

HOSSZÚ ZSUZSANNA–KÖRMENDI GYÖNGYI–MÉRŐ BENCE

Egy- és többváltozós szűrők a hitelrés alakulásának meghatározására

Tanulmányunkban a magyar hitelpiac ciklikus pozíciójának néhány lehetséges mérési módját hasonlítjuk össze. Három trendszűrő-eljárással dekomponáljuk a magyar GDP-arányos hitelállomány idősorát trendre és ciklikus komponensre (hitelrésre): egyváltozós Hodrick–Prescott-szűrővel, egyváltozós Christiano–Fitzgerald-szűrővel és többváltozós Hodrick–Prescott-szűrővel. A dekompozíciót külön végezzük a háztartási és a vállalati szegmens esetében. A három módszer közül más változók információtartalmát is felhasználó többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő eredményei tükrözik leginkább a magyarországi hitelezési folyamatokkal kapcsolatos szakértői képet: a 2008-as válság kitöréséig – elsősorban a háztartási devizahitelezésnek köszönhetően – a hitelrés folyamatosan nyílt. A válságot követő alkalmazkodás során a hitelrés zárult, sőt a nagymértékű csökkenés miatt negatív lett az értéke.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C30, E32, G28.

Szakirodalmi áttekintés

A hitelpiacok ciklikus pozíciójának, a túlzott hitelezési időszakoknak a vizsgálata nem ismeretlen az irodalomban, és különösen a 2008-ban kezdődő válság hatására lett egyre népszerűbb téma. A kérdés fontosságára Magyarországon a lakossági devizahitelezéssel kapcsolatos, társadalmi szinten is jelentős problémák világítottak rá. Számos, a későbbiekben bemutatott tanulmány alapján a túlzottan pozitív hitelrés (hitelciklus pozitív szakasza) makrogazdasági egyensúlytalanságok kialakulására utaló jel lehet, ami válságot okozhat. Ugyanakkor a túlságosan negatív hitelrés arra mutat rá, hogy a pénzügyi közvetítőrendszer nem tölti be

* A szerzők köszönettel tartoznak hasznos észrevételeikért *Banai Ádámnak, Lieli Róbertnek, Várpalotai Viktornak és Világi Balázsnak.*

Hosszú Zsuzsanna, Magyar Nemzeti Bank, Budapesti Corvinus Egyetem (e-mail: hosszuzs@mnb.hu).
Körmendi Gyöngyi, Magyar Nemzeti Bank (e-mail: kormendigyo@mnb.hu).

Mérő Bence, Magyar Nemzeti Bank, Budapesti Corvinus Egyetem (e-mail: merob@mnb.hu).

A kézirat első változata 2015. augusztus 28-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2016.3.233>

megfelelően a szerepét, és a gazdaság szereplői számára nem képes elég pénzügyi forrást juttatni a gazdaságba.

A hitelrés alakulásának szabályozói szempontból is jelentős szerepe van. Magyarországon is – hasonlóan sok más országhoz – a makroprudenciális eszközrendszer egyik fontos eleme az anticiklikus tőkepuffer, amelynek meghatározása a hitelrészmutató alapján történik. Ezért is fontos egy olyan hitelrés kialakítása, amely időben stabil, megbízható eredményeket ad, és nem mutat nagy korrekciókat. A Bázeli Bankfelügyeleti Bizottság által kiadott útmutató (BCBS [2010]) szerint az anticiklikus tőkepuffer elsődleges célja, hogy a bankok tőkepuffert alakítsanak ki azokban az időszakokban, amelyekben nemzetgazdasági szinten túlzott hitelkiáramlás valósul meg, mivel ekkor jelentős rendszerszintű kockázatok épülhetnek fel. A tőkepuffer mértékének meghatározását támogató több tanulmány és nemzetközi ajánlás is született. A Bázeli Bankfelügyeleti Bizottság már említett útmutatója a GDP-arányos hitelállomány trendtől való eltérését (hitelrész) állítja a középpontba: részben a túlzott hitel-növekedés jelenségével való közvetlen kapcsolata miatt, részben pedig azért, mert széles nemzetközi mintát vizsgálva megfelelő indikátornak találta a rendszerszintű kockázatok kialakulásának előrejelzésére.¹

Az anticiklikus tőkepuffer bevezetésével kapcsolatban az Európai Rendszerkockázati Testület (*European Systemic Risk Board, ESRB*) is fogalmazott meg ajánlást (ERKT [2014], lásd még *Detken és szerzőtársai* [2014]). Ebben a Bázeli Bankfelügyeleti Bizottság által javasolt GDP-arányos hitelrés számítása mellett indokoltnak tartják alternatív számítási módszerek kidolgozását is, amennyiben az adott ország sajátosságai ezt indokolják.

Edge-Meisenzhall [2011] azt tesztelte, hogy milyen teljesítményt nyújtott volna a nemzetközi ajánlásban szereplő egyváltozós Hodrick–Prescott-szűrő, ha az anticiklikus tőkepufferre vonatkozó előírásokat korábban bevezették volna az Egyesült Államokban. Eredményeik alapján a módszer jelentős mérési hibákat követ el a valós idejű számításoknál, ami a téves jelzések miatt számottevő reálgazdasági költségekkel járt volna. Más egyváltozós trendszűrési módszerekkel is elvégezték a számításait, és ezekkel is hasonló következtetésre jutottak. A tanulmány eredményei azért is nagyon informatívak, mert a magyar idősorok az Egyesült Államok adataihoz képest sokkal rövidebbek, így a felmerült problémák itt fokozottabban jelentkezhetnek. *Detken és szerzőtársai* [2014] nem a Hodrick–Prescott-szűrőre épülő módszertan hibáinak javítására törekszik, hanem azt mutatja meg, hogy bár az így számított hitelrés az egyik legjobb válság-előrejelző indikátor, ennél is jobb eredményeket kaphatunk több indikátorra épülő rendszerek alkalmazásával. Ez a megállapítás viszont magára a hitelrészszámítás módszertanára vonatkozóan is lényeges: érdemes lehet megpróbálni a többváltozós szűrési módszereket, hogy magába a hitelrés számításába is beépíthessünk minél több információt.

Többváltozós módszerek tekintetében a leggyakrabban használt eljárás a fellelhető szakirodalomban a hibakorrekciós modellek (*vector error correction model, VECM*) becslése. A kelet-közép-európai hitelciklusokat *Backé és szerzőtársai* [2006] és *Kiss és*

¹ A részletes eredményeket *Drehmann és szerzőtársai* [2010] tartalmazza.

szerzőtársai [2006] is vizsgálja hibakorrekciós modellel. Mivel ezek az országok felzárkózó periódusban vannak, és igen rövid idősorok állnak rendelkezésre, a kointegrációs egyenlet paramétereit az euróövezet országainak adatai alapján becslik meg, feltételezve, hogy ezek lennének érvényesek a vizsgálandó országokra is, amennyiben azok hitelállománya elérné a fejlettségüknek megfelelő szintet. A hosszú távú, egyensúlyi GDP-arányos hitelállományt a kointegráción keresztül az egy főre jutó GDP-vel, a reálkamattal és az inflációval ragadják meg. *Kiss és szerzőtársai* [2006] az egyensúlyi hitelállomány becslését szektorális (vállalati és háztartási) szinten is elvégzi.

Endrész [2011] szintén magyar adatokon becsült hitelezést is figyelembe vevő VECM-et. Ennek során a vállalati hitelpiac és a nemzetgazdasági beruházások egymásra hatását vizsgálta hibakorrekciós modellkeretben. A tanulmány elsődleges célja nem a hitelrés becslése volt, hanem a hitelezés és a reálgazdaság kapcsolatának vizsgálata, de a hosszú távú kapcsolatot leíró egyenletekből ebben az esetben is származtatható egyensúlyi vállalati hitelpálya.

Végül az irodalom e részéből meg kell említenünk *Buncic–Melecky* [2014]-t, amelyben anticiklikus tökepuffer számításához használták fel a paneladatokon elvégzett, VECM-ből kapott hitelrésbecslést. A tanulmány az egyensúlyi hitelállományt úgy számítja, hogy a kointegráció hosszú távú összefüggésének becslése után ciklusoktól megszűrt magyarázóváltozókat (GDP és GDP-deflátor) helyettesít a kapott összefüggésbe.

A VECM-ek mellett előforduló eljárás még, hogy a reálgazdaság és a hitelezés egyensúlyi kapcsolatának és egymásra hatásának megragadására állapottermo-delleket (elsősorban Kálmán-szűrőt) használnak. *Compton–da Costa e Silva* [2005] a pénzügyi ciklust is figyelembe véve becsli meg az Egyesült Államok potenciális kibocsátását, illetve *Mody és szerzőtársai* [2007] az észak-amerikai és fejlett európai országok egyensúlyi GDP-jét. Az állapottermo-dellek a fent bemutatott modellekhez képest azzal az előnnyel rendelkeznek, hogy képesek strukturális, közgazdasági összefüggéseket is figyelembe venni a becslés során, méghozzá a VECM-ekhez képest általánosabb módon. Ugyanakkor minél több összefüggést szeretnénk szerepeltetni egy állapottermo-dellben, általában annál nagyobb a becsült paraméterek száma, így a mintanagyság ebben az esetben is jelentős korlátozó tényező, amelyet paneladatok, illetve bayesi becslési eljárások alkalmazásával lehet ellensúlyozni.

Tanulmányunk további részében mi is áttekintjük a leggyakrabban alkalmazott egyváltozós szűrők magyar idősorokon számított hitelrésait. Ezek eredményeiből már körvonalazódnak a magyar idősor sajátosságai és információtartalma. A Hodrick–Prescott-szűrőnek ismert többváltozós módosítása is, amely már képes bizonyos egyszerű közgazdasági összefüggések figyelembevételére is, így a hitelrés és a trend összefüggésbe hozható bizonyos reálgazdasági, illetve banki változókkal. Ezen eljárásnak létezik állapotter-reprezentációja is, tehát a becslés mögötti közgazdasági összefüggések megegyeznek egy egyszerű Kálmán-szűrővel felírható modellel. A különbség a becslési eljárásban van: míg a többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő kis mintán is képes lehet megbecsülni viszonylag sok paramétert egy Kálmán-szűrőhöz képest, utóbbi kevesebb feltevést igényel (a feltevések bemutatását a többváltozós szűrővel foglalkozó fejezetben tesszük meg). Az itt bemutatott eredmények egy lehetséges továbbfejlesztésének tartjuk az állapottermo-dellekre való áttérést.

A hitelállomány- adatok

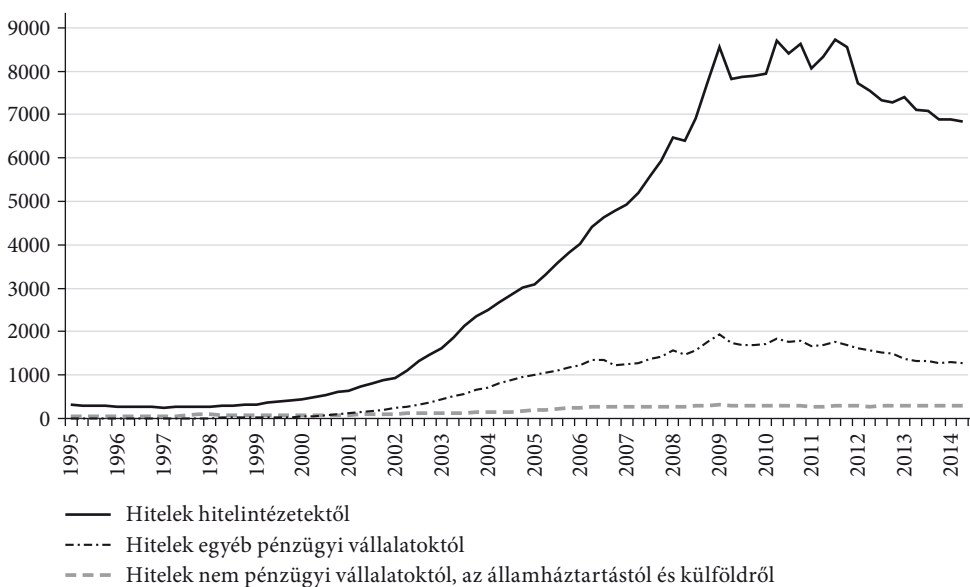
A vizsgálendő hitelállomány kijelölésekor egyrészt mindenképpen külön kívántuk választani a vállalati és a háztartási hitelállományt, másrészt törekedtünk a hitelnyújtó szerint lehető legszélesebb értelemben vett hitelállomány vizsgálatára, az adattartalom statisztikai következményeinek figyelembevétele mellett. A vállalati és háztartási hitelállomány szétválasztását fontosnak tartjuk, mert a két szektor hitelezési folyamatai erőteljesen eltérhetnek, és már az is súlyos következményekkel járhat, ha a kettő közül az egyik szektor hitelezése nem megfelelő. A két hitelállományt külön-külön vizsgálva, majd az eredményeket utólag összegezve kevesebb információ veszhet el, mintha csak egyben vizsgálnánk az állományokat. Modellezési szempontból is ez az egyszerűbb megoldás, mivel eltérő gazdasági szerepük miatt más-más indikátorok segíthetnek azonosítani a két hitelállományban megfigyelhető ciklusokat.

A hitelnyújtók szerinti lehető legszélesebb kör meghatározását a pénzügyi számlák adatainak vizsgálatával, értelmezésével kezdtük (1. és 2. ábra).

1. ábra

A háztartási hitelállomány összetétele a hitelnyújtó szerint

Milliárd forint

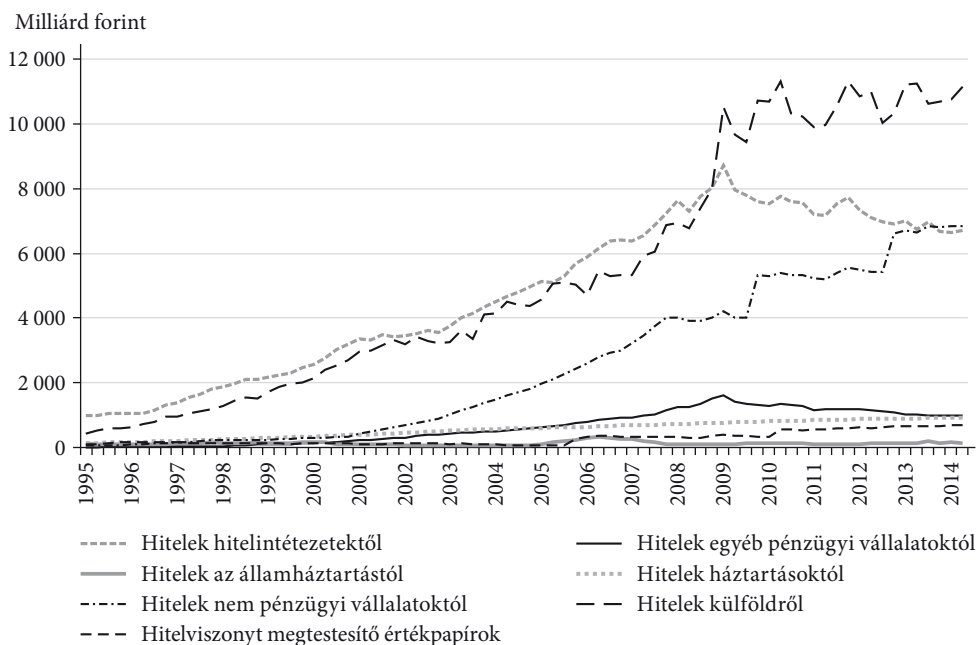


Forrás: MNB.

A háztartási hitelek túlnyomó részét a hitelintézetek és az egyéb pénzügyi vállalatok nyújtják Magyarországon, így az, hogy a nem pénzügyi vállalatok, az államháztartás és a külföld által nyújtott hiteleket bevegyük-e a vizsgálatba, csupán elvi jelentőségű, gyakorlati tétje nincsen. Hasonló okok miatt a nem pénzügyi vállalatok államháztartás és háztartások által nyújtott hiteleitől is eltekinthetünk, a külföld által nyújtott hitelekkel azonban más a helyzet. A külföldről felvett hitelek nagyrészt vállalatcsoporton belüli hitelek, ennek

2. ábra

A vállalati hitelállomány összetétele a hitelnyújtás formája és a hitelnyújtó szerint



Forrás: MNB.

megfelelően előfordulhatnak olyan jelentős mértékű állományváltozások, amelyek alig vagy egyáltalán nem befolyásolják a magyarországi nem pénzügyi vállalati szektor kockázatát. Ilyen tranzakciók lehetnek, amikor egy anyavállalat magyarországi leányvállalatán keresztül nyújt forrást egy másik országban működő leányvállalatának, de az is jelentős állománymozgást idézhet elő, ha az anyavállalat változtat az általa nyújtott finanszírozáson belül a tőke és a hitel arányán. Mivel az említett esetekre nem tudunk adatsorainkban szűrni, és a becslésekre ezek az események torzító hatással lehetnének, a nem pénzügyi vállalatok külföldi hitelei nem kerültek be a vizsgált hitelaggregátumba.

A nem pénzügyi vállalatok hiteleinek nem csekély része szektoron belüli hitel. Bár tudjuk, hogy a szállítói hitelek túlzott mértéke és a körbetartozások növekedése likviditási nehézségeket okozhat, ami emeli a szektor hitelkockázatát, mégis úgy döntöttünk, hogy számításaink során a szektoron belüli hiteleket nem vesszük figyelembe, mivel ezen állomány változása jelentős részben nem strukturális okokra vezethető vissza.

Bár a háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hiteleinek vizsgálatát külön-külön végezzük el, biztosítani szeretnénk, hogy az eredmények összegezhetőek legyenek. Emiatt a két szektor esetében azonos módon érdemes kijelölni a vizsgált hitelkört. A leírtaknak megfelelően végül a hitelintézetektől és az egyéb pénzügyi vállalatoktól felvett hiteleket vizsgáljuk a továbbiakban.

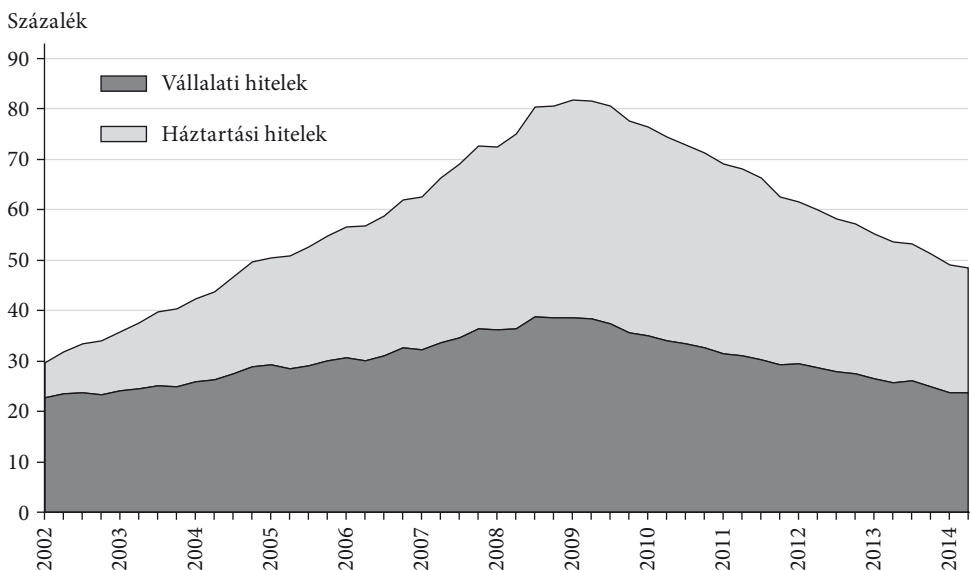
A magyar hitelállomány-adatok vizsgálatakor kulcsfontosságú kérdés a forintárfolyam kezelésének módja. Nemcsak azért, mert az állomány nagy hányada devizában denominált, hanem azért is, mert jelentős része még természetes módon sem fedezett,

így az árfolyamkockázat közvetlenül megjelenik a hitelkockázatban. Maga a kockázat már a hitelek folyósításának pillanatától kezdve létezik, az árfolyam-elmozdulás „csupán” a kockázat realizációját jelenti, ezért olyan módszereket igyekeztünk keresni, amelyek lehetőleg az állomány felépülési periódusában képesek a kockázatokat jelezni, és nem magát az árfolyam-elmozdulás miatti automatikus átértékelést azonosítják túlzott hitelezésnek. Ezen okok miatt az árfolyamszűrés mellett döntöttünk. Az árfolyamszűréshez a 2010. december 31-i árfolyamokat használtuk. Az árfolyamszűrt hitelállomány tárgyidőszak végi értékét a szezonálisan igazított, elmúlt négy negyedéves nominális GDP arányában vizsgáltuk, így a mutatóban az infláció sem okoz problémát.

A vizsgálat időhorizontjával kapcsolatban a háztartási hitelek jelentik a szűk keresztmetszetet. Bár már 1989 decemberétől rendelkezünk adatokkal, a háztartások hitelezése az ezredfordulóig csekély jelentőségű volt. A háztartási hitelállomány érdemi növekedése csak a kamattámogatásos lakáshitelek bevezetésével kezdődött el, ezért döntöttünk úgy, hogy vizsgálatunkat 2002 elejétől indítjuk. A leírtak alapján a vizsgált GDP-arányos hitelállomány alakulását a 3. ábra mutatja.

3. ábra

A hitelintézetektől és egyéb pénzügyi vállalatoktól felvett háztartási és vállalati hitelek árfolyamszűrt állománya a GDP arányában (százalék)



Forrás: MNB.

Az egyváltozós szűrők

A következőkben a leggyakoribb egyváltozós trendszűrési eljárásokat tekintjük át, illetve megvizsgáljuk, milyen eredményeket kapunk ezek alkalmazásakor a GDP-arányos hitelállományra. Áttekintjük azt is, milyen előnyös és hátrányos

tulajdonságok szólnak e szűrők használata, illetve mellőzése mellett. Számos egyváltozós trendszűrési eljárást ismerünk és használunk a közgazdasági idősorok vizsgálatára. Ezek nevüket onnan kapták, hogy a trend meghatározásához kizárólag a vizsgált idősorból indulnak ki, más információt vagy közgazdasági összefüggést nem használnak. E tulajdonság előnye és egyben hátránya is a módszercsaládnak: előnye, mert kicsi az adatigénye, hátránya, mert figyelmen kívül hagy számos információt, amelyek segítik a dekompozíciót, így gyakran téves eredményre juthatunk ezekkel a módszerekkel. Minden ilyen szűrési eljárásnál a trend-rés felbontás a kérdéses idősor valamilyen matematikai/statisztikai tulajdonságán alapul, a módszereket az különbözteti meg egymástól, hogy az idősort pontosan milyen jellemzője alapján vizsgáljuk.² Ezek kiszámítása általában könnyen végrehajtható és nem igényel sok időt.

A felbontani kívánt változón kívül minden módszerhez szükséges némi külső információ: általában meg kell adnunk, hogy milyen hosszúságúnak gondoljuk az átlagos ciklus hosszát, ami a modellekben paraméterként jelenik meg. Ezeket a paramétereket többnyire empirikus adatok, szimulációk, illetve más trendszűrési módszerek eredményei alapján határozzák meg. Bizonyos módszereknél és idősoroknál már kialakult a konszenzus az optimális paraméterezésről. Az egyes megközelítések azonban számos esetben nem állnak egymással összhangban, különböző országokra és idősorokra eltérő paraméterek lehetnek indokoltak, ezért a kevésbé vizsgált esetekben a paraméterezés jelentős becslési bizonytalanságot okozhat.

Egyváltozós módszerekkel az idősort fel lehet bontani egyoldali és kétoldali módon is. Egyoldali felbontás esetén a trend minden pontjának meghatározásához csak az adott időpontig rendelkezésre álló információt használjuk fel, míg kétoldali esetben a teljes minta alapján becsüljük meg a trendértékeket. Az egyoldali számítás előnye, hogy új adatok beérkezésével a korábbi időszakokban kapott trend-rés felbontás nem változik meg. Kétoldali esetben ezzel szemben minden új megfigyelés hatással lehet a trend múltbeli értékére is, viszont – mivel ebben az esetben bővebb információk halmazt használunk fel a becsléshez – általában pontosabb képet kaphatunk a trend és a rés alakulásáról. Az egyoldali módon számított trendek első néhány időszakát kénytelenek vagyunk kétoldali módon számítani, mivel nagyon kevés adatpontra nem lehet értelmes módon trendet illeszteni.

Végül meg kell jegyeznünk e módszerek egy nagyon fontos problémáját: általában nagy végponti bizonytalanság jellemzi az egyváltozós szűrőket, ami miatt az új adatok beérkezésével a múltból alkotott képünk jelentősen megváltozhat. Ez a kétoldali felbontások esetén jelentős korrekciót igényel, ami bizonytalanná teszi a trendek és részek nagyságából levonható következtetéseket, illetve az ezeken alapuló gazdasági döntéseket. Az egyoldali felbontások technikailag ugyan nem értékelődnek újra, de a végponti bizonytalanság okozta probléma ebben az esetben is fennmarad, csak épp az egyoldali megközelítés elfedi. Erős végponti bizonytalanság esetén az egyoldali szűrők a trend meghatározása helyett a bizonytalan végpontok idősorba fűzését végzik.

² Erről részletesen a konkrét szűrők bemutatásánál fogunk írni.

Hodrick–Prescott-szűrő

Az egyváltozós módszerek közül a konkrét esetek bemutatását a közgazdasági idősorokra leggyakrabban alkalmazott szűrővel, a Hodrick–Prescott-szűrővel (a továbbiakban röviden HP-szűrő) kezdjük (a módszerről részletesebben lásd *Hodrick–Prescott* [1997]). Ebben az esetben a trend az (1) minimalizálási feladat eredményeképpen adódik, ahol r_t a vizsgált idősort, \bar{r}_t a trendjét jelöli a t -edik időszakban:

$$\min_{\bar{r}_1, \dots, \bar{r}_T} \sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[(\bar{r}_{t+1} - \bar{r}_t) - (\bar{r}_t - \bar{r}_{t-1}) \right]^2. \quad (1)$$

Az első szumma azt a célt szolgálja, hogy a trend illeszkedjen a tényadatokra, míg a második értéke annál kisebb, minél „simább a trend”, azaz minél egyenletesebb a növekedési üteme. A két szempont relatív fontosságát fejezi ki a λ paraméter. Ha csak az első szumma lenne a feladatban ($\lambda = 0$), a trend megegyezne a ténnyel, míg ha csak a második részt tekintenénk (λ közelít a végtelenhez), a trend teljesen lineáris lenne.

Minél hosszabb egy idősrónál a feltételezett átlagos ciklushossz, annál nagyobb a λ optimális értéke. Gazdasági ciklusok vizsgálatánál azt találták, hogy ezek átlagos hossza körülbelül 6–8 év. Negyedéves adatok esetében ennek körülbelül 1600-as λ felel meg. Pénzügyi ciklusoknál ezzel szemben sokkal hosszabb ciklusokat tapasztaltak, az átlagos hossz ezek esetében körülbelül 30 év volt, ami 400 ezres λ -nak felel meg. A magyar pénzügyi ciklus esetén használható adatok 2002-től 2014 első feléig állnak rendelkezésre, azaz a mintánk hossza 12 és fél év, ami alatt még valószínűleg nem zárult le egy teljes pénzügyi ciklus, ezért nem egyértelmű, milyen λ -t érdemes választani.

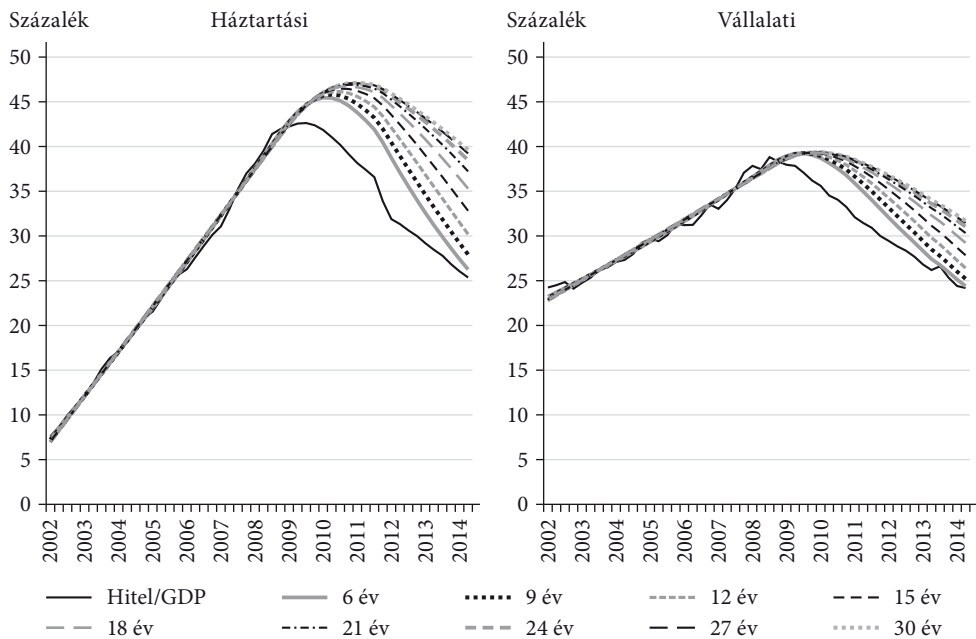
A 4. ábrán kilenc különböző (hat és harminc év közötti) ciklushosszt feltételezve kiszámítottuk az egyoldali HP-szűrt trendeket a hitel/GDP idősorokra. 2008 végéig kétoldali módon számítottuk a szűrőt, majd onnan tértünk át az egyoldali módszerre. Eredményeink alapján mind a vállalati, mind a háztartási szegmensben a 2010-es évig a HP-szűrő egy szinte teljesen sima, lineáris trendet becsül, majd a hitelezés csökkenésével a becsült trendek egyre alacsonyabb értéket vesznek fel. Minél kisebb a λ értéke, a szűrt trend annál inkább követi a tényadatok alakulását, így annál gyorsabban húz vissza a tényadathoz: a hatéves ciklushosszt feltételező trend a minta végére közel megegyezik a tényadattal, míg harmincéves ciklushossz esetén a hitelrész 15, illetve 7 százalék. Látható tehát, hogy a kapott eredményeket nagymértékben befolyásolja a λ értékének megválasztása.

Ha egyoldali helyett a kétoldali módon számított HP-szűrők eredményeit vizsgáljuk (5. ábra), látható, hogy hatéves ciklushosszal számolva a becsült trend szinte teljesen illeszkedik az adatokra, érdemi eltérést csak a 2008–2010-es időszakban tapasztalunk. Ezzel szemben a legnagyobb ciklushossznál a trend közel lineáris. Mivel trendbecslés esetén sem a tökéletes illeszkedés, sem a teljesen sima trend nem kívánatos, helyettük a két szempont optimális arányát szeretnénk látni, ezért a meglévő mintán a helyes ciklushossz valahol a két érték között, 15–20 év körül lehet.

Ahogy a 4. és az 5. ábrát összehasonlítjuk, látható, hogy az egyoldali és a kétoldali módon készített HP-trendek meglehetősen eltérő képet mutatnak. Ahogy említettük

4. ábra

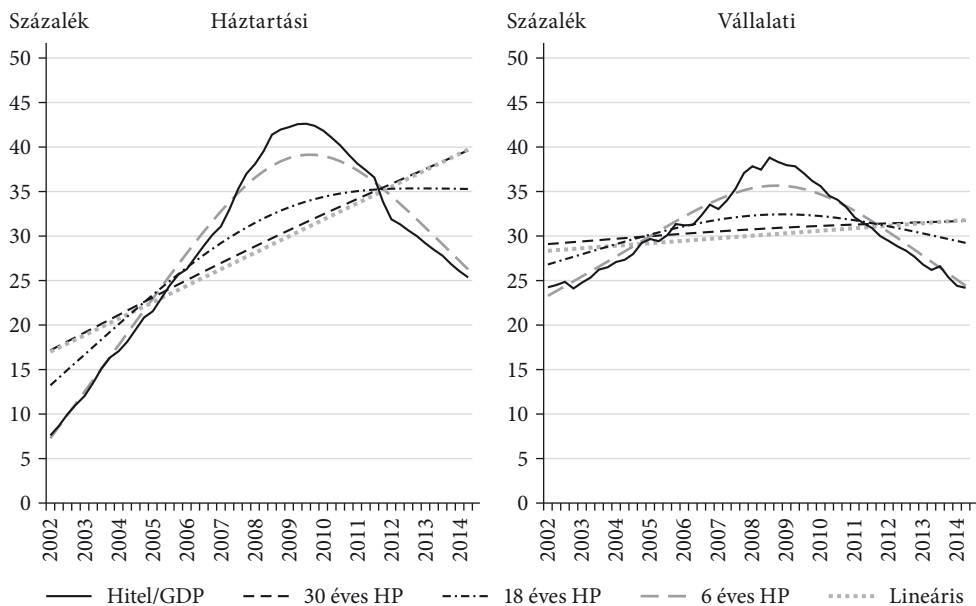
Egyoldali HP-trendek különböző ciklushosszokkal számolva



Forrás: MNB.

5. ábra

Kétoldali HP-trendek különböző ciklushosszokkal számolva



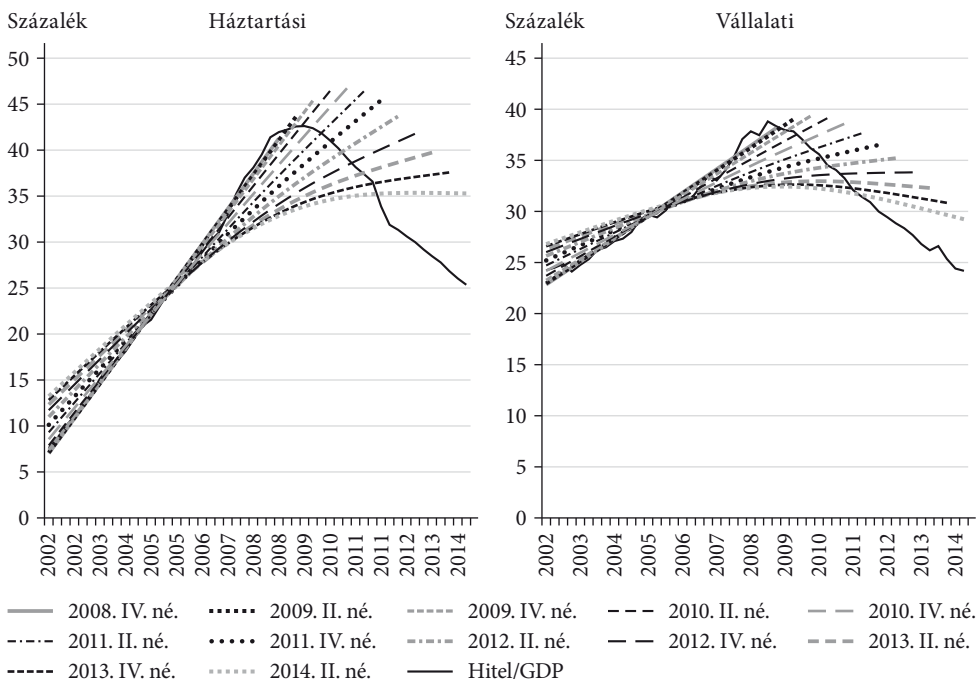
Forrás: MNB.

az egyváltozós módszerek általános bemutatásánál, ezeknél az eljárásoknál egy-egy új adat beérkezése jelentősen megváltoztathatja a múltrol alkotott képünket is.

Az új adatok miatti korrekciók eredményét mutatja a 6. ábra. Ezen kétoldali módon számítottuk ki a trendeket, először csak a 2008-as év végéig bejövő adatokat vettük figyelembe, majd mindig két negyedévvél bővítettük a megfigyelési időszakot.³ Ahogy látható, már két új adat beérkezése következtében is akár 3 százalékponttal megváltozhat az előző időszaki végpont, míg hosszabb távon akár több mint 10 százalékpontos különbséget is tapasztalhatunk az eltérő időszakokon számított trendértékek között.

6. ábra

Kétoldali HP-trendek különböző időintervallumokon becslülve



Megjegyzés: az ábra jelmagyarázata az egyes trendek számításánál ismert utolsó negyed-évet mutatja.

Forrás: MNB.

Az ábrákon az is jól látható, hogy bár az egyoldali HP használatával nem történik korrekció a trendben, ugyanakkor a hitelciklus azonosításában nem nyújt segítséget. Sem a háztartási, sem a vállalati szegmensben semmilyen, túlzott hitelezésre utaló jelet nem lehet tapasztalni (korrekciók híján hosszabb időszakon sem), a trend szinte teljes mértékben együtt mozog a tényadattal. Ez egyben azt is jelenti, hogy a HP-szűrő a teljes lakossági devizahitelezést egyensúlyi folyamatként azonosítja, amely erősen

³ Mivel a túl kicsi és a túl nagy λ értékeknél túlságosan szélsőséges megoldásokat ad a szűrő, ennél a számításnál közepes nagyságú, meglévő mintánknál kicsit hosszabb, 18 éves ciklushosszt feltételeztünk.

megkérdőjelezi a módszer hitelességét. Ugyanakkor a válság kitörése óta – a legkisebb λ -jú trendet leszámítva – mindkét szektorban jelentősen kisebb a tényadat a becsült trendnél, azaz a hitelrés szignifikánsan negatív tartományban van. Így a jelenleg rendelkezésre álló adatok segítségével az egyváltozós HP-szűrő semmilyen λ paraméterérték mellett nem alkalmas pénzügyi ciklusok azonosítására.

Christiano–Fitzgerald-szűrő

Tekintve, hogy a HP-szűrő nem nyújt megbízható teljesítményt a hitelciklus azonosításakor, érdemes más – de egyelőre továbbra is egyváltozós – szűrési eljárást is tesztelni. A továbbiakban a Christiano–Fitzgerald-féle szűrési eljárást mutatjuk be (a szűrőről bővebben lásd *Christiano–Fitzgerald* [2003]), és megvizsgáljuk, milyen eredményre vezet a GDP-arányos hitelállomány-idősorainkon.

A Christiano–Fitzgerald-szűrő (a továbbiakban röviden CF-szűrő) a frekvenciaszűrők (*band-pass*) csoportjába tartozik. Az effajta szűrési eljárások logikája a következő: az egyes idősorok különböző frekvenciájú részekből épülnek fel, és az adott ciklushosszal jellemezhető részek eltávolításával kapható meg a trend. Ezért ezeknél a szűrőknél meg kell adni egy alsó és egy felső határt a ciklushosszra, amely alapján az idősor azon részeit, amelyek hossza a két érték közé esik, ciklusnak tekintjük, a felső határ fölötti részt trendnek, az alsó határ alattit pedig zajnak. Ezek az eljárások a trendet az eredeti idősor valamilyen kétoldali súlyozott mozgóátlagolásával állítják elő. A frekvenciaszűrők egymástól abban különböznek, hogy pontosan hogyan határozzák meg az átlagoláshoz a súlyokat.

Az eljárásoknak két csoportja van: a szimmetrikus és az aszimmetrikus eljárások. Szimmetrikus esetben egy adott pontban a trendérték kiszámításához ugyanannyi időszakot használ fel a szűrő az időpont előttről, mint az időpont utánról, ezért a súlyok az időtől függetlenek. Ez azt eredményezi, hogy az idősor első és utolsó néhány megfigyelésére a szimmetrikus eljárások nem tudnak trendértéket mondani. Mivel számunkra a minta utolsó időszakai is fontosak, aszimmetrikus szűrőre van szükségünk. Ebben az esetben az átlaghoz használt súlyok függenek attól, hogy melyik időpontra szeretnénk kiszámolni a trend értékét és az adatoktól is, azaz:

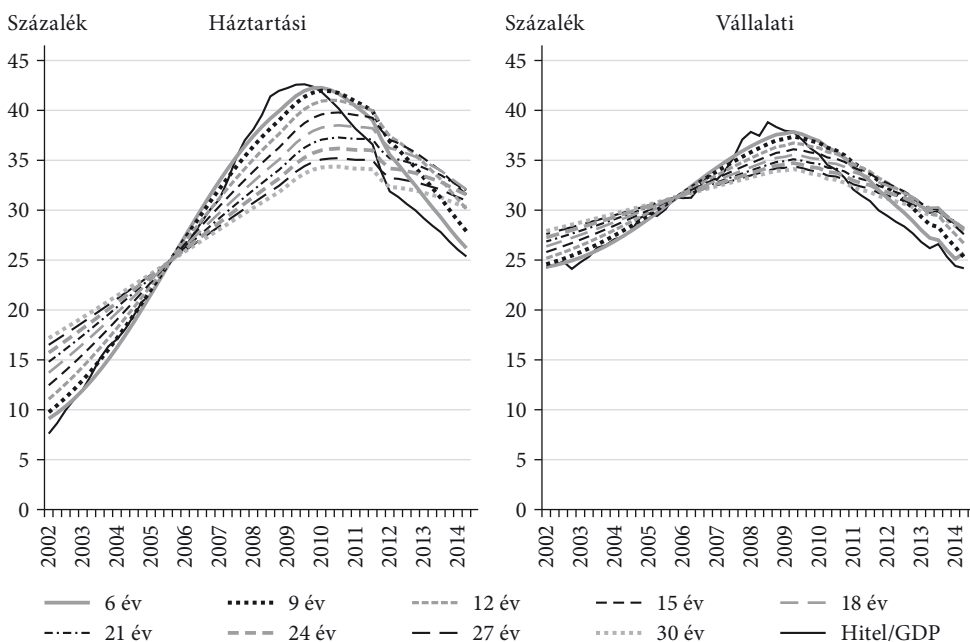
$$\bar{r}_t = \sum_{c=1}^T w(t, c) r_c \quad t = 1, \dots, T. \quad (2)$$

ahol \bar{r}_t jelöli a trend értékét a t -edik időpontban, r_c az idősor c -edik megfigyelése és w az átlagoláshoz használt súly. Az aszimmetrikus frekvenciaszűrők közül a CF-szűrőt választottuk. Ahogy a HP esetében, itt is bemutatjuk a feltételezett ciklushosszra való érzékenységet és az új adatok beérkezésénél tapasztalható korrekció mértékét. A 7. ábra mutatja a feltételezett ciklushossz hatását. A HP-hoz hasonlóan először kiszámoltuk 2008 végéig kétoldali módon a trendeket, majd innen egyoldali eljárással hosszabbítottuk meg az idősorokat. Számításaink során az alsó ciklushossz érté-
inek mindig két negyedévet adtunk meg (vagyis nem bontjuk fel külön zajra és ciklusra a trenden kívüli részt), míg a felső értéket hat és harminc év között változtattuk.

Ebben az esetben a HP-szűrőhöz képest annyi a különbség az értelmezésben, hogy például a hat év a HP-trendnél azt a feltételezést jelentette, hogy hat év az átlagos ciklushossz, míg a CF-szűrőnél a hat évnél nem hosszabb periodikus mozgásokat tekintjük a ciklus részének. A HP-szűrővel összehasonlítva a CF-szűrőt szembetűnő különbség van az ábrák között: míg a HP-nál 2010-ig egyáltalán nem volt eltérés a különböző λ -jú trendek között, addig a CF-szűrőnél már a minta kezdetétől fogva különböznek az eltérő paraméterezésű trendek.⁴

7. ábra

Egyoldali CF-trendek különböző ciklushosszokkal számolva



Forrás: MNB.

Az is látható a 7. ábrán, hogy 2006-ig a háztartási szegmensben a trend szinte minden paraméterérték mellett meghaladta a tényadatot (azaz a hitelrés negatív volt), majd 2006-tól 2010–2012-ig a tényadat vett fel magasabb értéket (pozitív hitelrés), végül azóta újra negatív hitelrés figyelhető meg. Továbbá, minél nagyobb a megengedett ciklusok felső határa, annál távolabb van egymástól a minta nagy részén a tény- és trendidősor. A háztartási szektor válság előtti túlzott hitelezésére utaló jelek ezért

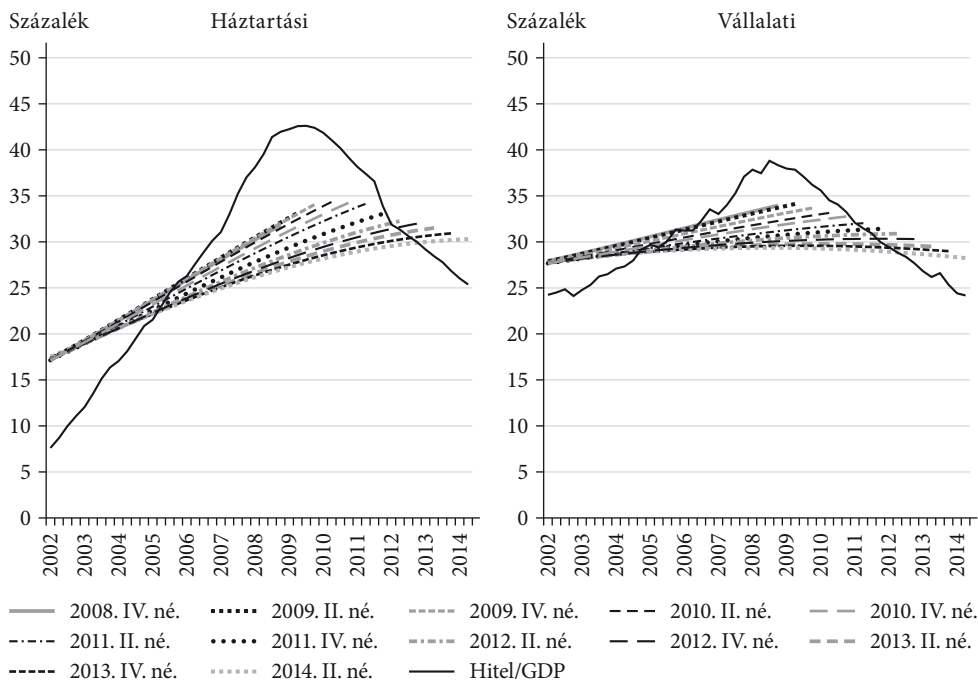
⁴ Meg kell említenünk, hogy a CF-szűrőre alkalmazott bizonyos feltételek érdemben befolyásolják ezeket az eredményeket. Egy CF-szűrő becslésekor meg kell adnunk egy trendszűrési feltételt, amire több lehetőségünk van. Az itt bemutatott eredményeknél azzal a feltételezéssel éltünk, hogy egy konstansból kiinduló véletlen bolyongás a trend. Ha ehelyett azt tesszük fel, hogy a trend eltolásos véletlen bolyongás, a HP-szűrőhöz nagyon hasonló eredményeket kapunk (lásd a Függelék F1. ábráját). Ezt a feltevést azonban nem tartjuk helyesnek, mivel közgazdasági megfontolások alapján a fenntartható hitel/GDP csak bizonyos korlátok között vehet fel értéket.

leginkább a 30 év hosszúságú ciklust is megengedő trendidősorban mutatkoznak meg. A vállalati szektorban a háztartásihoz hasonlóan alakult a trend és a tény egymáshoz való viszonya, csak a kettő közötti különbség kisebb, így ebben a szegmensben túlzott hitelezésre utaló jelet nem lehet látni.

Mivel a háztartási szektorban a hitelrész a harmincéves paraméterezésű trend mellett a legnagyobb, ezt a trendet vizsgáltuk meg korrekciók szempontjából (8. ábra).

8. ábra

Kétoldali CF-trendek különböző időintervallumokon becsülve



Forrás: MNB.

Ahogy a HP-szűrőnél, itt is 2008 végéig futtattuk először a szűrőt, majd mindig két negyedévvél növeltük meg a becslési mintát. Két új adat beérkezésével általában csak kis mértékben változik a trend múltbeli értéke. Ez alól egy kivétel van a háztartási idősről: a 2011. második félévi adatok beérkezése, ez a két negyedév azonban speciális volt, ekkor a végtörlesztés miatt hirtelen nagymértékben csökkent a háztartási hitelek állománya, ami a trend értékét visszamenőlegesen 1-2 százalékponttal csökkentette. Ezzel együtt is, mind a háztartási, mind a vállalati szegmensben az öt és fél évnyi új adat okozta korrekció sehol sem haladta meg a 6 százalékpontot, és összességében a korrekciók mértéke a HP-szűrőhöz képest körülbelül feleakkora. Ez valószínűleg arra utaló jel, hogy a CF-szűrő eljárása jobban képes kezelni azt az inkonzisztenciát, hogy a megfigyelési mintánk jelenleg valószínűleg rövidebb, mint egy hitelciklus hossza. A korrekciók mérete mellett ez az előny abban is megmutatkozik, hogy a CF-szűrővel kapott trendek a rövidebb mintaperiódusokon is közelebb állnak a hitelezési ciklus trendjéről alkotott elképzeléseinkhez.

Többsváltozós Hodrick–Prescott-szűrő

A többsváltozós módszerek lehetőséget adnak arra, hogy a célváltozó mellett más változókból nyert információkat is figyelembe vegyünk a rés meghatározásához. A szakirodalomban elsősorban a GDP-idősorok trendjének becslésére találunk többsváltozós HP-szűrő eljárásokat. *Laxton–Tetlow* [1992] a kanadai GDP trendjét próbálta meg számszerűsíteni az egyváltozós HP-szűrő továbbfejlesztésével: a HP-szűrő minimalizálandó kifejezését további két összefüggéssel egészítették ki, a Phillips-görbe egyenletével és az Okun-törvényt megragadó egyenlettel. A Phillips-görbe a kibocsátási rés és az infláció közötti kapcsolatot ragadja meg, az Okun-törvény pedig a kibocsátási rés és a munkanélküliség közötti összefüggést. Így a kibocsátási rés becsléséhez felhasználhatjuk kiegészítő információként az infláció és a munkanélküliség idősorát. *Hirose–Kamada* [2013] Japán esetében becsülték szimultán módon a potenciális kibocsátást és a Phillips-görbét többsváltozós HP-szűrő alkalmazásával, ahol potenciális kibocsátáson azt a kibocsátási szintet értették, amely esetében az infláció változatlan.

*A többsváltozós Hodrick–Prescott-szűrő módszertana*⁵

A többsváltozós HP-szűrő esetében az egyváltozós változatot újabb összefüggésekkel bővítjük: közgazdasági megfontolások alapján a trend és egy vagy több változó között regressziós egyenleteket írunk fel, amelyeket szintén figyelembe veszünk az idősor szűrése során. A trend és a bevont változó közötti logikai kapcsolat iránya tetszőleges lehet: a regressziós kapcsolatot akkor is felírhatjuk, ha a trend alakulása befolyásolja a bevont változóét, hiszen ebben az esetben is lehet következtetni a bevont változó értékéből a trend értékére.

Az egyváltozós esethez hasonlóan – amikor a trend megfigyeléstől való eltérését hibatagként szerepeltetjük a minimalizálandó kifejezésben – a többsváltozós szűrő felírásakor a trend és a magyarázóváltozók közötti regressziós kapcsolat hibatagját vesszük figyelembe. Mivel azt gondoljuk, hogy a regresszióval leírt kapcsolatnak fenn kell állnia, büntetjük az attól való eltérést. Amennyiben több kapcsolat meglétét is feltételezzük egyszerre, több regressziós egyenlet hibatagját is szerepeltetnünk kell. A regressziós kapcsolat együtthatóit nem kell előre ismernünk, azokat a trend szűrésevel együtt becsülhetjük.

A GDP-arányos hitelállomány trendjének meghatározásakor két regressziós egyenletet veszünk figyelembe: egyes változók a ciklikus komponenst (hitelrest) magyarázhatják, vagyis a megfigyelt adat trendtől való eltérését, míg más változók közvetlenül a trend nagyságát. Ennek megfelelően az alkalmazott többsváltozós HP-szűrőt a következő formulával adhatjuk meg:

⁵ Az általunk használt módszertan és a szakirodalomban fellelhető többsváltozós HP-szűrők közötti különbségeket a *Függelékben* ismertetjük.

$$\min_{\{\bar{r}_t\}_{t=1}^T, \{\beta_i\}_{i=1}^N, \{\gamma_i\}_{i=1}^M, c_C, c_T} \left\{ \lambda_c \sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r}_t)^2 + \lambda_{HP} \sum_{t=2}^{T-1} (\Delta r_{t+1} - \Delta \bar{r}_t)^2 + \lambda_\varepsilon \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + \lambda_\nu \sum_{t=1}^T \nu_t^2 \right\}, \quad (3)$$

$$r_t - \bar{r}_t = c_C + \sum_{i=1}^N \beta_i x_{it} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$\bar{r}_t = c_T + \sum_{i=1}^M \gamma_i y_{it} + \nu_t, \quad (5)$$

ahol a (3) a szűrés során minimalizálandó kifejezés, a (4) a ciklikus komponensre, az (5) pedig a trendre felírható regressziós egyenlet; r_t a GDP-arányos hitelállomány mutató értéke, \bar{r}_t pedig a GDP-arányos hitelállomány trendjéé, x_{it} a ciklikus komponst magyarázó változók, β_i pedig ezek együtthatói, y_{it} a a trendet magyarázó változók, γ_i pedig ezek együtthatói, c_C és c_T a becslt egyenletek konstansai.

A minimalizálandó kifejezés az egyváltozós HP-szűrő két komponense mellett még két tagot tartalmaz: a ciklikus komponensre és a trendre felírt regressziós kapcsolat hibatajait. Mivel a ciklikus komponens és a trend egyenletében nem ismerjük a magyarázóváltozók együtthatóit, ezeket is meg kell becsülnünk, mégpedig a trend értékével együtt. Így a (3) kifejezést nemcsak az egyes időszakokra vonatkozó trendértékek alapján minimalizáljuk, hanem a magyarázóváltozók együtthatói alapján is. A minimalizálás során a (3) kifejezésben szereplő ε_t -t és ν_t -t helyettesíteni kell a (4)-ből és (5)-ből származó kifejezésekkel.

A becslés során meg kell adnunk az egyenletekben szereplő magyarázóváltozókat, illetve az egyes tagokhoz tartozó, a minimalizálás során alkalmazott súlyok λ értékét. Ezek meghatározása ugyanakkor nem magától értetődő: optimális értékük függhet például az egyes idősorok szórásától, a ciklus hosszára vonatkozó elképzelésektől vagy az egyes idősorok kölcsönhatásától a regressziós egyenletekben. A magyarázóváltozók meghatározása sem egyértelmű, hiszen a különböző kombinációik más és más eredményre vezetnek. A problémák kezelése érdekében amellett döntöttünk, hogy sokfajta módon – a potenciális magyarázóváltozók és a λ -k megfelelő kombinációi mellett – futtatjuk le a többváltozós HP-szűrőt, majd átlagoljuk azokat, amelyek az alábbi elvárásainknak eleget tesznek.

1. 2008 második negyedévére a trend értéke a tényadat 60 és 95 százaléka között legyen, hiszen szakértői képünk alapján a válság kitörésekor már túlfutás volt a hitelezésben.

2. A szűréshez felhasznált regressziós egyenletekben a bevont magyarázóváltozók együtthatójának előjele közgazdaságilag indokolt legyen.

3. A bevont magyarázóváltozók hatása legyen közgazdaságilag szignifikáns. A becslés sajátosságai miatt a magyarázóváltozók standard hibái alapján nem következtethetünk a szignifikanciára, ezért azt a változót tekintettük szignifikánsnak, amelyik a vizsgált időhorizonton legalább 2 százalékpontos hatással van a trend értékére. Ez azt jelenti, hogy az adott magyarázóváltozó legnagyobb és legkisebb értékét behelyettesítve a megfelelő egyenletbe, a GDP-arányos hitelállomány trendjére vonatkozó hatások között legalább két százalékpontnyi különbségnek kell lennie.

4. Az alkalmazott becslés legyen robusztus: ha változtatunk (rövidítünk) a becsléshez felhasznált időhorizont hosszán (maximum két évet), a rövidebb időszak utolsó időszakára kapott trend értéke maximum 2 százalékponttal térjen csak el a teljes időhorizont alapján becsült trend adott időszakra vonatkozó értékétől, illetve a rövidebb időszoron becsült trendidősorra is teljesüljenek az 1–3. feltételek.

A GDP-arányos háztartási hitelállomány idősorának szűrése során a ciklikus komponens egyenletéhez a következő változókat használtuk:

- globális hitelrés⁶ – a becsült együtthatónak pozitívnak kell lennie, mert a globális folyamatok begyűrűzhetnek egy kis nyitott gazdaságba;

- reál-GDP ciklikus komponense (magyar kibocsátási rés)⁷ – a becsült együtthatónak pozitívnak kell lennie, mivel a gazdasági túlfűtöttség általában növeli a kockázatvállalási kedvet;

- a lakáshitelek és a fogyasztási hitelek súlyozott állományi kamatlába – a becsült együtthatónak negatívnak kell lennie, mert a kamatok emelkedése nehezíti a hitel felvételt és csökkenti a keresett hitelmennyiséget;

- Bubor – az együtthatójának szintén negatívnak kell lennie, hiszen a Bubor növekedése általában a hitelkamatok növelésével társul;

- bankrendszeri tőkeáttétel (a teljes bankrendszer eszközállományának saját tőkéhez viszonyított aránya) – a becsült együtthatónak pozitívnak kell lennie, mert a tőkeáttétel növekedése hitelezési felfutást jelezhet;

- hitel/betét mutató a bankrendszer egészére – a becsült együtthatónak pozitívnak kell lennie, mert a hitel/betét mutató növekedése hitelezési felfutást jelezhet;

- marketingköltségek (bankrendszeri szinten, reálértéken, a szezonális hatások szűrése érdekében mozgóátlagolással) – a becsült együtthatónak pozitívnak kell lennie, mert a lakossági hitelkínálat bővülését általában jelentős marketingkampányokkal igyekeznek a bankok az ügyfelek tudomására hozni.

A vállalati hitel/GDP idősorának szűrése során a ciklikus komponens egyenletében szintén szerepeltettük a háztartási hitel/GDP idősora esetében is használt globális hitelrés, kibocsátási rés, Bubor, tőkeáttétel és hitel/betét mutatókat, ezek mellett pedig az új kihelyezésű vállalati hitelek kamatlábát vizsgáltuk, valamint a GKI üzleti bizalmi indexet. A kamatláb esetében negatív, az üzleti bizalmi indexnél pedig pozitív együtthatót írtunk elő.

A háztartási és a vállalati trendegyenletben a reál-GDP logaritmusát szerepeltettük, az együtthatónak pedig pozitívnak kellett lennie, mert empirikus adatok alapján

⁶ A globális hitelrés kiszámításához 12 OECD-tagállam (Ausztrália, Belgium, Dél-Korea, Egyesült Államok, Egyesült Királyság, Finnország, Franciaország, Japán, Németország, Norvégia, Spanyolország és Svájc) GDP-arányos hitelállományait súlyoztuk össze vásárlóerő-paritáson 1980 és 2014 között, az így kapott idősorából pedig egyváltozós Hodrick–Prescott-szűrő segítségével határoztuk meg a hitelrészt egyoldali módon (vö. *Alessi–Detken* [2011]).

⁷ A GDP-idősor szintén felosztható trendre és kibocsátási résre: a kibocsátási rés feltételezhetően inkább csak rövid távon növeli a hitelezést, illetve a hitelfelvételt, a hitelezés hosszú távú egyensúlyi szintjét pedig valószínűleg inkább a potenciális GDP határozza meg.

a magasabb GDP arányaiban is növekvő hitelfelvételt indokolhat hosszú távon (vö. *Kiss és szerzőtársai* [2006]). A logaritmikus transzformálásra két okból volt szükség: egyrészt a GDP növekedésének hatása a GDP-arányos hitelállományra egyre kisebb lehet, másrészt a kapott együttható értelmezése is kézenfekvőbb: azt mutatja meg, hogy egyszázalékos GDP-növekedés hány százalékponttal növeli a GDP-arányos hitelállomány hosszú távú értékét. A trendegyenletben a reál-GDP logaritmusával mellett ugyanezen idősor Kálmán-szűrővel nyert trendjét is vizsgáltuk. Emellett a háztartási trendegyenletben pozitív előjellel a reál-munkajövedelem logaritmusát is szerepeltettük, hiszen a magasabb munkajövedelmek nagyobb mértékű hitelfelvételt tesznek lehetővé a háztartások számára.⁸

A felsorolt változók mellett mind a háztartási, mind a vállalati becslés során vettük az összes olyan lehetséges kombinációt, amikor a ciklikus komponens egyenletében egy, kettő vagy három változó szerepelt, a trend egyenletében azonban egyszerre csak egy változót használtunk. Vizsgáltuk azokat a lehetőségeket is, amikor nem szerepeltettük a ciklikus komponens vagy a trend regresszióját.

A szűrő képletében négy λ szerepel, ezeknek azonban csak az egymáshoz viszonyított nagysága számít, ezért az egyiket szabadon megválaszthatjuk. Ennek megfelelően λ_{HP} , vagyis a trend növekedésének egyenletességét tartalmazó komponens értékét 1-nek vettük. Mivel a harmadik komponens a tényadattól való eltérést magyarázza, ezért ha a becslésben szerepel a ciklikus komponens regressziója, felesleges pozitív súllyal büntetni a tényadattól való abszolút eltérést, vagyis az első komponenset. Az első és a harmadik komponens közül tehát a továbbiakban egyszerre mindig csak az egyikkel számolunk: ha szerepel a becslésben a ciklikus komponens regressziója, akkor λ_c pozitív, és λ_c értéke 0, ellenkező esetben pedig fordítva. A továbbiakban az első és a harmadik komponens közül a (3) kifejezés ciklikus komponensének azt fogjuk hívni, amelyiket pozitív súllyal szerepeltetjük. Összességében tehát legfeljebb csak két λ -t kell meghatároznunk: a ciklikus komponensét és a trendegyenlethez tartozót (amikor van trendegyenlet). Az egyszerűség kedvéért csak a λ -k nagyságrendjén változtattunk, mindkét esetben a következő λ -értékeket vizsgáltuk: 0,0001, 0,001, 0,01, 0,1, 1, 10, 100 és 1000.

Mivel a ciklikus komponens regressziójában és a trendegyenletben is szerepel konstans, a kapott trend tetszőleges eltolása esetén is ugyanakkora lenne a célfüggvény értéke, vagyis a minimalizálási feladat nem lenne jól determinált. Ennek kiküszöbölésére valamelyik időpontra rögzítenünk kell a trend értékét, hogy ezáltal egyértelmű legyen a megoldás. A háztartási és a vállalati idősor esetében is az első időszak trendjének értékét rögzítettük: mivel megfelelt szakértői képünknek, a teljes mintán egyszázalékos HP-filterrel becsült trend értékét vettük, vagyis a háztartási hitel/GDP trendjének becslésekor az első időszak trend értékét 13,2, a vállalati idősnál pedig 26,8 százalékon rögzítettük.

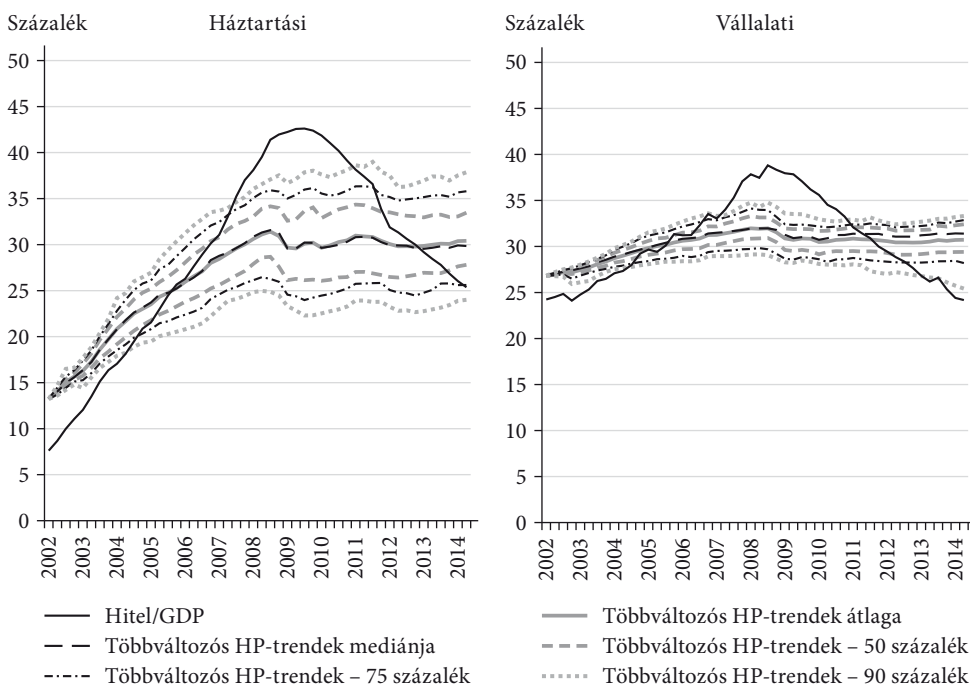
⁸ Itt csak azon változókat soroljuk fel, amelyek szerepeltek valamelyik, a feltételeknek eleget tevő trendidősor becslésében. Az e cikk előzményének tekinthető *Hosszú és szerzőtársai* [2015]-ben az összes vizsgált változót felsoroljuk a várt együtthatókkal együtt.

Az eredmények bemutatása

A 9. ábrán láthatjuk, hogy az alkalmazott módszertan milyen trendet becsül a GDP-arányos háztartási, illetve vállalati hitelállomány-mutatóra a 2002 első negyedéve és 2014 második negyedéve közötti időszakon. A megadott feltételeknek sok idősor megfelel, az idősorok átlaga és mediánja mellett feltüntettük azt is, hogy az adott időszakra milyen intervallumba került a becsült trendértékek 50, 75, illetve 90 százaléka. A középső 90 százalékos eredményei alapján az intervallum terjedelme a háztartási idősor esetében az utolsó időszakra körülbelül 14 százalékpont, a vállalati idősor esetében pedig nagyjából 8 százalékpont. Amennyiben a kapott idősorok átlagaként értelmezzük a többváltozós módszertan segítségével számított trendet, a háztartási idősor esetében a kezdeti növekedés után a háztartási trend nagyjából 31 százalékon tetőzik, majd némileg csökken, a vállalati trend pedig enyhe növekedést követően 30 százalékos szinten stagnál.

9. ábra

A többváltozós HP-szűrő által becsült trendek eloszlása



Forrás: MNB.

Az eredményt kismértékben változtatná meg, ha a becslésbe bevont változókkal kapcsolatban minimum két százalékpontos hatás helyett más szignifikanciakritériumot alkalmaznánk: egy vagy három százalékpontos kritérium esetén a háztartási szegmensben a változás mértéke elhanyagolható, míg a vállalati szegmensben ez körülbelül fél-egy százalékponttal módosítja az egyes negyedévekre kapott eredményeket (lásd Függelék F2. ábra). Ez azt jelenti, hogy a háztartási szegmens

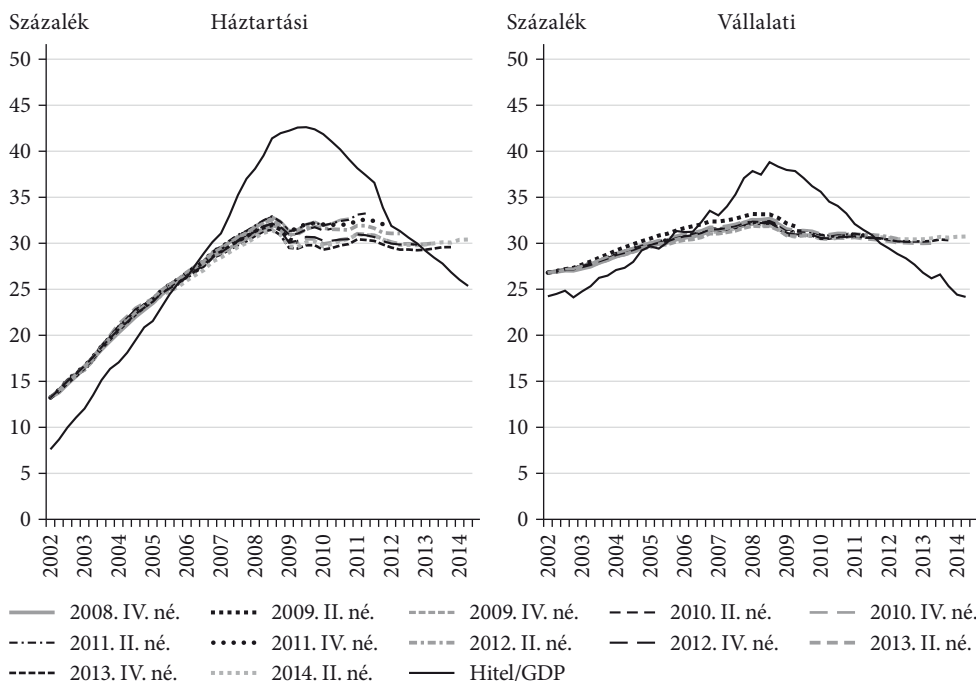
esetében a bevont változók hatása kellően nagy, míg a vállalati szegmensben az elvárt hatás növelésével több változó kimarad a becslésből.

Ha a megadott kezdőértéket növeljük vagy csökkentjük 2 százalékponttal, akkor a háztartási szegmensben a kapott trendértékek a felépülési szakasz alatt konvergálnak, a vállalati szegmensben azonban inkább eltolódnak (lásd *Függelék F3. ábra*).

Érdeemes megvizsgálni, mennyire robusztus az alkalmazott többváltozós szűrő, ha az átlagokat nézzük. A *10. ábrán* láthatjuk, hogyan alakul a becült trend értéke, ahogyan növeljük a szűréshez – és ezzel párhuzamosan a becsléshez – felhasznált idősor hosszát 2008 negyedik negyedétől egészen 2014 második negyedévéig. Összevetve korábbi ábráinkkal, láthatjuk, hogy a többváltozós HP-szűrő a többi szűrőhöz képest robusztusabb eredményeket produkál.

10. ábra

Többváltozós HP-trendek különböző időintervallumokon becslve



Forrás: MNB.

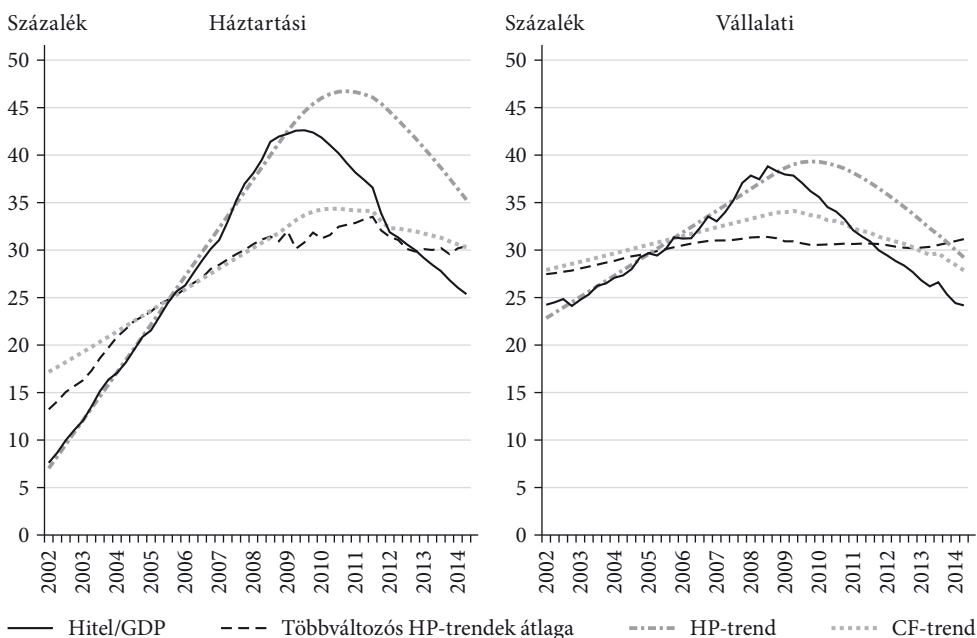
A kapott trendet összevethetjük az egyváltozós módszerek által becült eredményekkel (*11. és 12. ábra*), mégpedig az egyváltozós HP-szűrővel, valamint a hitel/GDP idősor szűrésére legjobbnak tűnő egyváltozós módszer, a Christiano-Fitzgerald-szűrő eredményével. Az összevetéskor az egyoldali módon⁹ számított

⁹ Mivel a többváltozós HP-szűrő regressziós egyenleteinek becsléséhez kell egy kiindulási minta-időszak, a szűrőket 2008 végéig kétoldali módon becslöttük, majd onnantól kezdve egyoldali módon hosszabbítottuk meg.

értékekből indulunk ki, hogy lássuk, mekkora hitelrést jeleztek volna az egyes mutatók a különböző időpontokban. Az ábrák alapján látható, hogy az egyváltozós HP-szűrő nem jelez túlfutást, sőt az állomány leépülése miatt a válságot követően igen nagy negatív hitelrést mutat. A CF-szűrő és a többváltozós HP-szűrő azonban jelzi a pozitív hitelrész felépülését.

11. ábra

Egyváltozós szűrők és a többváltozós HP-szűrő összehasonlítása – trend



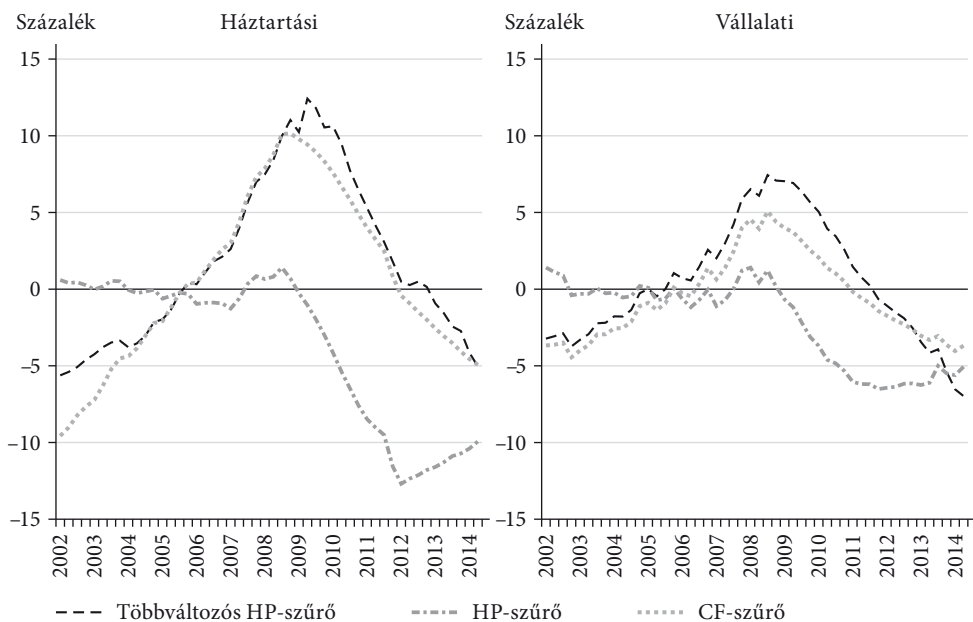
Forrás: MNB.

A válság kitörésekor a háztartási szegmensben az egyváltozós HP-szűrő szerint mindössze 1 százalékpontos volt a hitelrész mértéke, míg a másik két szűrő alapján körülbelül 10-10 százalékpontos. A vállalati szegmensben az egyváltozós HP-szűrő 1 százalékpont körüli hitelrést becsült, miközben a másik két szűrő 5, illetve 7 százalékpontot.

A többváltozós HP-szűrő trendje a válság kitörését követően mindkét szegmensben megtorpan, a végtörlesztéssel párhuzamosan pedig körülbelül 3 százalékpontot csökken az értéke a háztartások esetében. A trend megtorpanása és a válság kitörésekor meglévő hatalmas hitelrész miatt a hitelállomány csökkenése szinte teljes mértékben a hitelrész csökkenését vonja maga után, amely 2014-ben már negatív tartományba kerül. A CF-szűrő esetében hasonló a lefutás, csak a trend megtorpanása kicsit később következik be, és a vállalati szegmensben a trend is korrigálódik. Az egyváltozós HP-szűrő azonban – mivel nem jelzett pozitív hitelrést a hitelezés csúcspontján – a hitelállomány csökkenését eleinte igen nagy mértékű negatív hitelrésznek érzékeli, majd a trendérték csökkenésének hatására a negatív hitelrész kismértékben zárul.

12. ábra

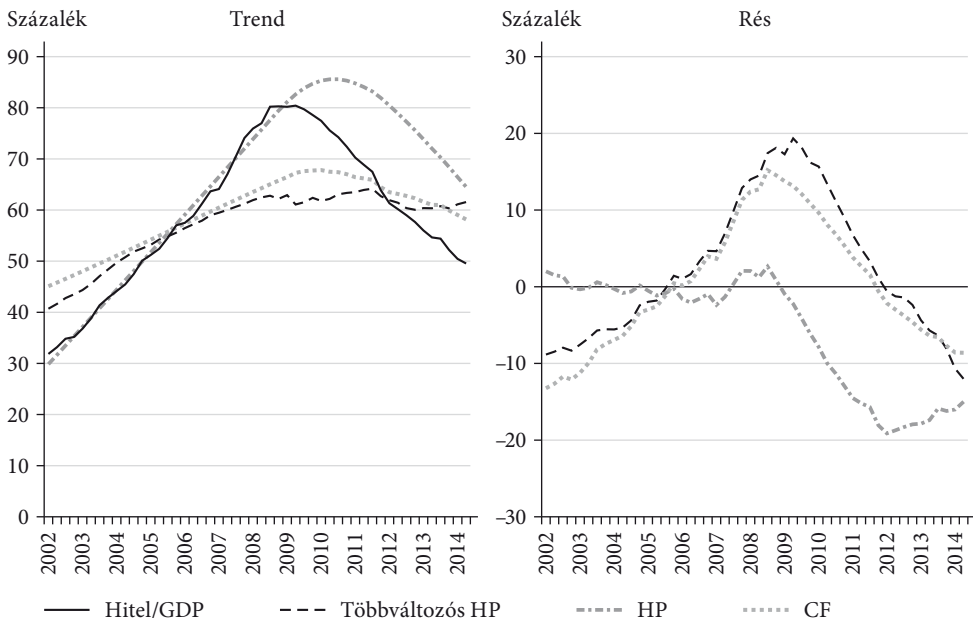
Egyváltozós szűrők és a többváltozós HP-szűrő összehasonlítása – hitelrés



Forrás: MNB.

13. ábra

Egyváltozós szűrők és a többváltozós szűrő összehasonlítása a teljes állományra



Forrás: MNB.

Ha a háztartási és a vállalati szegmenst összegezzük (13. ábra), láthatjuk, hogy az egyváltozós HP-szűrő a válság kitörésekor igen alacsony, körülbelül 2,5 százalékpontos hitelrest jelzett volna, miközben a CF-szűrő 15, a többváltozós HP-szűrő pedig 17 százalékpontos hitelrest mutatott volna.

A három szűrőt érdemes robusztusság szempontjából is összehasonlítani, ezért mindhárom szűrő esetében összevetettük a leghosszabb, vagyis a 2014 második negyedévéig tartó időhorizont eredményeit a legrövidebb és a második leghosszabb vizsgált (vagyis 2008 negyedik negyedévéig, illetve 2013 negyedik negyedévéig tartó) időhorizont eredményeivel. Mindkét összehasonlításnál megnéztük, hogy a leghosszabb időhorizonton kapott eredményekhez képest abszolút értékben átlagosan mennyivel térnek el az egyes időszakokra becsült trendek, illetve mekkora a legnagyobb eltérés (1. táblázat).

1. táblázat

Egyváltozós szűrők és a többváltozós szűrő összehasonlítása – robusztusság (százalékpont)

		Egyváltozós HP-szűrő	CF-szűrő	Többváltozós HP-szűrő
Átlagos abszolút eltérés 2008 negyedik negyedévéig	háztartási	3,65	1,98	0,39
	vállalati	2,41	2,04	0,24
Maximális abszolút eltérés 2008 negyedik negyedévéig	háztartási	8,42	4,82	0,85
	vállalati	5,73	4,60	0,78
Átlagos abszolút eltérés 2013 negyedik negyedévéig	háztartási	0,61	0,26	0,29
	vállalati	0,32	0,21	0,12
Maximális abszolút eltérés 2013 negyedik negyedévéig	háztartási	2,25	0,72	0,09
	vállalati	1,18	0,57	0,28

Forrás: MNB.

A kapott eredményeket úgy is értelmezhetjük, hogy milyen mértékben változtatná meg az egyes időszakok trendjére kapott korábbi értékeket a hosszabb időszakon való futtatás. Az eredmények alapján látszik, hogy összességében a többváltozós HP-szűrőt tekinthetjük időben a legstabilabbnak: a 2008 negyedik negyedévéig való futtatás eredményeit az öt és fél évvel hosszabb időhorizonton való futtatás átlagosan csak 0,4 százalékponttal módosította a háztartási és 0,2 százalékponttal a vállalati szegmens esetében – szemben a Christiano–Fitzgerald-szűrő körülbelül 2 százalékpontos és az egyváltozós HP-szűrő 2,5–3,5 százalékpontos értékeivel. A maximális abszolút eltérést figyelembe véve a különbség még inkább szembetűnő. A 2013 negyedik negyedévéig való futtatás eredményei esetében a rövidebb időbeli távolság miatt a korrekciók mértéke kisebb, és ismét a többváltozós HP-szűrő értékei módosulnak a legkevésbé (leszámítva a háztartási szegmens átlagos abszolút eltérését, ahol viszont minimális a különbség a CF-szűrőhöz képest).

Összegzés

Tanulmányunk során a piaci szektor GDP-arányos hitelállományának idősorát bontottuk fel trendre és ciklikus komponensre (hitelrésre). A dekomponáláshoz több szűrőeljárás is rendelkezésre áll, amelyből hármat vizsgáltunk meg részletesebben: az egyváltozós Hodrick–Prescott-szűrőt, a Christiano–Fitzgerald-szűrőt és a többváltozós Hodrick–Prescott-szűrőt. A dekomponálást külön végeztük a háztartási és a vállalati idősor esetében, majd a kapott értékeket összegeztük.

Az egyváltozós szűrők előnye, hogy adatigényük kicsi, hiszen csak a vizsgált idősor értékeit használják fel, kevés paramétert kell kívülről megadni, illetve könnyen és gyorsan előállíthatók. A módszer alkalmazásakor azonban jelentős lehet a végponti bizonytalanság, emiatt az újabb adatok beérkezésével a korábbi időszakokra becsült értékek is változnak. Ennek nagysága az egyváltozós HP-szűrő esetében olyan mértékű volt, hogy az a módszertan használatát megbízhatatlanná tette, míg a Christiano–Fitzgerald-szűrő esetében ez a hatás lényegesen kisebbnek mutatkozott.

A többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő lehetővé teszi egyéb információk beépítését a szűrésbe, aminek köszönhetően pontosabb képet kaphatunk a folyamatok alakulásáról. A szűrő beállítása ugyanakkor több szakértői döntést igényel, ami a kapott trend értékére is hatással van. A többváltozós szűrőt bizonyos keretek között különböző lehetséges módokon futtattuk, és végül az eredmények átlagát használtuk a trend értékeként az összehasonlítás során. Azt tapasztaltuk, hogy a többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő esetében a legkisebb a végponti bizonytalanság, illetve a kapott eredmények nagyjából egybevágnak a hitelrés alakulásáról kialakított szakértői képpel. Ezért összességében a vizsgált módszerek közül a többváltozós szűrő a legalkalmasabb szabályozói célokra (anticiklikus tőkepuffer meghatározására).

A többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő alapján a 2000-es évek elején, a pénzügyi mélyülés során a kezdetben negatív hitelrés zárult, de a további hitelállomány-növekedés jelentős mértékben emelte a pozitív értékű hitelrest mind a háztartási, mind a vállalati szektorban. A háztartási szektorban a válság kitörésekor a hitelrés értéke a szűrő alapján 10, míg a vállalati szektorban 7 százalékpont volt. A válságot követő alkalmazkodás során a hitelrés ismét zárult, sőt a nagymértékű csökkenés miatt megint negatív lett az értéke.

Hivatkozások

- ALESSI, L.–DETKEN, C. [2011]: Quasi real time early warning indicators for costly asset price boom/bust cycles: A role for global liquidity. *European Journal of Political Economy*, Vol. 27. No. 3. 520–533. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2011.01.003>.
- BACKÉ, P.–ÉGERT, B.–ZUMER, T. [2006]: Credit Growth in Central and Eastern Europe: Emerging from Financial Repression to New (Over)Shooting Stars? *ECB Working Paper Series*, No. 687.

- BCBS [2010]: Guidance for national authorities operating the countercyclical capital buffer. Basel Committee on Banking Supervision, Bank for International Settlements, <http://www.bis.org/publ/bcbs187.pdf>.
- BUNCIC, D.–MELECKY, M. [2014]: Equilibrium credit: The reference point for macroprudential supervisors. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 41. 135–154. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.01.005>.
- CHRISTIANO, L. J.–FITZGERALD, T. J. [2003]: The Band Pass Filter. *International Economic Review*, Vol. 44. No. 2. 435–465. o. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00076>.
- COMPTON, R. A.–DA COSTA E SILVA, J. R. [2005]: Finance and Business Cycle: a Kalman Filter Approach with Markov Switching. *The Banco Central do Brasil Working Papers*, No. 97.
- DETKEN, C.–WEEKEN, O.–ALESSI, L.–BONFIM, D.–BOUCINHA, M. M.–CASTRO, CH.–FRONTCZAK, S.–GIORDANA, G.–GIESE, J.–JAHN, N.–KAKES, J.–KLAUS, B.–LANG, J. H.–PUZANOVA, N.–WELZ, P. [2014]: Operationalising the countercyclical capital buffer: indicator selection, threshold, identification and calibration. *ESRB Occasional Paper Series*, No. 5.
- DREHMANN, M.–BORIO, C.–GAMBACORLA,–JIMÉREZ, G.–TRUCHARTE, C. [2010]: Countercyclical capital buffers: exploring options. *BIS Working Paper*, No. 317. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1648946>.
- EDGE, R. M.–MEISENZHAL, R. R. [2011]: The Unreliability of Credit-to-GDP Ratio Gaps in Real Time: Implications for Countercyclical Capital Buffers. *International Journal of Central Banking*, Vol. 7. No. 4. 261–298. o.
- ENDRÉSZ MARIANNA [2011]: Business Fixed Investment and Credit Market Frictions. A VECM Approach for Hungary. *MNB Working Papers*, 2011/1.
- ERKT [2014]: Az Európai Rendszerkockázati Testület ajánlása (2014. június 18.) az anticiklikus tőkepufferráták meghatározására vonatkozó útmutatásról (ERKT/2014/1). *Az Európai Unió Hivatalos Lapja*, 2014. szeptember 2. 2014/C 293/01. <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/HU/TXT/?uri=CELEX:32014Y0902%2801%29>.
- HIROSE, Y.–KAMADA, K. [2003]: A New Technique for Simultaneous Estimation of Potential Output and the Phillips Curve. *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, Vol. 21. No. 2. 93–112. o.
- HODRICK, Y.–PRESCOTT, E. C. [1997]: Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29. No. 1. 1–16. o. <http://dx.doi.org/10.2307/2953682>.
- HOSSZÚ ZSUZSANNA–KÖRMENDI GYÖNGYI–MÉRŐ BENCE [2015]: Egy- és többváltozós szűrők a hitelrés alakulásának meghatározására. *MNB-tanulmányok*, 118.
- KISS GERGELY–NAGY MÁRTON–VONNÁK BALÁZS [2006]: Credit Growth in Central and Eastern Europe: Convergence or Boom? *MNB Working Papers*, 2006/10.
- LAXTON, D.–TETLOW, R. [1992]: A simple multivariate filter for the measurement of potential output. *Bank of Canada Technical Report*, No. 59.
- MODY, A.–SARNO, L.–TAYLOR, M. [2007]: A cross-country financial accelerator: Evidence from North America and Europe. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26. No. 1. 149–165. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.10.009>.

Függelék

A tanulmányban használt és a szakirodalomban fellelhető többváltozós HP-szűrők közötti különbségek

Ahogy azt a *Többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő* című fejezetben említettük, többfajta többváltozós HP-becslési megoldás is létezik, amelyek közül a Laxton–Tetlow- és a Hirose–Kamada-féle eljárásokat emeltük ki. Laxton és Tetlow két regressziós összefüggéssel egészítette ki az egyváltozós HP-szűrőt, és a regressziós egyenletek hibatagjait szerepeltette a megoldandó feladat célfüggvényében. Hirose és Kamada ezzel szemben közvetlenül a célfüggvényben cserélte ki az egyváltozós HP-szűrő illeszkedést előíró tagját egy regressziós egyenlettel. Utóbbi eljárás ezért csak egy közgazdasági összefüggést tud figyelembe venni. Az általunk használt modell felírásában megegyezik a Laxton–Tetlow-féle megoldással, azonban két fontos tulajdonságában eltér attól. Ezek elsősorban technikai tulajdonságok, amelyek cikkünk megértésében nem játszanak fontos szerepet, ugyanakkor a modell mélyebb megismerésében segítenek.

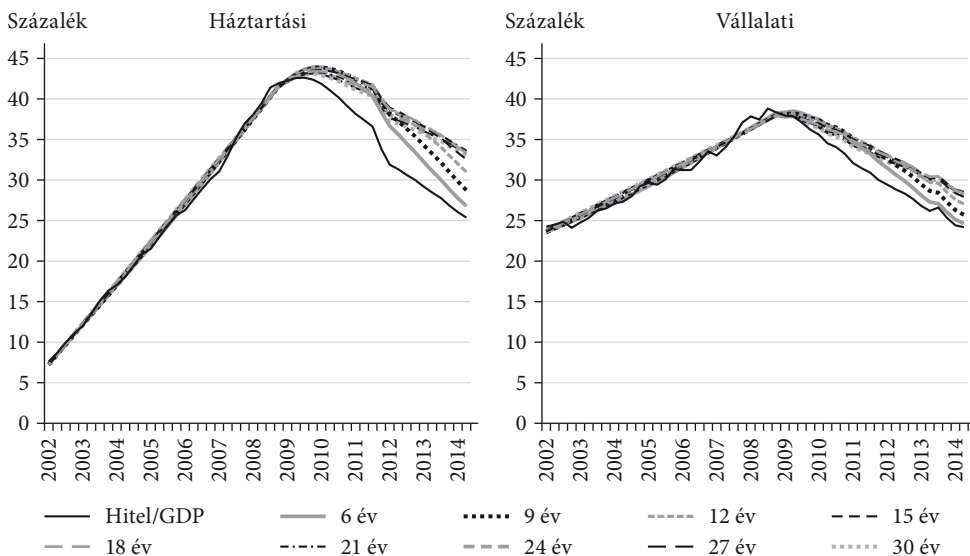
Mindkét korábbi cikkben a modellek becslése iterációs lépéseken keresztül történt. Ezzel szemben mi analitikus úton oldottuk meg az optimalizálási feladatot, így a programfutás szempontjából gyorsabban jutottunk el az eredményekhez. A két regressziós összefüggést átrendezve és behelyettesítve a célfüggvénybe, egy lépésben megkaphatók az optimális paraméter- és trendértékek.

A másik jelentős különbség a korábbi tanulmányokhoz képest a regressziós egyenletek meghatározásában van. A két hivatkozott irodalomban a potenciális GDP-t becsülték meg, amelyhez egy vagy két konkrét közgazdasági összefüggést illesztettek hozzá: a Phillips-görbét és az Okun-törvényt. Ezzel szemben mi olyan változókat kerestünk, amelyek együtt mozoghatnak a hitelezés trendjével vagy ciklusával, ezért segíthetnek az identifikációban. Mivel nem tudtuk pontosan, mely változók működnek megfelelően, ezért több specifikációt is kipróbáltunk, és csak bizonyos feltételekkel fogadtuk el a becslési eredményeket, szemben a korábbi cikkekkel. Mivel nem ok-okozati alapon fogalmaztuk meg az egyenleteket, csak együttmozgást kerestünk, ezért a regressziós egyenletek között előfordulhat hamis regresszió. Emiatt nem használhattuk a változók kiválasztásánál a p -értékeket, ugyanakkor a hamis regresszió a mi esetünkben nem ad teljesen használhatatlan eredményeket. Mivel ebben a becslésben a célváltozó látens (ebből kifolyólag becslendő), ezért az identifikálásában segíthet egy olyan összefüggés, amely a látens változó és a megfigyelt magyarázóváltozó közötti összefüggést ragadja meg.

Érzékenységvizsgálatok az alkalmazott feltevésekre

F1. ábra

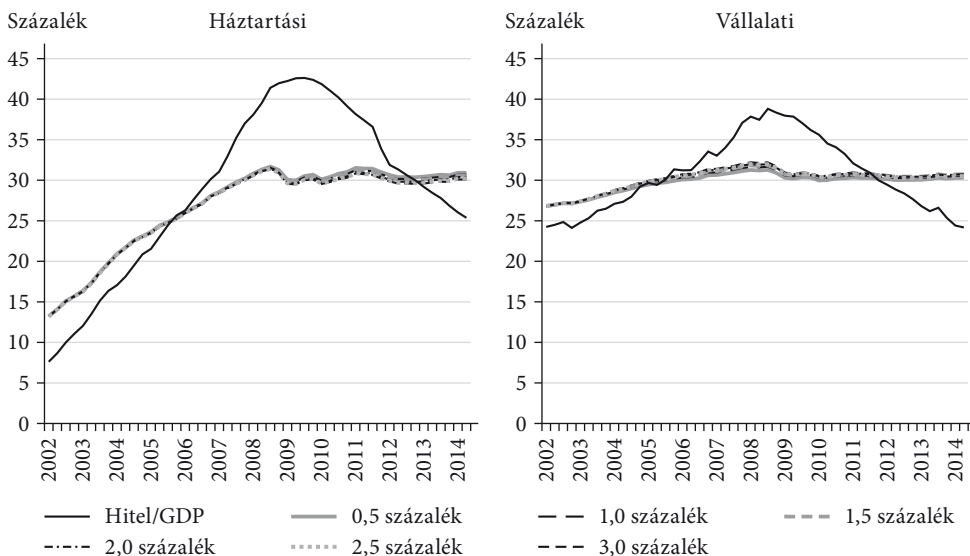
A háztartási és a vállalati hitel/GDP egyoldali Christiano–Fitzgerald-trendje különböző ciklushosszokkal, a trendszűrőkor determinisztikus trendet feltételezve



Forrás: MNB.

F2. ábra

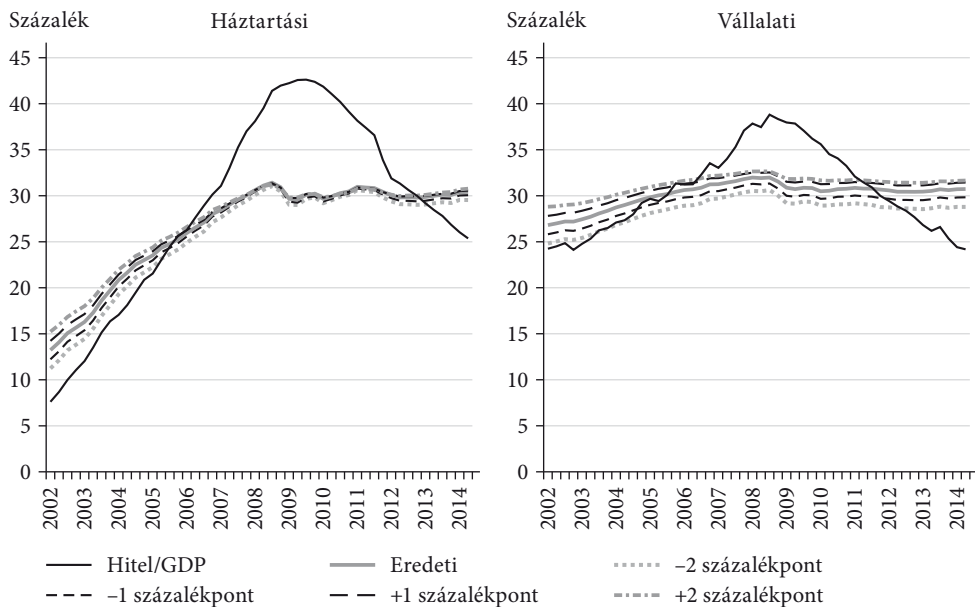
A háztartási és a vállalati hitel/GDP kétoldali többváltozós Hodrick–Prescott-trendje a változókkal kapcsolatos különböző szignifikanciakritériumok mellett



Forrás: MNB.

F3. ábra

A háztartási és a vállalati hitel/GDP kétoldali többváltozós Hodrick–Prescott-trendje különböző indulóértékek mellett



Forrás: MNB.