



Hosszú Zsuzsanna, Körmendi Gyöngyi, Mérő Bence

Egy- és többváltozós szűrők a hitelrés alakulásának meghatározására

MNB-tanulmányok 118.

2015





Hosszú Zsuzsanna, Körmendi Gyöngyi, Mérő Bence

Egy- és többváltozós szűrők a hitelrés alakulásának meghatározására

MNB-tanulmányok 118.

2015



Az „MNB-tanulmányok” sorozatban megjelenő írások a szerzők nézeteit tartalmazzák, és nem feltétlenül tükrözik a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontját.

MNB-tanulmányok 118.

Egy- és többváltozós szűrők a hitelrés alakulásának meghatározására

Írta: Hosszú Zsuzsanna, Körmendi Gyöngyi, Mérő Bence

Budapest, 2015. június

Kiadja: Magyar Nemzeti Bank

Felelős kiadó: Hergár Eszter

1054 Budapest, Szabadság tér 9.

www.mnb.hu

ISSN 1787-5293 (on-line)

Tartalom

Kivonat	5
Összefoglaló	7
1. Bevezetés és motiváció	9
2. Módszertani megközelítések a hitelrés azonosítására	11
3. A hitelállomány-adatok	13
4. Az egyváltozós szűrők	16
4.1. Hodrick–Prescott-szűrő	17
4.2. Christiano–Fitzgerald-szűrő	19
4.3. Beveridge–Nelson-szűrő	21
5. Többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő	23
5.1. Többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő módszertana	23
5.2. Az eredmények bemutatása	26
6. Összegzés	30
7. Irodalomjegyzék	32
8. Függelék	34
A. Az általunk használt és a szakirodalomban fellelhető többváltozós HP-szűrők közötti különbségek	34
B. A többváltozós HP-szűrő ciklikus komponensének és trendjének regressziójához vizsgált magyarázóváltozók	35
C. A bemutatott eljárásoknál alkalmazott feltevésekre végzett érzékenységvizsgálatok	39

Kivonat

A Bazel III tőkeszabályozás keretében a makroprudenciális hatóságok a rendszerszintű kockázatok felépülésének ideje alatt anticiklikus tőkepuffer képzését írhatják elő. Az ajánlások szerint a GDP-arányos hitelrés nagysága alapján érdemes meghatározni a tőkepuffer nagyságát. A tanulmányban ezért négy trendsűrő eljárással dekomponáltuk a magyar GDP-arányos hitelállomány idősorát trendre és ciklikus komponensre (hitelrésre): egyváltozós Hodrick–Prescott-sűrővel, egyváltozós Christiano–Fitzgerald-sűrővel, egyváltozós Beveridge–Nelson-sűrővel és többváltozós Hodrick–Prescott-sűrővel. A dekompozíciót külön végeztük a háztartási és a vállalati szegmens esetében. A négy módszer közül az egyéb változók információtartalmát is felhasználó többváltozós Hodrick–Prescott-sűrő eredményei tükrözik leginkább a magyarországi hitelezési folyamatokkal kapcsolatos szakértői képet. Mindemellett ebben az esetben volt a legkisebb a végponti bizonytalanság is, azaz az újabb adatok beérkezésével itt változtak a legkisebb mértékben a korábbi időszakokra becsült értékek.

JEL kódok: C30, E32, G28

Kulcsszavak: anticiklikus tőkepuffer, hitelrés, trendsűrő eljárás

Összefoglaló

A jegybanktörvény alapján Magyarországon a központi bank tölti be a makroprudenciális hatóság szerepét, működteti a törvényben meghatározott makroprudenciális eszközrendszert. Ennek egyik eleme az anticiklikus tőkepuffer (countercyclical capital buffer), amely a Bázeli III tőkeszabályozás keretében került nemzetközi szinten bevezetésre.

Az anticiklikus tőkepuffer elsődleges célja, hogy a bankok tőkepuffert építsenek fel azokban az időszakokban, amelyekben nemzetgazdasági szinten túlzott hitelkiáramlás valósul meg, mivel ekkor jelentős rendszerszintű kockázatok épülhetnek fel. Az így felépített tőkepuffer segítheti majd stresszhelyzetben a hitelfolyósítás fenntartását nem csupán az egyes bankok, hanem a teljes bankrendszer szolvenciájának erősítésén keresztül. Ezzel csökkenthető annak kockázata, hogy stresszhelyzetben a tőkemegfelelés teljesítése érdekében a bankok korlátozzák hitelkínálatukat, ami kedvezőtlen reálgazdasági hatásain keresztül újabb hitelezési veszteségeket okoz a bankrendszernek.

A Bázeli Bankfelügyeleti Bizottság (Basel Committee on Banking Supervision – BCBS) az általa kiadott útmutatóban a GDP-arányos hitelállomány mutatóját állítja a középpontba, annak ciklikus komponenséhez javasolja igazítani az anticiklikus tőkepuffer meghatározását.

A GDP-arányos hitelállomány idősorát különböző – egy-, illetve többváltozós – szűrőeljárásokkal bonthatjuk trendre és ciklikus komponensre. Az egyes szűrőeljárások háttérében más-más feltételezések állnak, így különböző trend- és hitelrésidősorokat eredményeznek. Az egyváltozós szűrőeljárások csak a szűrni kívánt idősor adatait veszik figyelembe, míg a többváltozós módszerek lehetőséget adnak egyéb információk beépítésére is.

Az Európai Rendszerkockázati Testület (European Systemic Risk Board) előírja, hogy a BCBS útmutatója alapján számszerűsítsük egy standardizált egyváltozós Hodrick–Prescott-szűrő segítségével a ciklikus komponens nagyságát, de megengedi, hogy egyéb eszközt is használjunk. Ezért a tanulmányban az egyváltozós Hodrick–Prescott-szűrő mellett másik három szűrőt is bemutatunk: az egyik a Christiano–Fitzgerald-szűrő, a másik a Beveridge–Nelson-szűrő (melyek mind egyváltozósak), a harmadik pedig egy többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő, amit erre a célra fejlesztettünk. Ez utóbbit Magyarország esetében alkalmasabbnak tartjuk a ciklikus komponens számszerűsítésére, mint az ajánlásban szereplő egyváltozós Hodrick–Prescott-szűrőt.

Mivel a háztartási és a vállalati szegmens hitelezési folyamatai egymástól elválaszthatóak, a pontosabb kép érdekében mindkét szegmens esetében elvégeztük a szűrőeljárásokat, a privát szektor GDP-arányos hitelállományának trendje és ciklikus komponense így a két eredmény összegeként adódik.

Az idősor változásával a beérkező új adatok nagymértékben módosíthatják a trendről és a rés mértékéről kialakított képünket. Emiatt az idő múlásával az egyes időszakokra vonatkozóan a tőkepuffernek lényegesen különböző szintjét tarthatnánk kívánatosnak. Ezért fontos, hogy az eredményül kapott hitelrés minél robusztusabb legyen a beérkező új adatokra. Ilyen szempontból összehasonlítottuk a szűrési eljárásokat: eredményeink alapján az egyváltozós Hodrick–Prescott-szűrő nagyobb revíziókat produkál, mint a Christiano–Fitzgerald-szűrő, a legstabilabb módszer pedig a többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő. A többváltozós szűrő által becsült hitelrés mindemellett szakértői képünkkel is összhangban van.

1. Bevezetés és motiváció

A jegybanktörvény¹ alapján Magyarországon a központi bank tölti be a makroprudenciális hatóság szerepét, működteti a törvényben meghatározott makroprudenciális eszközrendszert. Ennek egyik eleme az anticiklikus tőkepuffer (countercyclical capital buffer), amely a Bázeli III tőkeszabályozás keretében került nemzetközi szinten bevezetésre.

A Bázeli Bankfelügyeleti Bizottság által kiadott útmutató szerint (BCBS, 2010) az anticiklikus tőkepuffer elsődleges célja, hogy a bankok tőkepuffert építsenek fel azokban az időszakokban, amelyekben nemzetgazdasági szinten túlzott hitelkiáramlás valósul meg, mivel ekkor jelentős rendszerszintű kockázatok épülhetnek fel. Az így felépített tőkepuffer segítheti majd stresszhelyzetben a hitelfolyósítás fenntartását nem csupán az egyes bankok, hanem a teljes bankrendszer szolvenciájának erősítésén keresztül. Ezzel csökkenthető annak kockázata, hogy stresszhelyzetben a tőkemegfelelés teljesítése érdekében a bankok korlátozzák hitelkínálatukat, ami kedvezőtlen reálgazdasági hatásain keresztül újabb hitelezési veszteségeket okoz a bankrendszernek.

Az elsődleges cél mellett az anticiklikus tőkepuffer működtetésének további kedvező hatása lehet, hogy bevezetése tompíthatja a hitelciklus ingadozásait is, mivel fékezheti a túlzott hitelkiáramlást a hitelezés költségének emelésén keresztül.

A tőkepuffer mértékének meghatározásakor igen sokféle információt és összefüggést kell figyelembe venni, ezért a makroprudenciális hatóságoknak új módszereket, döntéstámogató keretrendszereket kell fejleszteniük az eszköz bevezetéséhez. Ezt támogatandó 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 hitelnövekedés jelenségével való direkt kapcsolata miatt, részben pedig azért, mert széles nemzetközi mintát vizsgálva megfelelő indikátornak találta a rendszerszintű kockázatok felépülésével kapcsolatban.² Bár az útmutatóban egészen konkrét kalibrálási javaslatot is megfogalmaztak, a téves jelzések esélyének csökkentése érdekében javasolják, hogy a GDP-arányos hitelállomány vizsgálata mellett egy sor további indikátort is vegyenek figyelembe a hatóságok a döntéshozatal során. Emellett külön kitérnek arra, hogy a tőkepuffer feloldására nem csak a hitelnövekedés lassulása esetén érdemes gondolni, mivel a hitelciklusok hirtelen, válságszerű fordulópontjait legtöbbször más, piaci mutatók hamarabb jelzik. Ezekben az esetekben érdemes lehet azonnal, már a piaci indikátorok alapján felszabadítani a tőkepuffert. Ezzel elkerülhető az is, hogy maga a tőkepuffer felszabadításának kérdése okozzon további bizonytalanságot.

Az anticiklikus tőkepuffer bevezetésével kapcsolatban az Európai Rendszerkockázati Testület (European Systemic Risk Board) is fogalmazott meg ajánlást³. Ebben a Bázeli Bankfelügyeleti Bizottság által preferált GDP-arányos hitelrész számítása mellett javasolják alternatív számítási módszerek kidolgozását és párhuzamos alkalmazását is, amennyiben az adott ország sajátosságai ezt indokolják. Detken et al. (2014) szintén hangsúlyozza, hogy bár a vizsgált változók közül a hitelrész jelezte legjobban a túlzott hitelkiáramlás időszakait, több magyarázó változó kombinálásával még jobb indikátorkészlet állítható elő.

Az anticiklikus tőkepuffer meghatározásához szükséges indikátorkészlet kialakítását Magyarországon a GDP-arányos hitelállomány vizsgálatával kezdjük, annak kiemelt szerepe miatt. Mivel a fent említett ajánlásokban a hitelrész azonosítására javasolt statisztikai módszertan a rövid, még egy teljes hitelciklust sem kitevő hazai

¹ 2013. évi CXXXIX. törvény a Magyar Nemzeti Bankról

² A részletes eredményeket Drehmann et al. (2010) tartalmazza.

³ Az Európai Rendszerkockázati Testület ajánlása (2014. június 18.) az anticiklikus tőkepufferráták meghatározására vonatkozó útmutatásról (ERKT/2014/1), a hozzá kapcsolódó tanulmány Detken et al. (2014).

adatokon nem teljesít megfelelően (ezt a tanulmány későbbi fejezeteiben részletesen bemutatjuk), a robusztusabb eredmények érdekében más statisztikai módszerekkel is próbáljuk megközelíteni a kérdést. Cikkünkben a hitelrést más egyváltozós szűrési módszerekkel is számszerűsítjük, illetve az eredeti szűrési eljárás egy kiterjesztett, többváltozós módosításával is, majd bemutatjuk, hogy ezek az eljárások stabilabb, megbízhatóbb eredményt hoznak az ajánlásokban szereplő módszerhez képest.

A tanulmány következő fejezetében részletesen ismertetjük a hitelrés számszerűsítésére rendelkezésre álló különböző módszereket, majd bemutatjuk a vizsgálat alapját képező adatokat: a lakossági és a vállalati hitelállományt. Ezek után áttekintünk néhány egyváltozós szűrési módszert, és megvizsgáljuk ezek magyar adatokon tapasztalható tulajdonságait. Majd részletesen bemutatjuk a többváltozós szűrési eljárást, amelynek eredményeit összevetjük az egyszerűbb módszerekkel kapott hitelrésekkel. Végül összegezzük fontosabb megállapításainkat.

2. Módszertani megközelítések a hitelrés azonosítására

Az anticiklikus tőkepuffer mint makroprudenciális eszköz használata a 2008-as válság kitörése után merült fel, így még nem állnak rendelkezésre múltbeli megfigyelések a gyakorlati működéséről, és ezzel kapcsolatos kutatások sem találhatók. Ugyanakkor a hitelrés modellezése és mérése más gazdasági kérdések szempontjából is lényeges, így erre vonatkozóan számos tanulmány készült. A tanulmányok és az általuk használt módszerek főleg abban térnek el egymástól, hogy milyen egyensúlyfogalommal határozzák meg a hitelezés trendjét vagy hosszú távú egyensúlyát. Ezek közül a számunkra legfontosabbakat tekintjük át most röviden.

A felhasznált adatok alapján megkülönböztethetünk egy- és többváltozós módszereket. Míg az egyváltozós eljárások csak magának a vizsgált idősoroknak a felhasználásával végzik el annak simítását, addig a többváltozós módszerek a trend meghatározásához más, közgazdasági megfontolások alapján kiválasztott változókat is figyelembe vesznek.

Az egyváltozós eljárások közé tartozik a nemzetközi ajánlásokban szereplő Hodrick–Prescott-szűrő is, amelynek használatára pontos javaslatokat Drehmann et al. (2010) cikkében lehet olvasni. Edge és Meisenhal (2011) tanulmányukban azt tesztelték, milyen teljesítményt nyújtott volna ez a módszer, ha az anticiklikus tőkepufferre vonatkozó előírásokat korábban bevezették volna az Egyesült Államokban. Eredményeik alapján a Hodrick–Prescott-szűrő jelentős mérési hibákat követ el a valós idejű számításoknál, amelynek számottevő reálgazdasági költségei lettek volna a téves jelzéseken keresztül. Más egyváltozós trendszűrési módszerekkel is elvégezték számításaikat, és ezekkel is hasonló következtetésre jutottak. Eredményeik azért is nagyon informatívak, mert a magyar idősorok az USA adataihoz képest sokkal rövidebbek, így a felmerült problémák a mi esetünkben fokozottabban jelentkezhetnek. Detken et al. (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 az eredmény viszont magára a hitelrésszámítás módszertanára vonatkozóan is releváns: 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 irodalomban a hibakorrekciós modellek (vector error correction model – VECM) becslése. Az egyváltozós módszerekhez képest a VECM-ek egyrészt képesek bizonyos közgazdasági megfontolások figyelembevételére is, másrészt országokból képzett paneladatokon is becsülhetők, amely a rövid időssorral rendelkező országok esetén (mint például Magyarország) további előnyt jelent. A közép-kelet-európai hitelciklust hibakorrekciós modellel vizsgálja Backé et al. (2006) és Kiss et al. (2006) is. Mivel ezen országok felzárkózó periódusban vannak és igen rövid idősorok állnak rendelkezésre, a kointegrációs egyenlet paramétereit az Eurózána 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 az egy főre jutó GDP-vel, a reálkamattal és az inflációval ragadják meg a kointegráción keresztül. A becslés fő problémáját az jelenti, hogy a KKE-országokra a hosszú távú összefüggésből nincs becslés a rájuk jellemző konstansra, amelyre így a szerzők különböző feltételezésekkel élnek. A számítások ebből, illetve a kointegrációs egyenlet paramétereire tett feltevésekből fakadó bizonytalanságát többféle egyensúlyfogalom vizsgálatával ellensúlyozzák a tanulmányok. Kiss et al. (2006) az egyensúlyi hitelállomány becslését szektorális (vállalati és háztartási) szinten is elvégzi.

Szintén magyar adatokon becsült hitelezést is figyelembe vevő VECM-modellt Endrész (2011). Ennek során a vállalati hitelpiac és a nemzetgazdasági beruházások egymásra hatását vizsgálta hibakorrekciós modellkeretben.

A tanulmány elsődleges célja a hitelezés és a reálgazdaság kapcsolatának vizsgálata, nem a hitelrés becslése, ugyanakkor a hosszú távú kapcsolatot leíró egyenletekből ebben az esetben is származtatható egyensúlyi vállalati hitelpálya.

Végül az irodalom ezen részéből meg kell említenünk Buncic és Melecky (2014) cikkét, amelyben kimondottan az anticiklikus tőkepuffer számításához használták fel a VECM-ből kapott hitelrésbecslést, amelyet szintén paneladatokon végeztek el. A tanulmány az egyensúlyi hitelállományt úgy számítja, hogy a kointegráció hosszú távú összefüggésének megbecslése után ciklusszűrt magyarázóváltozókat (GDP és GDP-deflátor) helyettesít a kapott összefüggésbe. Elméleti megfontolások alapján ez a ciklusokon átívelő (through-the-cycle – TTC) megközelítés a megfelelő az anticiklikus tőkepuffer meghatározásához, gyakorlati szempontból azonban nehézséget okoz a ciklusszűrt magyarázóváltozók használata. Egyrészt, mivel ezek nem megfigyelhető változók, egy külön becslésből nyerhetjük az idősorokat, másrészt a hitelréstől függetlenül nyert potenciális GDP-becslés figyelmen kívül hagyja a hitelpiac bizonyos, reálgazdaságra gyakorolt hatásait, így torzított lehet. Ahogy a bemutatott tanulmányokból is látszik, VECM-ből számított becsléseket számos esetben használtak hitelrés meghatározására, még magyar adatokon is. Ezek a számítások azonban erős megkötetéseket és feltevéseket követelnének ahhoz, hogy anticiklikus tőkepuffer előírására is alkalmasak legyenek, ezért tanulmányunkban másfajta megközelítést alkalmazunk.

Egy másfajta ökonometriai módszert használ a túlzott hitelezési periódusok – és így az anticiklikus tőkepuffer szintjének – meghatározására Kelly et al. 2013-as tanulmánya, amelyben Írország adataira becsültek egy Markov-rezsimváltós modellt. Ez a megközelítés két rezsimre képes bontani a megfigyelt mintát: egyensúlyi, egészséges állapotra és túlfűtött időszakokra (nagy mértékű hitelállomány-növekedéssel), és minden időszakban megbecsüli az egyes rezsimekben tartózkodás valószínűségét. A paraméterbecslést nagyban segíti, hogy kellően hosszú, 1983-tól rendelkezésre álló mintán végezték a számításokat, amely két túlzott hitelezési periódust is tartalmazott. Eredményeik alapján ez az eljárás az ír adatokon jobb, megbízhatóbb teljesítményt nyújt, mint a Hodrick–Prescott-szűrő.

Végül meg kell említenünk azon cikkeket, amelyek a reálgazdaság és a hitelezés egyensúlyi kapcsolatának és egymásra hatásának megragadására állapotérmodelleket (elsősorban Kálmán-szűrőt) használnak. Kifejezetten anticiklikus tőkepuffer számításának céljából még nem készültek ilyen modellek, azonban a pénzügyi ciklust is figyelembe véve becsli meg az USA potenciális kibocsátását Compton és Silva (2005), illetve az észak-amerikai és fejlett európai országok egyensúlyi GDP-jét Sarno et al. (2005) tanulmánya. Az állapotérmodellek a fentebb bemutatott modellekhez képest azzal az előnnyel rendelkeznek, hogy képesek strukturális, közgazdasági összefüggéseket is figyelembe venni a becslés során, még hozzá a VECM-ekhez képest általánosabb módon. Ugyanakkor minél több összefüggést szeretnénk szerepeltetni egy állapotérmodellben, általában annál nagyobb a megbecsülendő paraméterek száma, így a mintanagyság ebben az esetben is jelentős korlátozó tényező, amelyet paneladatok, illetve bayesi becslési technikák 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 állapotér-reprezentációja is, tehát a becslés mögötti közgazdasági összefüggések megegyeznek egy egyszerű Kálmán-szűrővel felírható modellével. 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 állapotérmodellekre való áttérést.

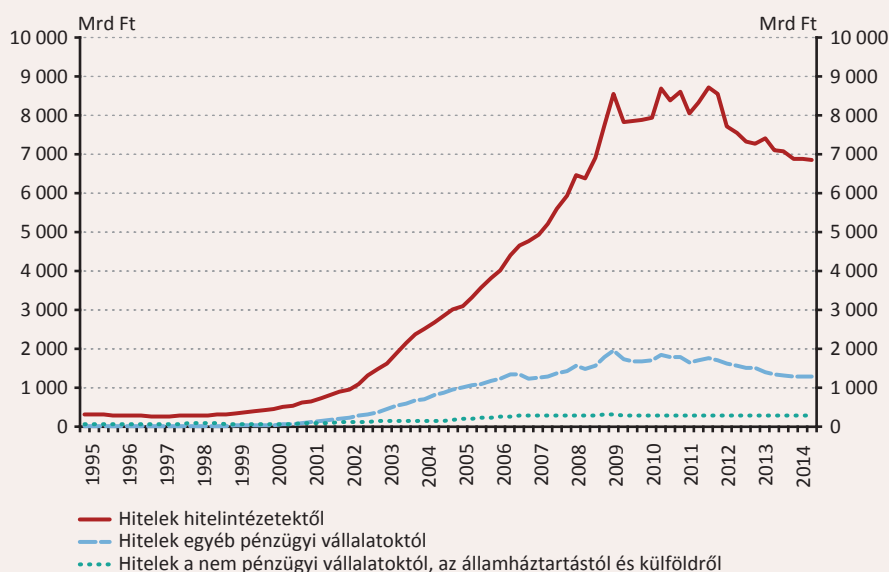
3. A hitelállomány-adatok

Az anticiklikus tőkepuffer elsődleges célja, hogy a rendszerszintű kockázatok felépülését a bankok tőkeszintjének emelkedése kíséresse. Ebből következően elméleti alapon a lehető legtágabb hitelkategóriák vizsgálata javasolt, hogy ezzel a potenciális kockázatok minél szélesebb köre le legyen fedve. Empirikus tapasztalatok, mint például Detken et al. (2014) azonban azt mutatják, hogy a szűkebb hitelállomány-definíciók is lehetnek jó bankválság-előrejelzők. Előfordulhat ugyanis, hogy a rendszerszintű kockázatok kiépülése nem azonos módon megy végbe a különböző hitelpiacokon: a kockázatok nagy része koncentrálódhat csak egy szűkebb részszegegensre, amelyet a teljesen aggregált adatokon végzett vizsgálatok elfedhetnek. Ugyanakkor stresszhelyzetben a bankok romló solvenciája a teljes hitelpiac kontrakciójához vezethet. Ez a kettősség megjelent nálunk is a vizsgálandó 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 figyelembevételével.

A vállalati és háztartási hitelállomány szétválasztását fontosnak tartjuk, mert a két szektor hitelezési folyamatai igen eltérőek lehetnek, 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 veszt 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. 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 bevegük-e a vizsgálatba, csupán elvi jelentőségű, gyakorlati tétje egyelőre nincsen (1. ábra). A nem pénzügyi vállalatok hiteleivel azonban más a helyzet (2. ábra).

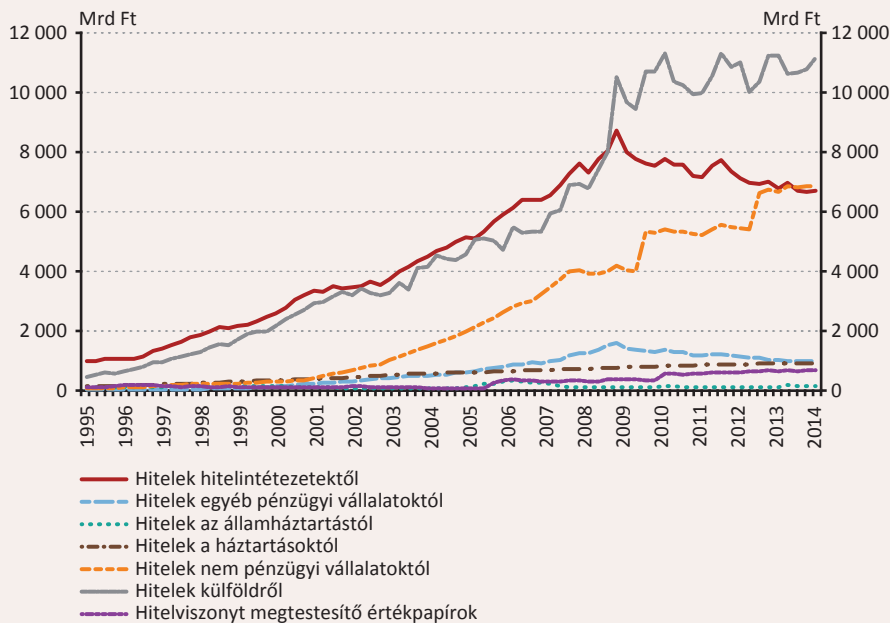
1. ábra
A háztartási hitelállomány összetétele a hitelnyújtó szerint



Forrás: MNB.

2. ábra

A vállalati hitelállomány összetétele a hitelnyújtás formája és a hitelnyújtó szektor szerint



Forrás: MNB.

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 ezt a problémát nem az anticiklikus tőkepuffer keretében kívánjuk kezelni. Előfordulhat ugyanis az, hogy valamely ágazatban jelentősen növekszik a körbetartozás, a probléma megoldását viszont éppen hátráltatná, ha pont ekkor szűkítenénk a bankrendszer hitelezési képességét.

A nem pénzügyi vállalatok hiteleinek egy másik nagy tételét a külföldről felvett hitelek jelentik. Ezek a hitelek nagyrészt vállalatcsoporton belüli hitelek, ennek 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 leányán 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, az általuk generált jelentős állománymozgásokat viszont csekély hitelkockázati következményeik miatt nem szeretnénk az anticiklikus tőkepuffer meghatározásakor figyelembe venni, ezért a nem pénzügyi vállalatok külföldi hitelei nem kerültek be a vizsgált hitelaggregátumba.

A nem pénzügyi vállalatok háztartásoktól felvett hitelei mérsékelt arányt képviselnek Magyarországon a vállalatok finanszírozásában, és az állomány nagysága sem mutat jelentős ingadozást. Ez főleg azzal magyarázható, hogy a magyar pénzügyi rendszer erősen bankközpontú, a tőkepiacok kevésbé fejlettek, és a vállalatoknak csak szűk köre éri el azt a méretet, aminél szóba jöhet például egy tőzsdén jegyzett kötvény kibocsátása. A forgalomban lévő vállalati kötvényeket nagyrészt külföldiek, kisebb részt pénzügyi vállalatok tartják. Mindezek miatt a háztartások által nyújtott hitelek vizsgálatba való bevonása vagy éppen figyelmen kívül hagyása nem okozna alapvető változásokat eredményeinkben.

A nem pénzügyi vállalatok finanszírozásában az államháztartás által nyújtott hitelek aránya igen csekély, így vizsgálatunk szempontjából nincs gyakorlati jelentősége a tétel figyelembevételének. Elvi megfontolások alapján a mellőzés szerencsésebb lehet, amennyiben szeretnénk kizárni annak lehetőségét, hogy az állam mint tulajdonos finanszírozási módok közötti választása – hitelnyújtás vagy tőkeemelés – befolyásolja vizsgálatunk eredményét.

Bár a háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hiteleinek vizsgálatát külön-külön végezzük el, mindenképpen biztosítani akarjuk, hogy az eredmények összegezhetőek legyenek. Emiatt a két szektor esetében azonos módon érdemes kijelölni a vizsgált hitelkört. A fent 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, amely lehetőleg az állomány felépülési periódusában képes a kockázatokat jelezni, és nem magát az árfolyam-elmozdulás miatti automatikus átértékelést azonosítja túlzott hitelezésnek.

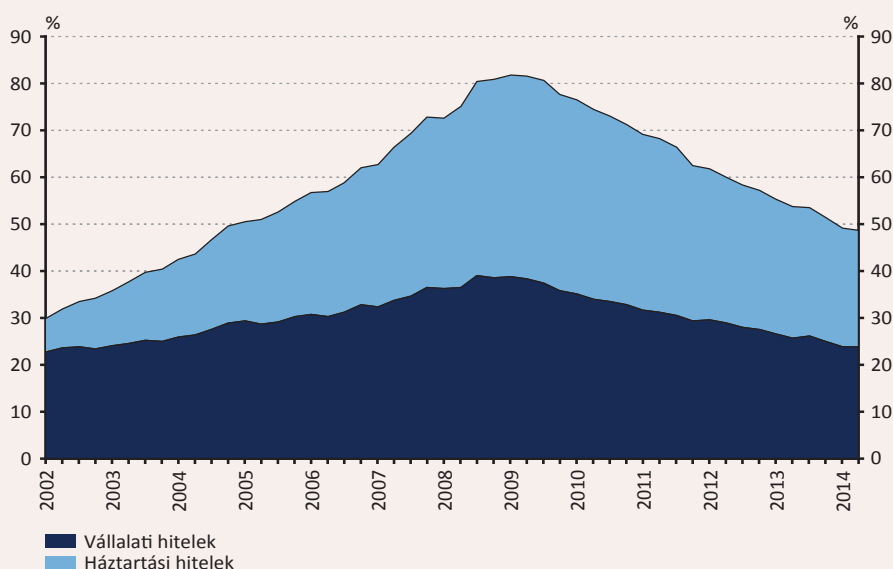
Ennek megfelelően az árfolyam kezelésére két alapvető irány lehetséges: vagy árfolyamszűrést alkalmazunk, vagy – amennyiben a módszertan erre lehetőséget biztosít – modellezzük az árfolyam és az árfolyamszűretlen hitelállomány kapcsolatát. Az egyváltozós ciklusszűrés módszerek esetében nincs lehetőség az árfolyam modellezésére, de ez a többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő esetében is viszonylag bonyolult lenne. Így – részben az összehasonlíthatóság kedvéért is – az árfolyamszűrés mellett döntöttünk.

Az árfolyamszűréshez a 2010. december 31-i árfolyamokat használtuk. A pénzügyi számlákban közölt deviza-hitel-állomány adatokat az egyes devizanemek szerint úgy bontottuk szét, hogy feltételeztük: a hitelintézetek és egyéb pénzügyi vállalatok devizahitel-állományán belül az egyes devizák arányai megegyeznek a bankok, jelzálogbankok és lakás-takarékpénztárak esetében rendszerszinten megfigyelt aktuális értékekkel.

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 rendelkezünk adatokkal már 1989 decemberétől, 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 fent 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



Forrás: MNB.

4. Az egyváltozós szűrők

Ebben a fejezetben 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 egyben előnye és hátránya is a módszercsaládnak: előnye, mert kicsi az adatigénye, hátránya, mert figyelmen kívül hagy számos információt, amely segíti 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.⁴ 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 tapasztalatok, szimulációk, illetve más trendszűrési módszerek eredményei alapján határozzák meg. Bizonyos módszereknél és idősoroknál már kialakult a konszenzus az optimális paraméterezésről. A különböző 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 addig az 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 információs 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 revíziókat okoz, ami bizonytalanná teszi a trendek és rések nagyságából levonható következtetéseket, illetve az ezeken alapuló gazdasági döntéseket. Az egyoldali felbontások technikailag ugyan nem revideálódnak, a végponti bizonytalanság okozta probléma ugyanakkor ebben az esetben is fennmarad, csak épp az egyoldali megközelítés elfedi. Erős végponti bizonytalanság esetén az egyoldali szűrők a trend meghatározása helyett bizonytalan végpontok idősorba fűzését végzik.

Az egyváltozós módszerek előnyeit és hátrányait az 1. táblázat foglalja össze.

1. táblázat Az egyváltozós módszerek tulajdonságai		
	Előnyök	Hátrányok
Adatigény	kis adatigény (egy idősor)	keves információt használ
Paraméterezés	egy-két, kívülről adott paraméter	nagysága bizonytalan lehet
Módszertan	könnyen és gyorsan előállítható	jelentős végponti bizonytalanság

⁴ Erről részletesen a konkrét szűrők bemutatásánál fogunk írni.

4.1. HODRICK–PRESCOTT-SZŰRŐ⁵

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

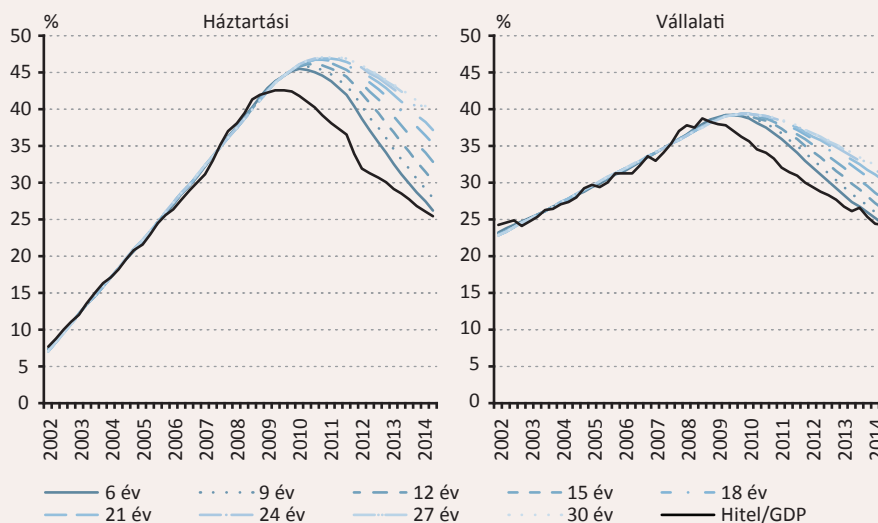
$$\min_{\bar{r}_1, \dots, \bar{r}_T} \sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left((\bar{r}_{t+1} - \bar{r}_t) - (\bar{r}_t - \bar{r}_{t-1}) \right)^2 \quad (1)$$

Az első szumma azt a célt szolgálja, hogy a trend illeszkedjen a tényadatokra, míg a második szumma 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 idősnál 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 esetén körülbelül 30 év volt, ami 400 000-es 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) ciklushosszot 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 lambda értéke, a szűrt trend annál inkább követi a tényadatok alakulását, így annál gyorsabban húz vissza a tényadathoz: a hatéves ciklushosszú 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 lambda értékének megválasztása.

4. ábra
A háztartási és a vállalati hitel/GDP egyoldali HP-trendje különböző ciklushosszok mellett

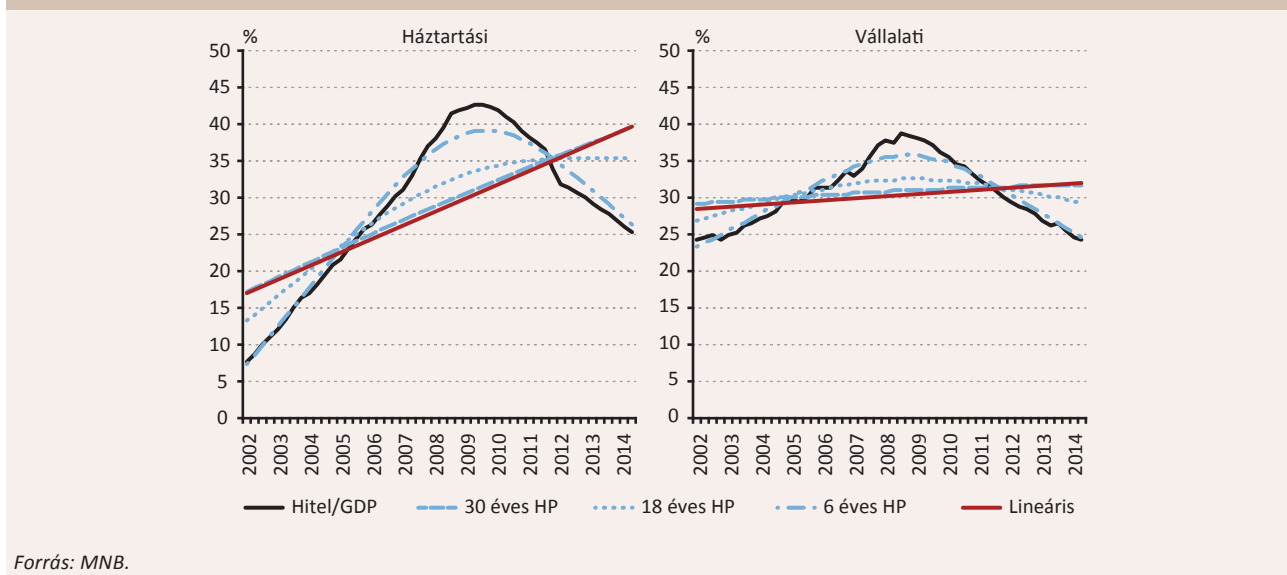


Forrás: MNB.

⁵ A módszerről részletesebben lásd Hodrick és Prescott (1997).

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 viszontlátni, ezért a helyes ciklushossz valahol a két érték között, 15-20 év körül lehet a meglévő mintán.

5. ábra
Kétoldali HP-szűrők különböző ciklushosszokkal számolva



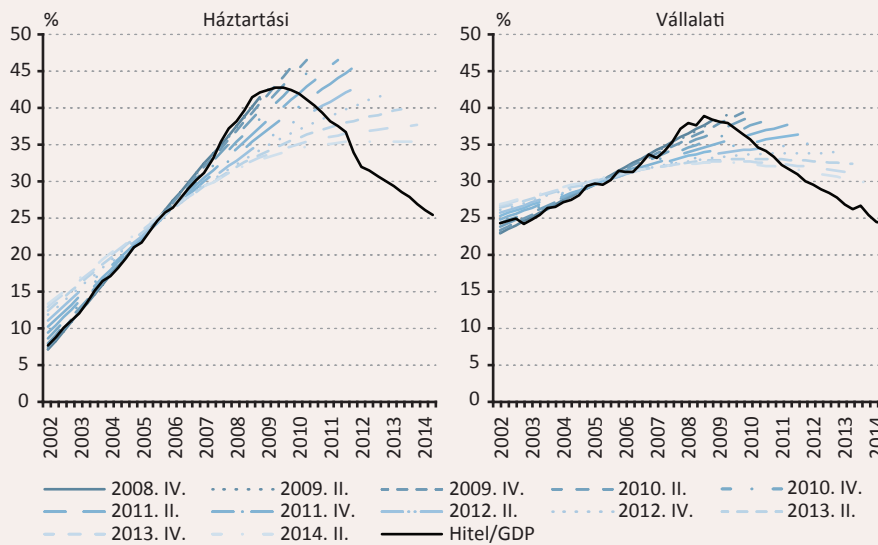
Forrás: MNB.

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

Az új adatok miatti revízió tesztelését 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 negyedéssel bővítettük a megfigyelési időszakot.⁶ Ahogy látható, már két új adat beérkezése következtében is akár 3 százalékponttal meg tud változni az előző időszak végpont, míg hosszabb távon akár több mint 10 százalékpontos különbséget is tapasztalhatunk az eltérő időszakokon számított trendértékek között. Az ábrákon az is jól látható, hogy bár az egyoldali HP használatával nem történik revízió a trendben, ugyanakkor a hitelciklus azonosításában nem nyújt segítséget. Sem a háztartási, sem a vállalati szegmensben semmilyen, túlzott hitelezésre utaló jelet nem lehet tapasztalni (revíziók híján hosszabb időszakon sem), a trend szinte teljes mértékben együtt mozog a tényadattal. 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.

⁶ Mivel a túl kicsi és a túl nagy lambda értékeknél túlságosan szélsőséges megoldásokat ad a szűrő, ennél a számításnál közepes nagyságú, meglévő mintánknál kicsit hosszabb, 18 éves ciklushosszt feltételeztünk.

6. ábra
Kétoldali HP-trendek különböző időszakokban



Forrás: MNB.

Megjegyzés: Az ábra jelmagyarázata az egyes trendek számításánál ismert utolsó negyedévet mutatja.

4.2. CHRISTIANO–FITZGERALD-SZŰRŐ⁷

Tekintve, hogy a HP-szűrő nem nyújt megbízható teljesítményt a hitelciklus azonosításakor, érdemes más – de egyelőre továbbra is egyváltozós – szűrési eljárásokat is tesztelni. A továbbiakban két, a HP-től eltérő szűrési eljárást mutatunk be, és megvizsgáljuk, milyen eredményre vezetnek a GDP-arányos hitelállomány-idősorainkon.

Az első a Christiano–Fitzgerald-szűrő (a továbbiakban röviden CF-szűrő), amely a „band-pass”, vagy más kifejezéssel a frekvenciaszűrők csoportjába tartozik. E fajta 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, amelynek hossza a két érték közé esik, ciklusnak tekintjük, a felső határ fölé eső 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.

Két csoportjuk 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:

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

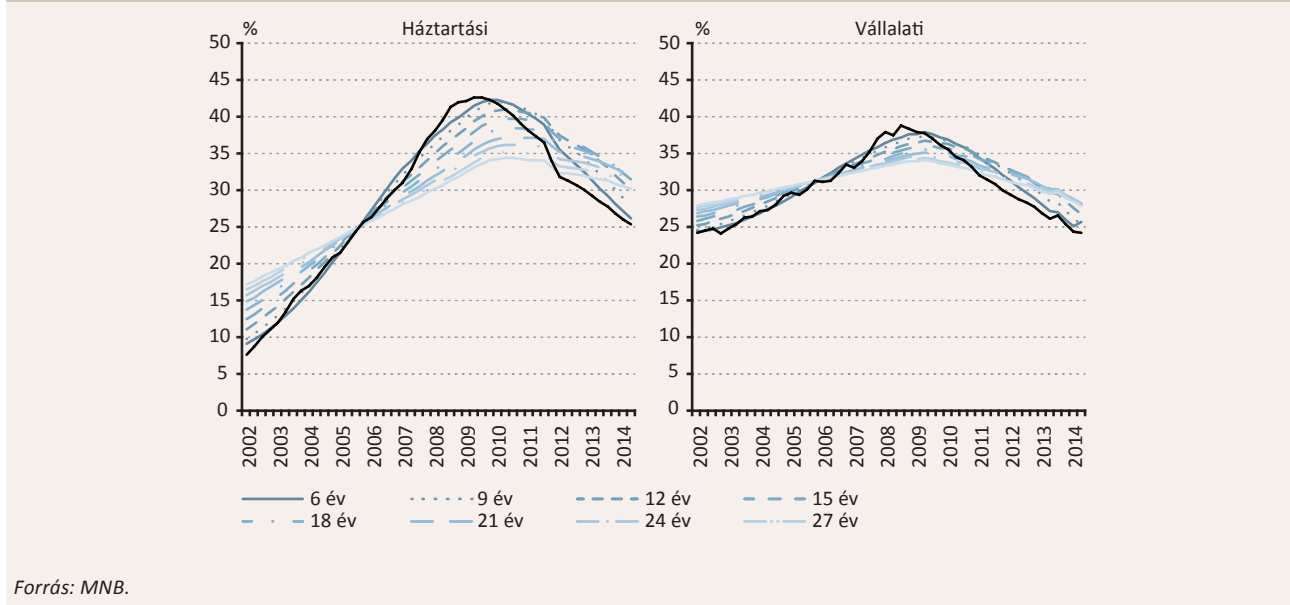
ahol \bar{r}_t jelöli a trend értékét a t -edik időpontban, r_c az idősor c -edik megfigyelése és w az átlagoláshoz használt súly. Az aszimmetrikus frekvenciaszűrők közül a CF-szűrőt választottuk. Ahogy a HP esetében, itt is bemutatjuk a feltételezett ciklushosszra való érzékenységet és az új adatok beérkezésénél tapasztalható revízió 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

⁷ A szűrőről bővebben lásd Christiano és Fitzgerald (2003).

alsó ciklushossz értéknek 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. Értelmezésben a HP-szűrőhöz képest jelen esetben annyi a különbség, 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 szembevető 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.⁸

7. ábra

A háztartási és a vállalati hitel/GDP egyoldali CF-trendje különböző ciklushosszok mellett



Forrás: MNB.

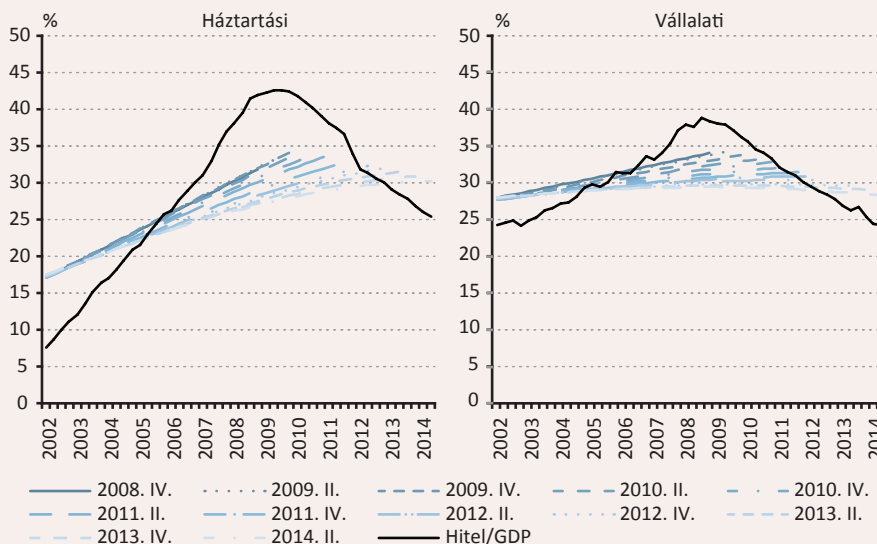
Az is látható az ábrán, hogy a háztartási szegmensben szinte minden paraméterérték mellett 2006-ig a trend meghaladta a tényadatot (azaz a hitelrés negatív volt), majd 2006-tól 2010-ig/2012-ig a tényadat vett fel magasabb értéket (pozitív hitelrés), végül, azóta újra negatív hitelrés figyelhető meg. 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 leginkább a 30 év hosszúságú ciklust is megengedő trendidősorban mutatkoznak. A vállalati szektorban a háztartásihoz hasonlóan alakult a trend és a tény egymáshoz való kapcsolata, csak a kettő közötti különbség kisebb, így ebben a szegmensben túlzott hitelezésre utaló jelet nem lehet tapasztalni.

Mivel a harmincéves paraméterezésű trend eredményezi a legnagyobb hitelrést a háztartási szektorban, ezt a trendet vizsgáltuk meg revíziók szempontjából (8. ábra). Ahogy a HP-szűrőnél, itt is 2008 év 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. Egy kivétel van ez alól a háztartási idősnál: a 2011 második félévi adatok beérkezése, ez a két negyedév azonban speciális volt, ekkor a végtörlesztés miatt hirtelen nagy mértékben csökkent a háztartási hitelállomány, 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 revízió sehol sem haladta meg a 6 százalékpontot, és összességében a revíziók 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. Ez az

⁸ Meg kell említenünk, hogy a CF-szűrőre alkalmazott bizonyos feltételek érdemben befolyásolják ezeket az eredményeket. Egy CF-szűrő becslésekor meg kell adnunk egy detrendelési feltételt, amelyre 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 véletlen bolyongás drifttel, a HP-szűrőhöz nagyon hasonló eredményeket kapunk (Függelék: 15. ábra). Ezt a feltevést azonban nem tartjuk helyesnek, mivel közgazdasági megfontolások alapján a fenntartható hitel/GDP csak bizonyos korlátok között vehet fel értéket.

előny a revíziók mérete mellett abban is megmutatkozik, hogy a CF-szűrővel kapott trendek közelebb állnak a hitelezési ciklus trendjéről alkotott elképzeléseinkhez a rövidebb mintaperiódusokon is.

8. ábra
Kétoldali CF-trendek különböző időszakokban



Forrás: MNB.

4.3. BEVERIDGE–NELSON-SZŰRŐ⁹

Harmadikként egy olyan egyváltozós szűrési eljárást vizsgálunk meg, amely – az eddig bemutatott módszerek-től eltérő szemlélete miatt – nem igényel a ciklus hosszára vonatkozó paramétert. A Beveridge–Nelson-szűrő feltételezése szerint a trend véletlen bolyongást követ (drifttel vagy anélkül), míg a ciklus stacionárius, és egy ARMA(p,q) folyamat írja le. Amennyiben megengedjük, hogy a trend tartalmazzon driftet, és ARMA(2,2) specifikációt alkalmazunk, (bizonyos feltételek mellett) a következő egyenletet kell megbecsülni, amelyből már származtatható a trend-rés felbontás:

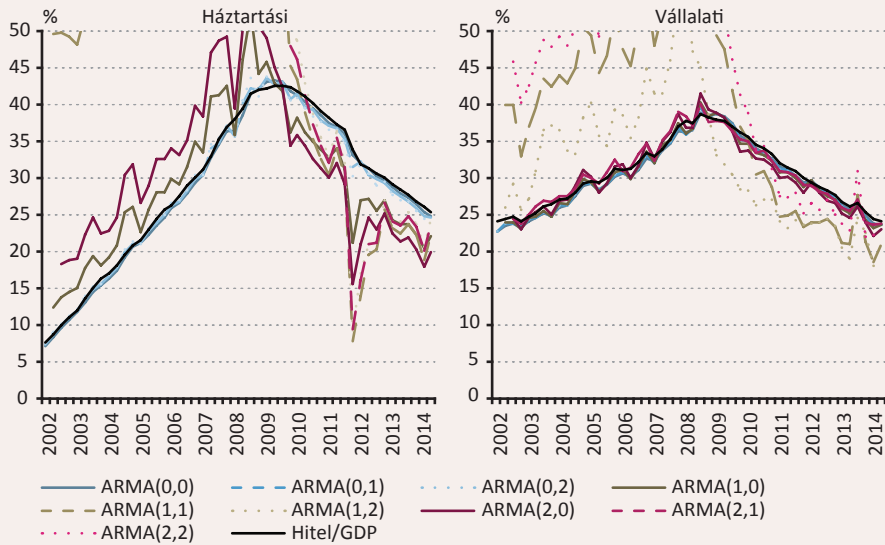
$$d(r_t) = \mu + \alpha_1 \cdot d(r_{t-1}) + \alpha_2 \cdot d(r_{t-2}) + \varepsilon_t + \beta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \cdot \varepsilon_{t-2} \quad (3)$$

ahol $d(r_t)$ jelöli az idősor differenciáját a t -edik időszakban, ε_t pedig a becslés hibatagját. Ahogy említettük, ennél a módszernél nincs a ciklus hosszára vonatkozó paraméter, viszont helyette meg kell adni, hogy tartalmaz-e driftet (az egyenletben a μ jelöli), illetve, hogy az AR és az MA tagok közül hányat érdemes szerepeltetni a becslésben. A különböző specifikációk bemutatása érdekében több változatban is elvégeztük a számításokat.

A 9. ábrán a kétoldali módon számított BN-trendek láthatók, minden olyan esetben, ahol az AR és MA tagok száma is maximum kettő. A kapott trendeknek két csoportja van: a trendek egy része szinte teljesen rásimul a tényidősorra (például az olyan becslések, amiben nincs AR tag), a másik része viszont folyamatosan és irreálisan nagymértékben eltér attól (például ARMA(1,2), ARMA(2,1), ARMA(2,2) becslések). Mivel az AR és az MA tagok növelése láthatóan nem hihető trendekhez vezetett, ezek további növelésével nem is próbálkoztunk. Az is megfigyelhető, hogy a ténytől érdemi módon eltérő trendek a válság előtt végig negatív hitelrést jeleztek, míg utána pozitívat, ami teljes mértékben ellentmond várakozásainknak és a hitelezési folyamatokról alkotott képünknek. Ezért úgy tűnik, a BN-szűrő alkalmatlan a magyar hitelciklus meghatározására, így további vizsgáldást nem is végeztünk vele. Valószínűleg a megfigyelt mintánk rövidegsége és a pénzügyi ciklus gazdasági ciklushoz képesti hossza magyarázza a BN-szűrő rossz teljesítményét.

⁹ Bővebben lásd Beveridge és Nelson (1981).

9. ábra
A GDP-arányos hitelállomány különböző paraméterű BN-trendjei



Forrás: MNB.

Össességében tehát a vizsgált három, egyváltozós szűrőből a legbiztosabb teljesítményt a CF-szűrő nyújtotta, amely viszonylag mérsékelt revíziókat mutatott mintánkon, és a várakozásainknak nagyjából megfelelő trendet adott eredményül. A BN-szűrő teljesen kontrainuitív eredményei miatt használhatatlan a mi adatainkon a hitelezési ciklus vizsgálatára, így a továbbiakban ezzel már nem is foglalkozunk. Az egyváltozós HP-szűrő már realisabb eredményt ad, de a ciklus hosszához képesti mintánk rövidegét nem tudja megfelelően kezelni, ezért nagy revíziókat produkál, így valós időben torz eredményre vezet.

5. Többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő

A többváltozós módszerek lehetőséget adnak arra, hogy a célváltozó mellett egyéb változókból nyert információkat is figyelembe vegyünk a rés meghatározásához. A szakirodalomban elsősorban a GDP-idősorok trendjének becslésére találunk többváltozós HP-szűrő eljárásokat. Laxton és 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 és Kamada (2013) Japán esetében becsülték szimultán módon a potenciális kibocsátást és a Phillips-görbét többváltozós HP-szűrő alkalmazásával, ahol potenciális kibocsátás alatt azt a kibocsátási szintet értették, amely esetében az infláció változatlan.

5.1. TÖBBVÁLTOZÓS HODRICK–PRESCOTT-SZŪRŐ MÓDSZERTANA

A többváltozós HP-szűrő esetében az egyváltozós változatot újabb összefüggésekkel bővítjük: a trend és egy vagy több változó között közgazdasági megfontolások alapján regressziós egyenleteket írunk fel, amiket 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 változót, hiszen ebben az esetben is lehet következtetni a bevont változó értékéből a trend értékére.

Az egyváltozós esethez hasonlóan – amikor a trend megfigyeléstől való eltérését hibategyként szerepeltetjük a minimalizálandó kifejezésben – a többváltozós szűrő felírásakor a trend és a magyarázóváltozók közötti regressziós kapcsolat hibategyját 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 hibategyját is szerepeltetnünk kell. A regressziós kapcsolat együtthatóit nem kell előre ismernünk, azokat a trend szűrésével együtt becsülhetjük.

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

$$\min_{\{\bar{r}_t\}_{t=1}^T, \{\beta_i\}_{i=1}^N, \{\gamma_i\}_{i=1}^M, c_c, c_T} \left\{ \lambda_c \sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r}_t)^2 + \lambda_{HP} \sum_{t=2}^T (\Delta \bar{r}_{t+1} - \Delta \bar{r}_t)^2 + \lambda_\varepsilon \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + \lambda_v \sum_{t=1}^T v_t^2 \right\} \quad (4)$$

$$r_t - \bar{r}_t = c_c + \sum_{i=1}^N \beta_i x_{it} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\bar{r}_t = c_T + \sum_{i=1}^M \gamma_i y_{it} + v_t \quad (6)$$

ahol (4) a szűrés során minimalizálandó kifejezés, (5) a ciklikus komponensre, (6) 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} -k a ciklikus komponens magyarázó változók, a β_i -k pedig ezek együtthatói, y_{it} -k a trendet magyarázó változók, a γ_i -k pedig ezek együtthatói, c_c és c_T a becsült 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 hibatagjait. Mivel a ciklikus komponens és a trend egyenletében nem ismerjük a magyarázóváltozók együtthatóit, ezeket is meg kell becselnünk, mégpedig a trend értékével együtt. Így (4)-et nemcsak az egyes időszakokra vonatkozó trendértékek alapján minimalizáljuk, hanem a magyarázóváltozók együtthatói alapján is. A minimalizálás során a (4)-ben szereplő ε_t -ket és v_t -ket ki kell helyettesíteni az (5)-ből és (6)-ból származó kifejezésekkel.

A becslés során meg kell adnunk az egyenletekben szereplő magyarázóváltozókat, illetve az egyes tagokhoz tartozó, a minimalizálás során alkalmazott súlyok (λ -k) 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 amellettt döntöttünk, hogy sok különböző módon – a potenciális magyarázóváltozók és λ -k megfelelő kombinációi mellett – futtatjuk le a többváltozós HP-szűrőt, majd átlagoljuk azokat, amelyek bizonyos elvárásainknak eleget tesznek.

Az átlagolásba bevont trendidősorokkal kapcsolatban az alábbiakat vártuk el.

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 sajátosságaiból kifolyólag a magyarázóváltozók standard hibái alapján nem következtethetünk a szignifikanciára, ezért azt a változót tekintettük szignifikánsnak, amelyik a vizsgált időhorizont folyamán 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 idősor utolsó időszakára kapott trend értéke maximum 2 százalékponttal térjen csak el a teljes időhorizont alapján becsült trend adott időszakra vonatkozó értékétől, illetve a rövidebb idősoron becsült trendidősorra is teljesüljenek az 1–3. feltételek.

A GDP-arányos háztartási hitelállomány idősorának szűrése során a ciklikus komponens egyenletéhez az alábbi változókat használtuk.

- Globális hitelrés¹⁰ – a becsült együtthatónak pozitívnak kell lennie, mert a globális folyamatok begyűrűzhetnek egy kis nyitott gazdaságba.
- Reál GDP ciklikus komponense (magyar kibocsátási rés)¹¹ – a becsült együtthatónak pozitívnak kell lennie.
- A lakáshitelek és a fogyasztási hitelek súlyozott állományi kamatlába – a becsült együtthatónak negatívnak kell lennie, mert a kamatok emelkedése nehezíti a hitelfelvételt és csökkenti a keresett hitelmennyiséget.

¹⁰ A globális hitelrés kiszámításához 12 OECD-tagállam (Amerikai Egyesült Államok, Ausztrália, Belgium, Dél-Korea, Egyesült Királyság, Finnország, Franciaország, Japán, Németország, Norvégia, Spanyolország és Svájc) GDP-arányos hitelállományait súlyoztuk össze vásárlóerő-paritáson 1980 és 2014 között, az így kapott idősorból pedig egyváltozós Hodrick–Prescott-szűrő segítségével határoztuk meg a hitelrest egyoldali módon (vö. Alessi és Detken, 2011).

¹¹ 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.

- BUBOR – az együttthatójának 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 együttthatónak pozitívnak kell lennie, mert a tőkeáttétel növekedése hitelezési felfutást jelezhet.
- Hitel/betét mutató a bankrendszer egészére – a becsült együttthatónak pozitívnak kell lennie, mert a hitel/betét mutató növekedése hitelezési felfutást jelezhet.
- Marketingköltségek (bankrendszeri szinten, reálértéken, a szezonális hatások szűrése érdekében mozgólágalagolással) – a becsült együttthatónak pozitívnak kell lennie, mert a lakossági hitelkínálat bővülését általában jelentős marketingkampányokkal igyekeznek a bankok az ügyfelek tudomására hozni.

A vállalati hitel/GDP idősor szűrése során a ciklikus komponens egyenletében szintén szerepeltettük a háztartási hitel/GDP idősor 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 együttthatót írtunk elő.

A háztartási és a vállalati trendegyenletben a reál GDP logaritmusát szerepeltettük, az együttthatónak pedig pozitívnak kellett lennie, mert empirikus tapasztalatok alapján a magasabb GDP arányaiban is növekvő hitel-felvételt indokolhat hosszú távon (vö. Kiss et al., 2006). A logaritmikus transzformálásra két okból volt szükség: egyrészt a GDP növekedésének hatása a GDP-arányos hitelállományra egyre kisebb lehet, másrészt a kapott együtttható értelmezése is kézenfekvőbb: a kapott együtttható azt mutatja meg, hogy egyszázalékos GDP-növekedés hány százalékponttal növeli a GDP-arányos hitelállomány hosszú távú értékét. A trendegyenletben a reál GDP logaritmus 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.¹²

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 az 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_ϵ pozitív, és λ_v értéke 0, ellenkező esetben pedig fordítva. A továbbiakban (4) ciklikus komponensének azt fogjuk hívni az első és a harmadik komponens közül, amelyiket pozitív súllyal szerepeltetjük. Összességében tehát legfeljebb két λ -t kell csak meghatároznunk: a ciklikus komponensét és a trendegyenlethez tartozót (amikor van trendegyenlet). Az egyszerűség kedvéért csak a λ -k nagyságrendjén változtattunk, mindkét esetben az alábbi 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 kiküszöbölése érdekében 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, az egyváltozós HP-filterrel kapott trend értékét vettük,

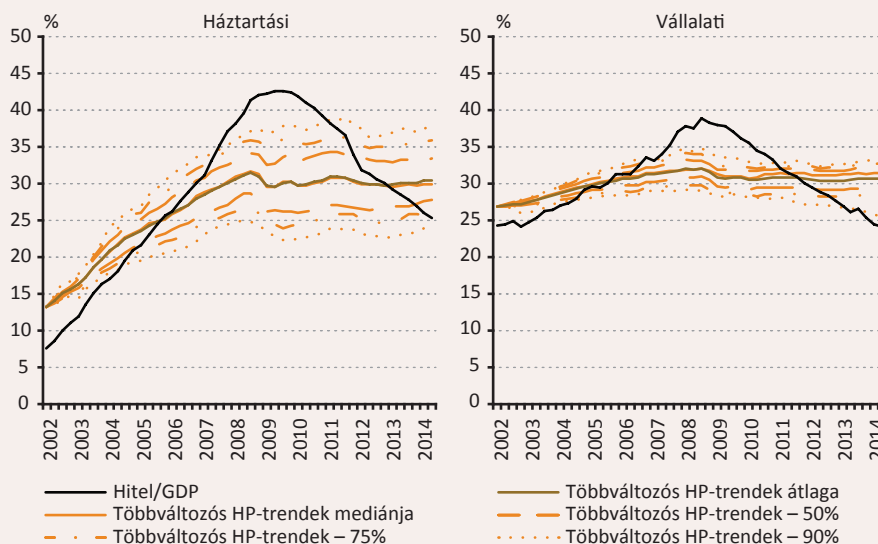
¹² Itt csak azon változókat soroljuk fel, amelyek szerepeltek valamelyik, a feltételeknek eleget tevő trendidősor becslésében. A függelékben az összes vizsgált változót felsoroljuk a várt együttthatókkal együtt.

vagyis a háztartási hitel/GDP trendjének becslésekor az első időszaki trend értékét 13,2, a vállalati időszornál pedig 26,8 százalékon rögzítettük.

5.2. AZ EREDMÉNYEK BEMUTATÁSA

A 10. 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 felel meg, az idősorok átlaga és mediánja mellett feltüntettük azt is, hogy az adott időszakra milyen intervallumba esett a becsült trendértékek 50, 75, illetve 90 százaléka. A középső 90 százalék 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 százalék körüli szinten stagnál.

10. ábra
A többváltozós HP-szűrő által becsült trendek



Forrás: MNB.

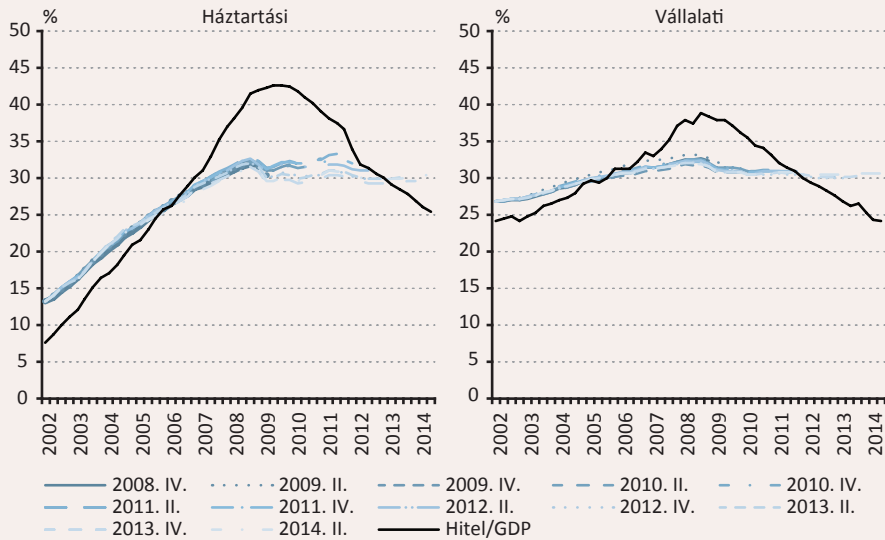
Az eredményt kismértékben változtatná meg, ha a becslésbe bevont változókkal kapcsolatban minimum két százalékpontos hatás helyett más szignifikanciakritériumot alkalmaznánk: egy vagy három százalékpontos kritérium esetén a háztartási szegmensben a változás mértéke elhanyagolható, míg a vállalati szegmensben ez körülbelül fél-egy százalékponttal módosítja az egyes negyedévekre kapott eredményeket (Függelék: 16. 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 marad ki 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 szegmens esetében azonban inkább eltolódnak (Függelék: 17. ábra).

Érdeemes megvizsgálni, hogy az alkalmazott többváltozós szűrő mennyire robusztus, amennyiben az átlagokat nézzük. A 11. ábrán láthatjuk, hogyan alakul a becsült trend értéke, ahogyan növeljük a szűréshez – és ezzel párhuzamosan a becsléshez – felhasznált idősor hosszát 2008 negyedik negyedévéől egészen 2014 második negyedévéig. Összevetve korábbi ábráinkkal láthatjuk, hogy a többváltozós HP-szűrő a többi szűrőhöz képest robusztusabb eredményeket produkál.

11. ábra

A hitel/GDP többváltozós HP-szűrővel becsült trendjei különböző időintervallumokon becsülve

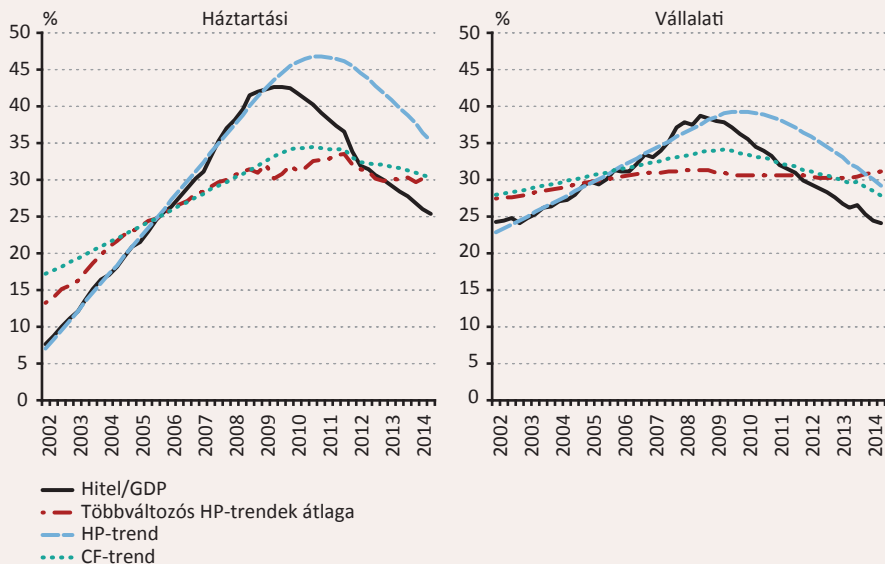


Forrás: MNB.

A kapott trendet összevethetjük az egyváltozós módszerek által becsült eredményekkel (12. és 13. ábra), mégpedig az egyváltozós HP-szűrővel, és a hitel/GDP idősor szűrésére legjobbnak tűnő egyváltozós módszer, a Christiano–Fitzgerald-szűrő eredményével. Az összevetéskor az egyoldali¹³ módon számított értékekből indulunk ki, hogy lássuk, az egyes mutatók a különböző időpontokban mekkora hitelrest jeleztek volna. Az ábrák alapján látható, hogy az egyváltozós HP-szűrő nem jelez túlfutást, sőt az állomány leépülése miatt a válságot követően igen nagy negatív hitelrest mutat. A CF-szűrő és a többváltozós HP-szűrő azonban jelzi a pozitív hitelrest felépülését.

12. ábra

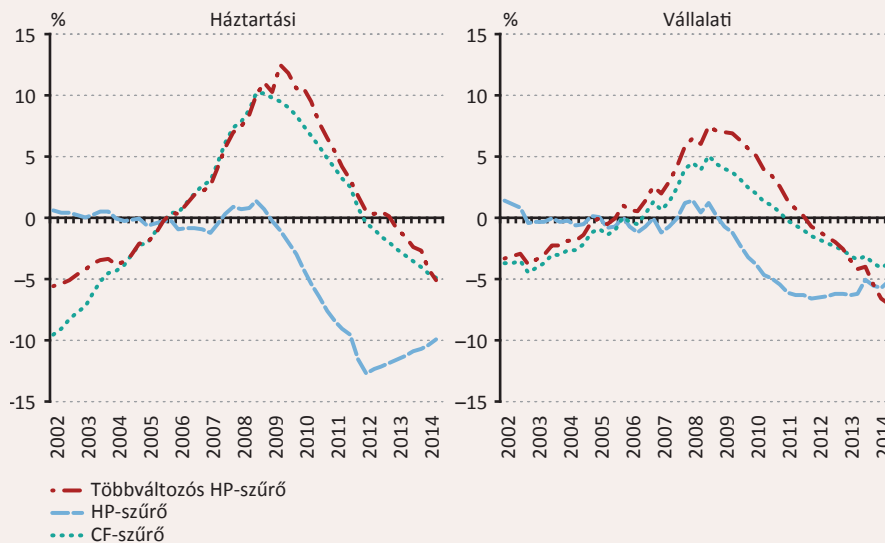
Egyváltozós szűrők és a többváltozós HP-szűrő összehasonlítása – trend



Forrás: MNB.

¹³ Mivel a többváltozós HP-szűrő regressziós egyenleteinek becsléséhez kell egy kiindulási mintaidőszak, a szűrőket 2008 végéig kétoldali módon becsültük, majd onnantól kezdve egyoldali módon hosszabbítottuk meg.

13. ábra
Egyváltozós szűrők és a többváltozós HP-szűrő összehasonlítása – hitelrés

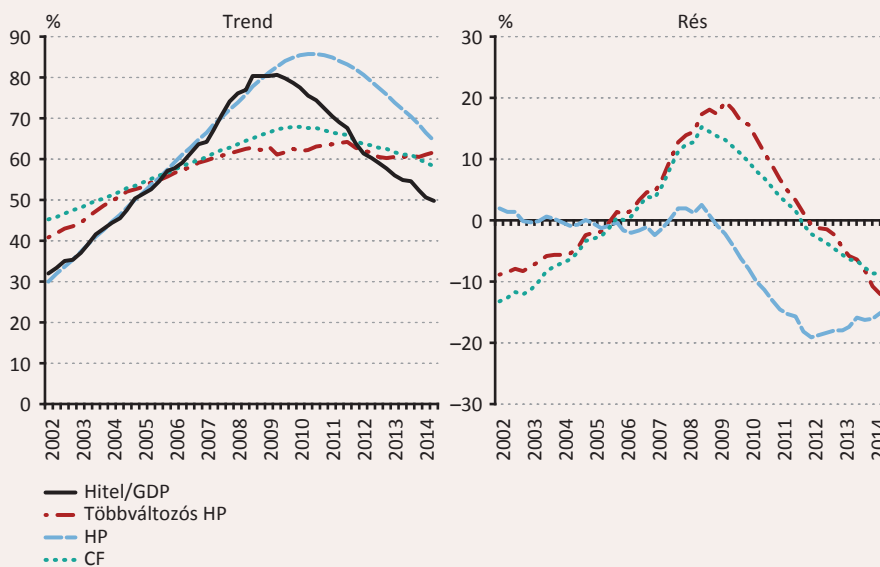


Forrás: MNB.

A válság kitörésekor a háztartási szegmensben az egyváltozós HP-szűrő szerint mindössze 1 százalékpontos volt a hitelrés mértéke, míg a másik két szűrő alapján kb. 10-10 százalékpontos. A vállalati szegmensben az egyváltozós HP-szűrő 1 százalékpont körüli hitelrést becsült, miközben a másik két szűrő 5, illetve 7 százalékpontot. Ha a háztartási és a vállalati szegmenst összegezzük (14. ábra), akkor az egyváltozós HP-szűrő esetében csak a válság kitörésekor érte volna el a hitelrés mértéke az anticiklikus tőkepuffer bevezetését jelentő 2,5 százalékpontos értéket, miközben a CF-szűrő 15, a többváltozós HP-szűrő pedig 17 százalékpontos hitelrést mutatott volna. Mindkét érték a maximális tőkepuffert jelentő 10 százalékpontos hitelrés felett van.

A többváltozós HP-szűrő trendje a válság kitörését követően megtorpan mindkét szegmensben, a végtörlesztéssel párhuzamosan pedig kb. 3 százalékpontot csökken az értéke a háztartások esetében. A trend megtorpanása és a válság kitörésekor meglevő hatalmas hitelrés miatt a hitelállomány csökkenése szinte teljes mértékben

14. ábra
Egyváltozós szűrők és a többváltozós szűrő összehasonlítása a teljes állományra



Forrás: MNB.

a hitelrés 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 korrigál. Az egyváltozós HP-szűrő azonban – mivel nem jelzett pozitív hitelrest a hitelezés csúcspontján, – a hitelállomány csökkenését eleinte igen nagy mértékű negatív hitelrésnek érzékeli, majd a trendérték csökkenésének hatására a negatív hitelrés kismértékben zárul.

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 (2. táblázat). A kapott eredményeket úgy is értelmezhetjük, hogy a hosszabb időszakon való futtatás milyen mértékben változtatná meg az egyes időszakok trendjére kapott korábbi értékeket. Az eredmények alapján látszik, hogy összességében a többváltozós HP-szűrőt tekinthetjük időben a legstabilabbnak: a 2008 negyedik negyedévéig való futtatás eredményeit az 5 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 kb. 2 százalékpontos és az egyváltozós HP-szűrő 2,5-3,5 százalékpontos értékeivel. A maximális abszolút eltérést figyelembe véve a különbség még inkább szembeűnő. A 2013 negyedik negyedévéig való futtatás eredményei esetében a rövidebb időbeli távolság miatt a revíziók 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).

2. táblázat

Egyváltozós szűrők és a többváltozós szűrő összehasonlítása – robusztusság

		Egyváltozós HP	Christiano-Fitzgerald	Többváltozós HP
Átlagos abszolút eltérés (%) 2008 negyedik negyedévéig	háztartási	3,65	1,98	0,39
	vállalati	2,41	2,04	0,24
Max. 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
Max. abszolút eltérés (%) 2013 negyedik negyedévéig	háztartási	2,25	0,72	0,09
	vállalati	1,18	0,57	0,28

Forrás: MNB.

6. Összegzés

A Bazel III tőkeszabályozásban szereplő anticiklikus tőkepuffer alkalmazásához a makroprudenciális hatóságnak nyomon kell követnie a privát szektor GDP-arányos hitelállományának alakulását, hogy a hitelállomány túlzott növekedése esetén megfelelő nagyságú tőkepuffert írhatson elő a bankoknak. Ahhoz, hogy megállapíthassuk, milyen mértékben van szó a hitelállomány túlzott bővüléséről, a privát szektor GDP-arányos hitelállományának idősorát dekomponálni kell trendre és ciklikus komponensre (hitelrésre). A dekomponáláshoz több szűrőeljárás is rendelkezésre áll, melyből négyet vizsgáltunk meg részletesebben: az egyváltozós Hodrick–Prescott-szűrőt, a Christiano–Fitzgerald-szűrőt, a Beveridge–Nelson-szűrőt és a többváltozós Hodrick–Prescott-szűrőt. A dekomponálást külön végeztük a háztartási és a vállalati idősor esetében, majd a kapott értékeket összegeztük. A Beveridge–Nelson-szűrő esetében ugyanakkor a háztartási és a vállalati idősor dekomponálásán kívül egyéb számításokat már nem végeztünk az eredmények alkalmatlansága miatt.

Az egyváltozós szűrők előnye a kis adatigény, hiszen csak a vizsgált idősor értékeit használják fel, kevés paramétert kell kívülről megadni, illetve könnyen és gyorsan előállíthatók. A módszer alkalmazásakor ugyanakkor 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 tükrözik a hitelrés alakulásával kapcsolatos eddigi szakértői képünket.

Az anticiklikus tőkepuffer emelésének mértékét 12 hónappal előre kell bejelenteni, hogy a bankoknak legyen megfelelő idejük felkészülni a követelmény változására. A tőkepuffer meghatározásához az épp aktuális hitelrés nagyságát kell ismernünk, azonban az ismertett szűrők esetében ehhez mindig csak az adott időpontig rendelkezésre álló információkat tudjuk felhasználni. Ezért probléma, ha az újabb adatok beérkezésével nagymértékben változik a hitelrés nagyságáról kialakított kép. Sajnos az ismertett módszereknél nem tudjuk bemutatni, hogy a válság előtt milyen mértékben segíthették volna az anticiklikus tőkepuffer meghatározását, a szűréshez ugyanis csak a hitelezési ciklus növekvő szakasza állt volna rendelkezésre. A végponti bizonytalanság és az előrettekintő szabályozás miatt azonban egy időben robusztus szűrő alkalmazása célszerű, a bemutatott többváltozós Hodrick–Prescott-szűrő pedig ilyen lehet.

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 mértékű pozitív hitelrest eredményezett mind a háztartási, mind a vállalati szektorban. A háztartási szektorban a válság kitörésekor a hitelrés értéke a szűrő alapján 11, 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.

A hitelrész itt bemutatásra kerülő számszerűsítései mellett további indikátorok figyelemmel kísérése is szükséges az anticiklikus tőkepuffer működtetéséhez. A kockázatok felépülését még számos más mutató is jelezheti, ezért a részletgazdagabb összkép érdekében érdemes további idősorokat is figyelemmel kísérni, még akkor is, ha a hitelciklus szűrését többváltozós módszerrel végezzük. Emellett a tőkepuffer feloldására alkalmazandó változók vizsgálata is külön figyelmet érdemel. Amint azt már a bázeli ajánlás is említi, arra akár már a válságjelenségeket hamarabb jelző piaci indikátorok alapján is sor kerülhet. Ezeknek a mutatókészleteknek az összeállítása, és a tőkepuffer előíráshoz kötése azonban további kutatás tárgyát képezi.

7. Irodalomjegyzék

Alessi, L. és C. Detken (2011): Quasi real time early warning indicators for costly asset price boom/bust cycles: A role for global liquidity, *European Journal of Political Economy*, 27, 520–533.

Backé, P., B. Égert, T. Zumer (2006): Credit Growth in Central and Eastern Europe: Emerging from Financial Repression to New (Over)Shooting Stars?, *ECB Working Paper Series*, No. 687.

Basel Committee on Banking Supervision (2010): Guidance for national authorities operating the countercyclical capital buffer, *Bank for International Settlements* 16. December 2010. <http://www.bis.org/publ/bcbs187.pdf>, letöltés: 2015. május 6-án.

Beveridge, S. és C. R. Nelson (1981): A New Approach to Decompose Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle, *Journal of Monetary Economics*, 7, 151–174.

Buncic, D. és M. Melecky (2014): Equilibrium credit: The Reference Point for Macroprudential Supervisors, *Journal of Banking and Finance*, 41, 135–154.

Christiano, L. J. és T. J. Fitzgerald (2003): The Band Pass Filter, *International Economic Review*, 44 (2), 435–465.

Compton, R. A. és J. R. da Costa e Silva (2005): Finance and Business Cycle: a Kalman Filter Approach with Markow Switching, *The Banco Central do Brasil Working Papers*, No. 97.

Detken, C., O. Weeken, L. Alessi, D. Bonfim, M. M. Boucinha, Ch. Castro, S. Frontczak, G. Giordana, J. Giese, N. Jahn, J. Kakes, B. Klaus, J. H. Lang, N. Puzanova, P. Welz (2014): Operationalising the countercyclical capital buffer: indicator selection, threshold, identification and calibration. *ESRB Occasional Paper Series*, No. 5.

Drehmann, M., C. Borio, L. Gambacorla, G. Jiménez, C. Trucharte (2010): Countercyclical capital buffers: exploring options. *BIS Working Paper* No. 317.

Edge, R. M. és R. R. Meisenzhal (2011): The Unreliability of Credit-to-GDP Ratio Gaps in Real Time: Implications for Countercyclical Capital Buffers, *International Journal of Central Banking*, 7 (4), 261–298.

Endrész, M. (2011): Business Fixed Investment and Credit Market Frictions. A VECM Approach for Hungary, *MNB Working Papers*, 2011/1.

Európai Rendszerkockázati Testület (2014): Az Európai Rendszerkockázati Testület ajánlása (2014. június 18.) az anticiklikus tőkepuffer meghatározására vonatkozó útmutatásról (ERKT/2014/1), *Az Európai Unió Hivatalos Lapja*, 2014. szeptember 2., 2014/C 293/01.

Hirose, Y. és K. Kamada (2003): A new technique for simultaneous estimation of potential output and the Phillips curve. *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*: 93–112.

Hodrick, R. J. és E. C. Prescott (1997): Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1–16.

Kelly, R., K. McQuinn, R. Stuart (2013): Exploring the Steady-state relationship between Credit and GDP for a Small Open Economy. The Case of Ireland, *ECB Working Paper Series*, No. 1531.

Kiss G., Nagy M. és Vonnák B.: Credit Growth in Central and Eastern Europe: Convergence or Boom? *MNB Working Papers*, 2006/10.

Laxton, D. és R. Tetlow (1992): A simple multivariate filter for the measurement of potential output. *Bank of Canada Technical Report* No. 59.

Sarno, L., A. Mody és M. Taylor (2005): A Cross-country Financial Accelerator: Evidence from North America and Europe, *Financial Econometrics Research Center Working Paper Series*, 2005/12.

8. Függelék

A. AZ ÁLTALUNK HASZNÁLT ÉS A SZAKIRODALOMBAN FELLELHETŐ TÖBBVÁLTOZÓS HP-SZŰRŐK KÖZÖTTI KÜLÖNBSÉGEK

Ahogy az 5. fejezetben említettük, többfajta többváltozós HP-becslési megoldás is létezik, amelyek közül a Laxton–Tetlow és a Hirose–Kamada eljárásokat emeltük ki. Laxton és Tetlow két regressziós összefüggéssel egészítette ki az egyváltozós HP-t, és a regressziós egyenletek hibatagjait szerepeltették a megoldandó feladat célfüggvényében. Hirose és Kamada ezzel szemben közvetlenül a célfüggvényben cserélték ki az egyváltozós HP 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 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 fognak megfelelően működni, ezért több specifikációt is kipróbáltunk és csak bizonyos feltételekkel fogadtuk el a becslési eredményeket, szemben a korábbi cikkekkkel. 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 identifikálásában segíthet egy olyan összefüggés, amely a látens változó és a megfigyelt magyarázóváltozó közötti összefüggést ragadja meg.

B. A TÖBBVÁLTOZÓS HP-SZŰRŐ EGYENLETEIBEN VIZSGÁLT MAGYARÁZÓVÁLTOZÓK

1.A) Háztartási szegmens – ciklikus komponens regressziója

Magyarázóváltozó	Alkalmazott transzformálás	Elvárt előjel	Szerepelt-e a feltételeknek eleget tevő futtatásban?
globális hitelrés	nincs	pozitív	igen
reál GDP ciklikus komponense (Kálmán filter alapján)	logaritmus	pozitív	igen
lakás- és fogyasztási hitelek súlyozott állományi kamatlába	nincs, a 2002-es év adatait a modell linearitása miatt módosítottuk	negatív	igen
BUBOR	nincs	negatív	igen
bankrendszeri tőkeáttétel	nincs	pozitív	igen
hitel/betét mutató	nincs	pozitív	igen
reál marketingköltségek	mozgóátlag	pozitív	igen
FHB reál lakásárindex	nincs	pozitív	nem
létesítendő lakások száma	szezonális igazítás	pozitív	nem
létesítendő lakóépületek száma	szezonális igazítás	pozitív	nem

Forrás: MNB.

1.B) Háztartási szegmens – trend regressziója

Magyarázóváltozó	Alkalmazott transzformálás	Elvárt előjel	Szerepelt-e a feltételeknek eleget tevő futtatásban?
reál GDP	logaritmus	pozitív	igen
reál GDP trendje (Kálmán filter alapján)	logaritmus	pozitív	igen
reál munkajövedelem	logaritmus	pozitív	igen

Forrás: MNB.

1.C) A háztartási szegmens ciklus- és trendegyenleteinek összefoglaló táblázata

Ciklusegyenlet változói	Trendegyenlet változója	Egyenletek száma	Ciklikus λ minimuma	Ciklikus λ maximuma	Trend λ minimuma	Trend λ maximuma
globális hitelrész	–	1	0,001	0,001	–	–
hitel/betét	–	1	0,01	0,01	–	–
globális hitelrész, kibocsátási rész	–	1	0,001	0,001	–	–
globális hitelrész, kamatláb	–	1	0,001	0,001	–	–
globális hitelrész, hitel/betét	–	2	0,001	0,01	–	–
kamatláb, tőkeáttétel	–	1	0,001	0,001	–	–
–	reál GDP	10	0,0001	0,01	0,001	1000
–	reál GDP trendje	9	0,0001	0,001	0,001	1000
globális hitelrész	reál GDP	23	0,0001	1000	0,0001	1000
globális hitelrész	reál GDP trendje	10	0,0001	0,01	0,0001	1000
globális hitelrész	munkajövedelem	4	0,0001	1000	0,01	100
kamatláb	reál GDP	7	0,001	1000	0,0001	0,1
BUBOR	reál GDP	6	0,001	0,1	0,01	1000
tőkeáttétel	reál GDP	12	0,0001	1	0,0001	1000
tőkeáttétel	reál GDP trendje	4	0,0001	0,001	0,001	10
tőkeáttétel	munkajövedelem	1	0,0001	0,0001	0,01	0,01
hitel/betét	reál GDP	5	0,01	1000	0,0001	0,1
hitel/betét	reál GDP trendje	1	0,01	0,01	0,0001	0,0001
hitel/betét	munkajövedelem	1	0,01	0,01	0,0001	0,0001
marketingköltség	reál GDP	2	0,001	0,01	0,01	1
globális hitelrész, kamatláb	reál GDP	18	0,001	1000	0,0001	1000
globális hitelrész, kamatláb	reál GDP trendje	7	0,0001	0,01	0,0001	1000
globális hitelrész, kamatláb	munkajövedelem	9	0,0001	1000	0,001	100
globális hitelrész, BUBOR	reál GDP	25	0,0001	1000	0,0001	1000
globális hitelrész, BUBOR	reál GDP trendje	6	0,0001	0,01	0,001	1000
globális hitelrész, BUBOR	munkajövedelem	1	0,0001	0,0001	0,01	0,01
globális hitelrész, tőkeáttétel	reál GDP	4	0,0001	0,01	0,0001	0,01
globális hitelrész, tőkeáttétel	reál GDP trendje	10	0,0001	0,01	0,0001	1000
globális hitelrész, tőkeáttétel	munkajövedelem	3	0,0001	0,001	0,001	1
globális hitelrész, hitel/betét	reál GDP	6	0,01	1000	0,0001	0,1
globális hitelrész, hitel/betét	reál GDP trendje	9	0,001	1000	0,0001	1
globális hitelrész, hitel/betét	munkajövedelem	1	0,01	0,01	0,0001	0,0001
globális hitelrész, marketingköltség	reál GDP	1	0,001	0,001	0,0001	0,0001
globális hitelrész, marketingköltség	reál GDP trendje	2	0,0001	0,001	0,0001	0,0001
globális hitelrész, marketingköltség	munkajövedelem	3	0,0001	10	0,001	1
kamatláb, tőkeáttétel	reál GDP	3	0,001	0,1	0,0001	0,01
kamatláb, tőkeáttétel	reál GDP trendje	3	0,0001	0,001	0,0001	1
kamatláb, tőkeáttétel	munkajövedelem	1	1000	1000	10	10
kamatláb, hitel/betét	reál GDP	4	1	1000	0,01	0,1
BUBOR, tőkeáttétel	reál GDP	22	0,0001	1000	0,0001	1000
BUBOR, tőkeáttétel	reál GDP trendje	2	0,0001	0,0001	0,001	0,01
BUBOR, tőkeáttétel	munkajövedelem	1	0,0001	0,0001	0,01	0,01
BUBOR, marketingköltség	reál GDP	5	0,001	0,1	0,001	1000
tőkeáttétel, marketingköltség	reál GDP	2	0,0001	0,001	0,0001	0,0001
tőkeáttétel, marketingköltség	reál GDP trendje	4	0,0001	0,001	0,0001	10
tőkeáttétel, marketingköltség	munkajövedelem	1	0,0001	0,0001	0,01	0,01
globális hitelrész, kamatláb, BUBOR	reál GDP	3	0,1	1000	0,1	1
globális hitelrész, kamatláb, BUBOR	reál GDP trendje	4	0,0001	0,01	0,001	1000
globális hitelrész, kamatláb, tőkeáttétel	reál GDP	1	0,001	0,001	0,0001	0,0001
globális hitelrész, kamatláb, tőkeáttétel	reál GDP trendje	6	0,0001	0,01	0,0001	1000
globális hitelrész, kamatláb, tőkeáttétel	munkajövedelem	1	0,0001	0,0001	0,001	0,001
globális hitelrész, kamatláb, hitel/betét	reál GDP	4	1	1000	0,01	0,1
globális hitelrész, BUBOR, tőkeáttétel	reál GDP	25	0,0001	1000	0,0001	1000
globális hitelrész, BUBOR, tőkeáttétel	reál GDP trendje	9	0,0001	0,01	0,0001	1000
globális hitelrész, BUBOR, tőkeáttétel	munkajövedelem	2	0,0001	0,0001	0,001	0,01
globális hitelrész, BUBOR, marketingköltség	munkajövedelem	1	0,0001	0,0001	0,01	0,01
globális hitelrész, tőkeáttétel, marketingköltség	reál GDP trendje	1	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
globális hitelrész, tőkeáttétel, marketingköltség	munkajövedelem	1	0,0001	0,0001	0,001	0,001
kamatláb, BUBOR, tőkeáttétel	reál GDP trendje	2	0,0001	0,001	0,001	1
BUBOR, tőkeáttétel, marketingköltség	reál GDP	1	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
BUBOR, tőkeáttétel, marketingköltség	reál GDP trendje	3	0,0001	0,0001	0,0001	0,01
BUBOR, tőkeáttétel, marketingköltség	munkajövedelem	1	0,0001	0,0001	0,01	0,01

Forrás: MNB.

2.A) Vállalati szegmens – ciklikus komponens regressziója

Magyarózóváltozó	Alkalmazott transzformálás	Elvárt előjel	Szerepelt-e a feltételeknek eleget tevő futtatásban?
globális hitelrés	–	pozitív	igen
reál GDP ciklikus komponense (Kálmán filter alapján)	logaritmus	pozitív	igen
új kihelyezésű vállalati hitelek kamatlába	nincs	negatív	igen
BUBOR	nincs	negatív	igen
bankrendszeri tőkeáttétel	nincs	pozitív	igen
hitel/betét mutató	nincs	pozitív	igen
GKI üzleti bizalmi index	nincs	pozitív	igen
GKI konjunktúra-index	nincs	pozitív	nem

Forrás: MNB.

2.B) Vállalati szegmens – trend regressziója

Magyarózóváltozó	Alkalmazott transzformálás	Elvárt előjel	Szerepelt-e a feltételeknek eleget tevő futtatásban?
reál GDP	logaritmus	pozitív	igen
reál GDP trendje (Kálmán filter alapján)	logaritmus	pozitív	igen
reál munkajövedelem	logaritmus	pozitív	igen

Forrás: MNB.

2.C) A vállalati szegmens ciklus- és trendegyenleteinek összefoglaló táblázata

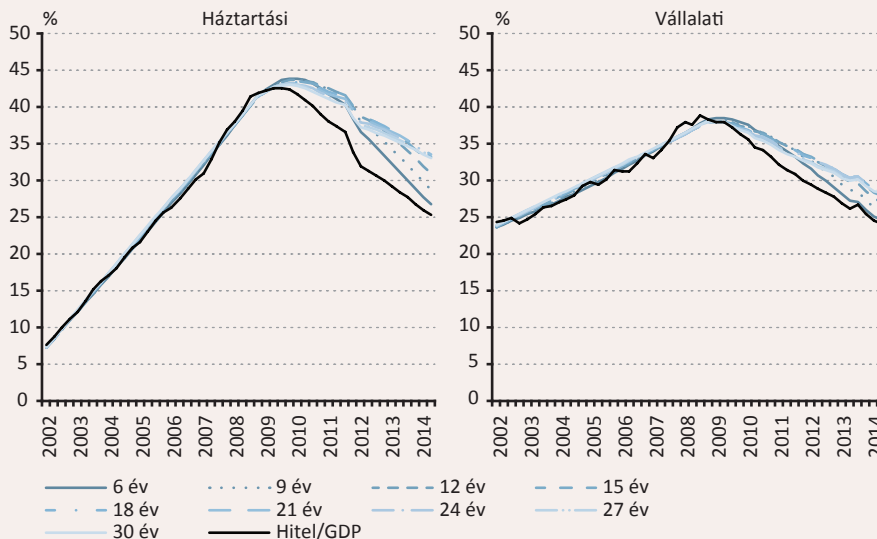
Ciklusegyenlet változói	Trendegyenlet változója	Egyenletek száma	Ciklikus λ minimuma	Ciklikus λ maximuma	Trend λ minimuma	Trend λ maximuma
globális hitelrész	–	2	0,0001	0,001	–	–
tőkeáttétel	–	1	0,0001	0,0001	–	–
hitel/betét	–	1	0,01	0,01	–	–
globális hitelrész, kibocsátási rész	–	2	0,0001	0,001	–	–
globális hitelrész, tőkeáttétel	–	2	0,0001	0,001	–	–
globális hitelrész, hitel/betét	–	2	0,001	0,01	–	–
kibocsátási rész, tőkeáttétel	–	1	0,0001	0,0001	–	–
globális hitelrész, kibocsátási rész, tőkeáttétel	–	2	0,0001	0,001	–	–
globális hitelrész, tőkeáttétel, üzleti bizalmi index	–	1	0,0001	0,0001	–	–
–	reál GDP	19	0,0001	10	0,0001	1000
–	reál GDP trendje	28	0,0001	100	0,0001	1000
globális hitelrész	reál GDP	29	0,0001	1000	0,0001	1000
globális hitelrész	reál GDP trendje	30	0,0001	1000	0,0001	1000
tőkeáttétel	reál GDP	12	0,0001	0,1	0,0001	1000
tőkeáttétel	reál GDP trendje	7	0,0001	0,001	0,0001	1000
hitel/betét	reál GDP	4	0,01	10	0,0001	0,1
hitel/betét	reál GDP trendje	1	0,01	0,01	0,0001	0,0001
globális hitelrész, tőkeáttétel	reál GDP	24	0,0001	1000	0,0001	1000
globális hitelrész, tőkeáttétel	reál GDP trendje	15	0,0001	0,01	0,0001	1000
globális hitelrész, hitel/betét	reál GDP	30	0,01	1000	0,0001	1000
globális hitelrész, hitel/betét	reál GDP trendje	1	0,01	0,01	0,0001	0,0001
kamatláb, tőkeáttétel	reál GDP	1	0,01	0,01	10	10
BUBOR, tőkeáttétel	reál GDP	4	0,0001	0,01	0,001	10
BUBOR, tőkeáttétel	reál GDP trendje	3	0,001	0,001	10	1000
tőkeáttétel, hitel/betét	reál GDP	17	0,01	1000	0,01	1000
globális hitelrész, tőkeáttétel, üzleti bizalmi index	reál GDP trendje	24	0,0001	1000	0,0001	1000

Forrás: MNB.

C. ÉRZÉKENYSÉGVIZSGÁLATOK AZ ALKALMAZOTT FELTEVÉSEKRE

15. ábra

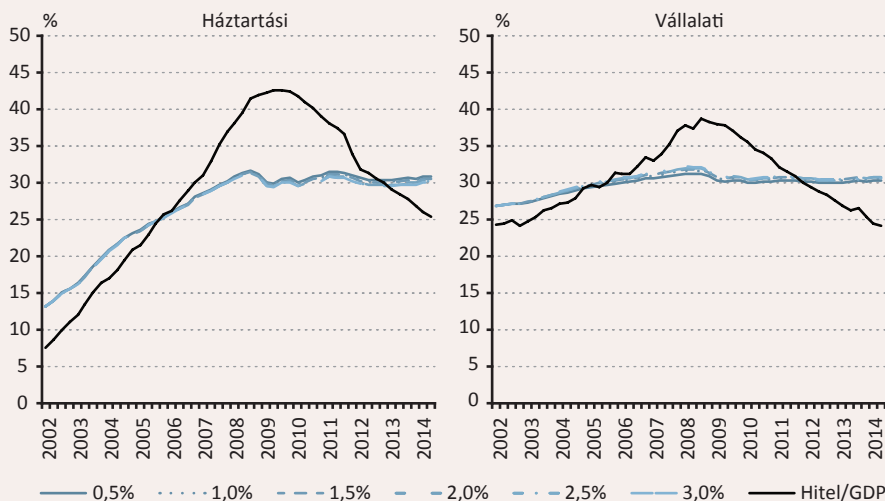
A háztartási és a vállalati hitel/GDP egyoldali CF-trendje különböző ciklushosszokkal, a detrendelésnél driftet feltételezve



Forrás: MNB.

16. ábra

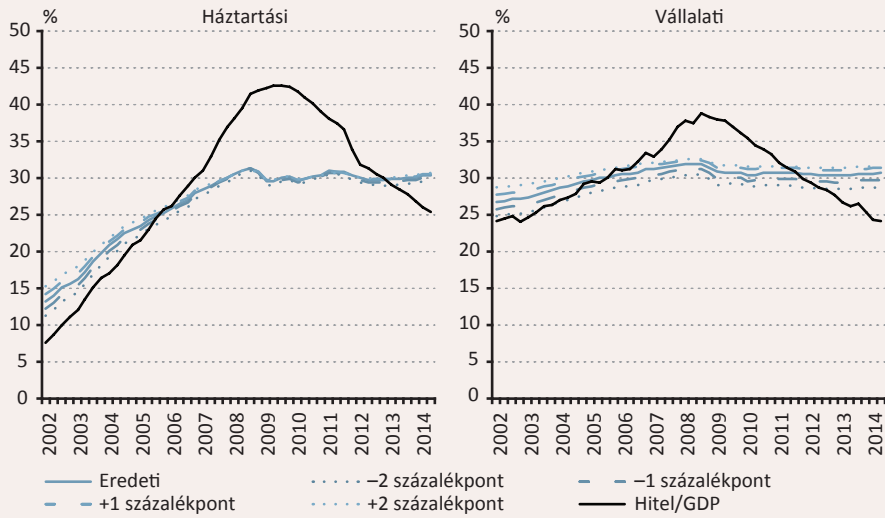
A háztartási és a vállalati hitel/GDP kétoldali többváltozós HP-trendje a változókkal kapcsolatos különböző szignifikanciakritériumok mellett



Forrás: MNB.

17. ábra

A háztartási és a vállalati hitel/GDP kétoldali többváltozós HP-trendje különböző indulóértékek mellett



Forrás: MNB.

MNB-TANULMÁNYOK 118.
EGY- ÉS TÖBBVÁLTOZÓS SZŰRŐK
A HITELRÉS ALAKULÁSÁNAK MEGHATÁROZÁSÁRA
2015. június

Nyomda: Prospektus–SPL konzorcium
8200 Veszprém, Tartu u. 6.

