i = \phi[\sqrt{\rho} \times Y_t + \sqrt{1-\rho} \times \phi^{-1}(p_i)] \quad (9)$$

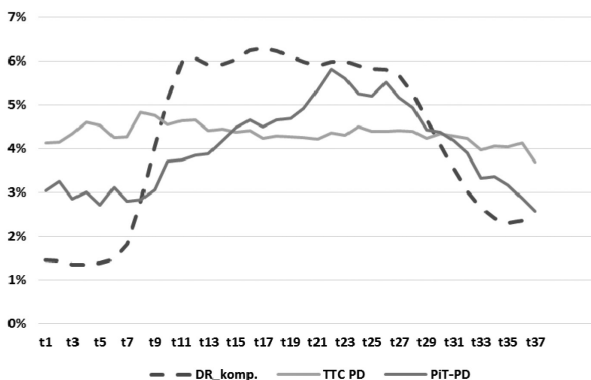
addig hibrid PD során az alábbi képlettel határozható meg a bank ügyfélszintű TTC PD-je:

$$q_i = \phi[\sqrt{\rho} \times \alpha \times Y_t + \sqrt{1-\rho \times \alpha^2} \times \phi^{-1}(p_{i,\alpha})] \quad (10)$$

ahol α jelenti a banki PD PiT-ségét¹³, ϕ jelenti a sztenderd normális eloszlás kumulált eloszlásfüggvényét. A q_i értékét (ügyfélszintű TTC PD) kell felhasználni a tőkekövetelmény számításához.

A mintaportfólión, egyszerűsítések mellett futtatott eredményeket az alábbi ábra mutatja. Fontos megjegyezni, hogy az EAD-k migrálásával itt is foglalkozni kell, ennek mértéke a minősítőrendszer PiT-ségén múlik.

13 Az α „PiT-ségi paraméter” egy 0 és 1 közé eső valós szám, melynek értéke 0 egy tisztán TTC-minősítőrendszer és 1 egy tisztán PiT-minősítőrendszer esetén. Az α kiszámításához a portfólió időben stabil kockázati profilja szükséges, amihez időben viszonylag stabil portfóliószintű átlagos PD-t várunk el (PETROV–CARLEHED, 2012). Jelöljük a (11) egyenletben szereplő $\phi^{-1}(q_i)$ -t Bi -vel, a Bi egyedi értékek átlagát tehát időben stabilnak várjuk el. Az alábbi egyenlet több makrogazdasági világhállapotra kiszámolva, majd a portfólióátlagokat differenciálva az eszközkorrelációt tompító α értékekhez jutunk: $p_{i,\alpha}(Y_t) = \phi\left(\frac{Bi - \sqrt{\rho \times \alpha \times Y_t}}{\sqrt{1 - \rho \times \alpha^2}}\right)$.

11. ábra**Több bank kompozit jelzálog-portfólióiból összesúlyozott hipotetikus portfólión futtatott eredmények**

Forrás: saját szerkesztés

6. ZÁRSZÓ

A tanulmányunkban négy módszert – idősor közvetlen meghosszabbítása, idősor közvetett meghosszabbítása makrogazdasági faktor becslésével, TTC-minősítőrendszer, PRA által alkalmazott változó skalár módszer – teszteltünk azzal a céllal, hogy a tőkekövetelmény stabilitását biztosítsuk. A fenti módszerek mindegyike az IRB PD paraméterre volt hatással. Az IRB-függvény logikája mentén kézenfekvőnek tűnik a Vasicek-modellre épülő TTC PD meghatározása, ugyanakkor az eszközkorrelációk becslése nem könnyű feladat. Ugyanakkor azt is láthattuk, hogy egy Vasicek-moddellel becsült TTC PD nem áll messze egy sima lineáris regresszióval becsült hosszú távú átlagtól (amikor az idősor kiegészítésre szorult), még ha ez utóbbi esetén az alkalmazott modellforma nem is teljesen kompatibilis az IRB-vel. Ebből fakadóan nem nyilvánvaló, hogy érdemes-e a bonyolultabb modellformát választani. A TTC-minősítésre alapuló PD-meghatározás jelenleg csak a lakossági szegmens esetében tűnik könnyen kivitelezhetőnek. A vállalati portfóliók esetében nem nyilvánvaló egy ciklustól független osztályozást megvalósítani, ugyanakkor ez esetben a skalár módszer már inkább alkalmazható, illetve kevésbé rossz módszernek ítélik.

Az sem nyilvánvaló, hogy a szabályozónak mely ponton – inputoldalon vagy outputoldalon – kell-e beavatkozni a prociklikusság tompítása végett. Ha a gazdaság állapota nem egyezik meg a hosszú távú átlaggal, akkor az átlaghoz kalibrált PD

már nem felel meg a banki céloknek, amennyiben a PD-*ket* nem csak tőkekövetelmény-számításra használja az intézmény. Olyan ez, mint ha az óránk nem járna, kivennénk belőle az elemet, és 6 órára állítanánk. Minden nap kétszer a pontos időt mutatná, ugyanakkor más esetekben téves információt adna.

Nem szabad megfeledkeznünk egy TTC-minősítőrendszerre való áttérés költségeiről sem (Gordy, 2006). Nyilvánvaló előnye a tőkekövetelmény változékonyságának csökkentése, ugyanakkor a TTC-minősítőrendszer kevésbé alkalmas az aktív portfóliómenedzselésre (Jarrow et al., 1997). Továbbá a közzétett információk (3. pillér) is kevésbé támogatják a piacot egy ilyen rendszerben, hiszen a tőkekövetelmény már kevésbé mozog együtt a ciklussal, így az intézményt elemzők kevésbé tudnak információt levonni annak mértékéből (BCBS, 2015).

Azaz banki oldalról a portfólió valós, megfigyelhető viselkedésének kevésbé megfelelő portfólióminőség-változást tapasztalnánk kizárólag TTC-minősítőrendszer alkalmazása esetén, a ciklusok lokális extrémumai környékén pedig a bankok jelentősen felül- vagy alulbecsülnék az aktuális eszközállományuk kockázati profilját. Egy sarkos példával élve, a 11. ábrán látható, hogy amennyiben a portfólió értékvesztésképzési szükségletét a TTC PD alapján határoznánk meg, úgy a t_{11} és t_{31} közötti válságidőszakban megugró defaultesemény-száma miatt az értékvesztés kiszámítása során szinte teljes egészében figyelmen kívül hagynánk.

Ezen a ponton érdemes lehet azt megfontolni, hogy inkább a tőkekövetelményt kellene időben simítani, és a simítási eljárást publikálni. Ez esetben sem sérülnének az intézmény érdekei egy PiT-minősítőrendszer bevezetésével, a piac a 3. pillér alatt megkapná a releváns információkat (eredetileg kalkulált plusz simított értékek), így az intézményt kockázati szempontból könnyebben tudná megítélni.

HIVATKOZÁSOK

- Bank Of England (2015a): Supervisory Statement | SS11/13
- Bank Of England (2015b): Modelling Credit Risk. Handbook No. 34.
- BCBS (2005): An explanatory note on the Basel II IRB risk weight functions. Basel Committee on Banking Supervision, Bank for International Settlements (BIS).
- BCBS (2015): (2015) – *Revised Pillar 3 disclosure requirements* – Basel Committee on Banking Supervision, Bank for International Settlements Standards.
- BCBS (2016): Reducing variation in credit risk-weighted assets – constraints on the use of internal model approaches (issued for comment by 24 June 2016). Basel Committee on Banking Supervision, Bank for International Settlements, Consultative Document.
- BEGIN, BEN – THOMAS, SUSIE (2012): *Basel II retail modelling approaches PD Models*. PwC lecture at Actuaries Institute.
- CSERHÁTI, ZOLTÁN (2004): Az outlierok meghatározása és kezelése gazdaságstatisztikai felvételekben. *Statisztikai Szemle*, 82. évf. 8. sz.
- EP (2012): Regulation (EU) No 575/2013 of the European Parliament and of the Council of 26 June 2013 on prudential requirements for credit institutions and investment firms and amending Regulation (EU) No. 648/2012.
- GORDY, MICHAEL B. – HOWELLS, BRADLEY (2006): Procyclicality in Basel II: Can we treat the disease without killing the patient? *Journal of Financial Intermediation* 15, pp. 395–417.
- JARROW, ROBERT A. – LANDO, DAVID – TURNBULL, STUART M. (1997): A Markov Model for the Term Structure of Credit risk Spreads. *The Review of Financial Studies* 10(2).
- PETROV, ALEXANDER – CARLEHED, MAGNUS (2012): A methodology for point-in-time ----- through-the-cycle probability of default decomposition in risk classification systems. *Risk Magazine*, 6(3).
- SAHINLER, SUAT – TOPUZ, DERSIS (2007): Bootstrap and jackknife resampling algorithms for estimation of regression parameters. *Journal of Applied Quantitative Methods*, 2(2).
- SCHAEFER, STEPHEN M. (2012): Vasicek's Model of Distribution of Losses in a Large, Homogeneous Portfolio. *London Business School Credit Risk Elective Lecture*, Summer.
- TARASHEV, NIKOLA A. (2009): Measuring portfolio credit risk correctly: why parameter uncertainty matters. BIS Working papers No. 280.
- VASICEK, ALFONS O. (2002): The Distribution of Loan Portfolio Value. *Risk Magazine*.