

KISS GÁBOR DÁVID–MÉSZÁROS MERCÉDESZ

## Árfolyam-modellezés nem konvencionális monetáris politika mellett

Az elmúlt évtized komoly devizapiaci elmozdulásainak hátterében több tényező is szerepet játszott, amelyek között a monetáris politikai struktúraváltás is megtalálható. Kutatásunk során azt vizsgáltuk, hogy a jegybankok nullakamat-politikája és a nem konvencionális eszközök alkalmazása hatással volt-e a devizaárfolyamok alakulására. Hét európai jegybank 2007 és 2018 közötti tevékenységét negyedéves adatok felhasználásával tanulmányoztuk. Dinamikus panelregressziók illesztésével elemeztük a teljes mintát és azon belül meghatározott országcsoportokat. A nem konvencionális lépések hatását a jegybanki mérlegfőösszeg változásán és a jegybanki hitel- és értékpapír-állomány devizatartalékokhoz viszonyított arányán keresztül ragadtuk meg. Eredményeink alapján kijelenthető, hogy a vizsgált központi bankok esetén az unortodox monetáris politika követése rövid távon szignifikáns hatást gyakorolt a devizaárfolyamok változására, egyfajta nem szándékos indirekt intervenciót eredményezve.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E52, E58, E43, C33.

Úgy tűnik, napjainkban véget ér az évtizedes hosszúságú válságkezelési sorozat, ami a fő jegybankok hagyományos eszközökhöz történő visszatérésében, a monetáris szigorítás várakozásokba történő beépülésében is megjelent. Tíz évvel a 2008-as pénzügyi válság kirobbanása után a vezető jegybankok kamatemelésbe fogtak, és megkezdődött az eszközvásárlások leépítése is. Elérkezett az idő a válságkezelés miatt bevezetett nem konvencionális eszköztár közvetett devizapiaci hatásainak elemzésére, miután az elmúlt években komoly devizapiaci turbulenciáknak lehettünk szemtanúi.

A 2008-as válságot követően mind az Egyesült Államokban, mind Európában a jegybankok működése jelentősen megváltozott, a hagyományos jegybanki

\* A tanulmány az Emberi Erőforrások Minisztériuma UNKP-18-2 kódszámú Új Nemzeti Kiválóság Programjának támogatásával készült.

*Kiss Gábor Dávid* a Szegedi Tudományegyetem Gazdaságtudományi Kar habilitált egyetemi docense (e-mail: [kiss.gabor.david@eco.u-szeged.hu](mailto:kiss.gabor.david@eco.u-szeged.hu)).

*Mészáros Mercédesz* a Szegedi Tudományegyetem Gazdaságtudományi Kar PhD-hallgatója (e-mail: [mercedesz.mszsrs@gmail.com](mailto:mercedesz.mszsrs@gmail.com)).

A kézirat első változata 2019. április 9-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2019.9.960>

eszköztár kiegészült nem konvencionális jegybanki eszközökkel. A külső sérülékenység csökkentése és a lehetséges jövőbeli gazdasági sokkokra történő jobb felkészülés érdekében a jegybankok szakítottak a Timbergen-elvben lefektetett „egy cél-egy eszköz” megközelítéssel, mivel az irányadó rövid lejáratú kamatok viszonylag gyors csökkentését (nulla közeli kamat politika – *zero lower bound*, ZLB) követően további lépések voltak szükségesek egy széles körű deflációs válság elkerüléséhez. A nem szokványos instrumentumok bevezetésével még fontosabbá váltak a kulcsvalutákat kibocsátó jegybankok monetáris politikájának átgyűrűző hatásai, amelyek később a devizaárfolyamokban csapódnak le. Például az Európai Központi Bank (EKB) sorozatos könnyítései komoly hatást gyakoroltak a svájci és cseh devizákra (ahol a további erősödést kellett meggátolni), miközben más európai devizák (magyar forint) jelentős gyengülést mutattak.

Jelen kutatásunk fő célja, hogy megvizsgáljuk, hogyan hatott a monetáris politika a devizaárfolyamok alakulására a nulla közeli kamatpolitika és a nem konvencionális eszközök egyidejű alkalmazása mellett. E vizsgálat során további szempont, hogy azonosítsuk a vizsgált országok megújult monetáris politikai sajátosságait, hasonlóságait, továbbá megválaszoljuk azt a kérdést, hogy miként befolyásolta a nem konvencionális jegybanki eszköztár alkalmazása a kamatparitás elvének érvényesülését.

Vizsgálati alanyaink körét az Európai Központi Bank mellett az euróvezeten kívüli, nem konvencionális monetáris eszközöket alkalmazó európai országok jegybankjai alkotják: Csehország, Dánia, Lengyelország, Magyarország, Svájc és Svédország. Ezek kis, nyitott gazdasággal rendelkeznek, miközben egymással és más nagyobb gazdaságokkal integráltan működnek. Kutatási kérdéseink megválaszolásához a tőkebeáramlás, valamint a monetáris eszköztár alapján három csoportra osztottuk a vizsgált jegybankokat, amelyeket együttvéve és csoportonként is görcső alá vettünk.

Elemzésünkhöz három modellt fogalmaztunk meg: 1. az alapmodellt a kamatparitás standard megközelítésének tőkeáramlásokkal és diszkrecionális árfolyam-politikai lépésekkel való kiegészítésével kaptuk meg, 2. majd ezt egészítettük ki a nem konvencionális eszköztár alkalmazásának két indikátorával, 3. ez utóbbi megközelítést makrováltozók beemelésével teszteltük. A méréseket dinamikus panelregresszió segítségével végeztük rövid távra (0 és 1 negyedéves késleltetések mellett), 11 éves időhorizonton a válság kiterjedésétől a lecsengésének évéig (2007 első negyedéve és 2018 első negyedéve között). Az adatbázist a vizsgált országok valutáinak az SDR-valutakosárral<sup>1</sup> szembeni középárfolyamainak idősorai, valamint a jegybankok mérlegadatai és az országok makrogazdasági mutatói jelentették.

A tanulmány felépítése a következő: először összefoglaljuk a témával kapcsolatos szakirodalmi ismereteket, a devizaárfolyamok változásának elméleti hátterének bemutatásával kezdve, kitérve a tőkeáramlási anomáliákra. Ezt követően a nem konvencionális monetáris politikai alapfogalmakat gyűjtjük össze. Bemutatjuk, hogyan jelentek meg a válság kitörésétől kezdődően az unortodox instrumentumok, rávilágítva a főbb típusokra, kiemelve a tanulmányunk szempontjából fontosabb eszközöket és a vizsgált jegybankok monetáris politikai sajátosságait. Majd a kiegészített

<sup>1</sup> SDR (*Special Drawing Rights*): különleges lehívási jogok.

fedezetlen kamatparitásból kiindulva empirikus modelleket építünk a nem konvencionális monetáris politika devizaárfolyamok változására gyakorolt rövid távú hatásainak megragadására. Végül e modelleket teszteljük dinamikus panelregressziókkal, megfigyelt adatokon.

## Elméleti összefoglaló

### *A devizaárfolyam változásának elméleti háttere*

A monetáris politika számos tényező által gyakorolhat hatást a devizaárfolyamokra a jegybanki eszköztáron keresztül. A válság során a direkt eszközökhöz történő visszafordulást lehetett megfigyelni, amelyek csoportjába tartoznak a bankrendszerre vonatkozó kötelező szabályozások, közvetlen kamatszabályozások, kamat- és hitelplafonok. Indirekt eszközöket a fejlett pénzügyi piacokon erős bankközi verseny esetén használnak a jegybankok, mint például a nyílt piaci műveleteket, végleges értékpapírvásárlásokat (*Krekó és szerzőtársai* [2012], *Vonnák* [2006]).

A jegybank kamatpolitikája a monetáris transzmissziós mechanizmus árfolyamcsatornáján keresztül fejt ki közvetett hatást a devizák árfolyamára, amely csatorna különösképpen a kis, nyitott gazdaságok esetében kiemelt jelentőségű, mivel jelentősen függnek a világgpiaci folyamatoktól. Exporttermékeik versenyképességét és az importtermékek árát közvetlenül befolyásolja a nemzeti fizetőeszköz értéke, amely továbbgyűrűző hatások révén a hazai kibocsátásra és az inflációra is hat (*Kiss–Szilágyi* [2014], *Felcser és szerzőtársai* [2015]). Az árfolyam-politika terén az elmúlt évtizedekben a fokozatos rugalmasabbá válás volt jellemző, a múltbéli rögzített rendszerek helyett, tehát a devizaárfolyamokat közvetlenül a devizapiaci kereslet és kínálat alakítja. Ezzel együtt járt a devizapiac modernizációja, valamint a globalizáció erősödésével a nemzetközi tőkeáramlás kontrolljának szabadabbá válása.

*Kiss–Szilágyi* [2014] és *Király* [2018] munkájában is megjelenik, hogy a másodrendű (*subprime*) válság kitörése után a tőke jellemzően biztonságos befektetésekre menekült,<sup>2</sup> ennek eredményeképp gyakori volt a kevésbé fejlett gazdaságok finanszírozásának hirtelen leállása<sup>3</sup>.

Másik hatás, amely a fentiekből következett, a menedékvalutává válás, amelyre *Ranaldo–Söderlind* [2009] világított rá, hogy kedvezőtlen devizapiaci körülmények között az erős gazdasággal rendelkező országok valutái (dollár, jen, svájci frank) iránti kereslet megugrott az e devizáknak tulajdonított biztonságosmenedékstátus miatt. *Habib–Stracca* [2012] igazolta azt a tényt, hogy nem a kamatkülönbözeti eloszlás mutatója a legjobb előrejelzője a menedékdeviza-státusnak: a nettó külföldi tőkeáramlás megfigyelése is fontossá vált a devizaárfolyamok vizsgálata során, amelyre későbbi modellalkotásunk során mi is támaszkodunk. E jelenség a vizsgált mintán a svájci frank és a dán korona menedékvalutává válásán keresztül

<sup>2</sup> A biztonságba menekülés (*flight to safety*) fogalmáról lásd *Bekaert és szerzőtársai* [2009].

<sup>3</sup> A tőkeáramlás hirtelen leállása (*sudden stop*) fogalmáról lásd *Calvo* [1998].

jelent meg. Előbbi esetben árfolyamplafont vezetett be a svájci jegybank, de a tőkebeáramlás ennek ellenére sem csökkent, míg a dán korona euróhoz való rögzített árfolyama révén jelentősen erősödött.

### *Nem konvencionális monetáris politika*

Ahogy *Krekó és szerzőtársai* [2012] megfogalmazta, nem konvencionális monetáris politikáról akkor beszélhetünk, ha pénzügyi piaci zavarok, válságok következtében a jegybank céljai elérése érdekében olyan hagyományos eszközeitől és kamatpolitikájától eltérő műveleteket hajt végre, amelyek megváltoztatják a jegybanki mérleget. Bevezetésük oka két esetben vált indokolttá az elmúlt évtizedben: 1. amikor a jegybank a válság idején nulla közelébe csökkentette irányadó kamatlábát, és a további szükséges monetáris lazítás érdekében az újabb instrumentumokkal váltotta fel az addig alkalmazottakat; 2. amikor egyes monetáris transzmissziós mechanizmusban kiemelt funkciójú pénzügyi piacok likviditási és egyéb problémáit orvosolták – ez nullánál magasabb irányadó kamatláb mellett is indokolttá válhatott. *Krekó és szerzőtársai* [2012] a mérleget alakító nem konvencionális eszközök két alaptípusát különbözteti meg azok célja szerint: 1. az eszközök irányulhatnak a hozamgörbe lejáratilaposítására (ezek voltak a gyakoribbak), 2. egy kiválasztott piaci szegmens kockázati felárának csökkentésére.

A nullakamat-politikát (*zero lower bound, ZLB*) a likviditási válság enyhítésére alkalmazták, azonban elérésekor konvencionális eszközökkel nem maradt további lehetőség a monetáris lazításra. Így a jegybankok (ahogy *Bernanke–Reinhart* [2004]-ben is megjelenik) a várakozásokat befolyásoló előretékintő iránymutatásokhoz (*forward guidance*), illetve a jegybanki mérleget változtató lépésekhez fordulhattak. Előbbi által jegybanki hitelességre támaszkodva a piaci szereplők várakozásait próbálták a jegybanki célokhoz közelíteni. A jegybanki mérlegfőösszeget ( $\Delta MF\ddot{O}$ ) növelő lépések [lásd az (1) egyenlőtlenséget] a forrásoldal növelésére irányulnak, az eszközoldal felépítésbeli változatlansága mellett.

$$\Delta MF\ddot{O}_t > 0. \quad (1)$$

Ezzel szemben a mérleg szerkezetének módosítását célzó instrumentumok az eszközoldal átstrukturálására irányulnak, és nem minden esetben járnak a mérleg nagyságbeli változásával. Idetartozik a mennyiségi lazítás (*quantitative easing, QE*), azaz a jegybankok eszközvásárlási ( $S_t$ ) és hitelezési programjainak ( $L_t$ ) összessége [lásd a (2) egyenletet], amelyek célja a hosszú lejáratú hozamok redukálása, és amelyek az értékpapír-vásárlások révén sok esetben felfújták a korábban jellemzően devizatartalék-túlsúlyos mérleget, valamint az eszközoldal szerkezetét is módosították (e hatásokra *Czeczeli* [2017] és *Király* [2017] is kitér).

$$MF\ddot{O}_t = S_t + L_t + FX_t. \quad (2)$$

Mennyiségi korlátozást is számos jegybank alkalmazott, amely jellemzően az irányadó eszközzel kapcsolatos tranzakciók nagyságát szabályozta a bankrendszer élénkítése

érdekében. A jegybanki refinanszírozó, likviditásnyújtó eszközök között a hagyományosabb eszközök átalakítása mellett jelentős számú devizacsere-ügylet vezettek be 2007-től kezdve. Az előrettekintő iránymutatás kapcsán *Csortos és szerzőtársai* [2014] arra jutott, hogy alkalmazása javította a monetáris politika hatékonyságát, *Kool–Thornton* [2012] pedig igazolta, hogy az eszköz továbbfejlesztette a piaci szereplőknek a várható rövid távú kamatlábakra vonatkozó előrejelzési képességét.

Ahogy az *1. táblázatban* is látható, a vizsgált minta hét jegybankjára is a korábbinál jóval intenzívebb jegybanki szerepvállalás volt jellemző, amely stratégiai, módszertani átalakításokat követelt meg az ország pénzügyi intézményrendszerének sajátosságaihoz igazodóan.

### 1. táblázat

A vizsgált hét jegybank nem konvencionális eszközei, a portfóliótöke-áramlás iránya, direkt árfolyam-szabályozás (2007–2018, Csehország, Dánia, Európai Központi Bank, Lengyelország, Magyarország, Svájc és Svédország)

	Magyar	Lengyel	Cseh	Svájci	Dán	Svéd	EKB
	közpointi bank						
Eszközvásárlási programok	•					•	•
Előrettekintő iránymutatás	•	•	•	•	•	•	•
Negatív kamatpolitika	•			•	•	•	•
Mennyiségi korlátozás	•	•		•	•	•	
Devizacsere-ügylet	•	•	•	•	•	•	•
Kamatcsereügylet	•						
Célzott hitelösztönzés	•						•
Árfolyamplafon			•	•			
Aszimmetrikus kamatfolyosó	•		•				•
Portfóliótöke-áramlás iránya	–	–	–	+	+	±	±
Árfolyam-szabályozás	×	×	✓	✓	✓	×	×

*Forrás:* Komlóssy [2017] és a jegybankok honlapja alapján saját szerkesztés.

Az említett új eszközök így sokféleképp jelentek meg a közép- és észak-európai államokban, például Svájc és Csehország a devizaárfolyam egy rögzített szintjét alkalmazta árfolyamplafonként monetáris politikai eszközként, Magyarország és Lengyelország jellemzően devizacsere-ügyleteket és mennyiségi korlátozásokat vezetett be, míg Dánia és Svédország ez utóbbi alkalmazása mellett negatív kamatlábakkal avatkozott be. *Singer* [2015] is elemezte, hogy a vezető jegybankok [az Egyesült Államok, az Egyesült Királyság közpointi bankjai és az Európai Központi Bank (Fed, BoE, EKB)] a nem szokványos eszközök közül a likviditásbővítő intézkedéseket és az előrettekintő iránymutatás átalakítását részesítették előnyben. Továbbá az eszközvásárlási programok devizaárfolyamokra gyakorolt hatását kedvezőnek értékelte a szerző. Likviditásnövelő céllal a fejlett országok jegybankjaival devizacsere-megállapodásokat

kötöttek különböző devizákban denominálva. Az előretékinő iránymutatás transzparens politikája a jegybankokkal szembeni bizalom növelését, külső megítélésüket segítette sikeresen, ami a gazdaság egészére kedvezően hatott.

Az eszközök legtöbb típusát igénybe vevő jegybank az MNB volt – a vizsgált országok közül legerősebben Magyarországot sújtotta a válság –, utána pedig az EKB következett, amely az euróövezet egészének válságkezeléséért felelt (*Pelle-Végh* [2019]). A legtöbb jegybank válságkezelését a monetáris eszköztár aktív oldali szabályozásába való gyors átmenet és a direkt eszközökhöz való visszatérés jellemezte – mint például az árfolyamplafon alkalmazása a svájci, majd a cseh nemzeti bank esetében –, de emellett az indirekt eszközök használata is több esetben fontos maradt. A kutatás során a kamatlábak negatív tartományba csökkentése gyakran megfigyelt módszer volt, amely által a legtöbb esetben a jegybanki likviditáslekötő eszközök népszerűségét kívánták visszafogni és a kereskedelmi bankok forgalmát javítani.<sup>4</sup> Ezt a vizsgált jegybankok esetében, ha esetenként lassan is, de mindenhol sikerült elérni. Az EKB nem szokványos eszközei közül – ahogy az *1. táblázatban* látható – a bankok számára forrást biztosító instrumentumok voltak túlsúlyban. Ahogyan arra később is kitérünk, a mérlegek vizsgálata során, azt tapasztaltuk, hogy az eszközvásárlások és hitelpiaci instrumentumok aránya [(3) képlet] minden jegybank esetében jelentősen nőtt a bázisidőszakhoz (2007 első negyedévéhez) viszonyítva:

$$\Delta \frac{L_t + S_t}{FX_t} > 0. \quad (3)$$

A nemzetközi eredményeket megfigyelve látható, hogy az e stratégiákat alkalmazó országok jegybankjai a legtöbb esetben annak ellenére is sikerrel jártak a nehéz pénzügyi és gazdasági helyzetből való talpra állás során (euróövezeti tagországok esetében lásd *Gambacorta és szerzőtársai* [2014], *Lewis-Roth* [2015]), hogy a hagyományos intervenciók hatásai jelentősebbek és gyorsabbak voltak az ezt megelőző időszakban (*Bluwstein-Canova* [2016]). A nem konvencionális monetáris politika alkalmazása jó döntésnek bizonyult az európai jegybankok számára is, mivel a legtöbb esetben sikeresen elkerülték a pénzügyi rendszer összeomlását, és az eredeti célkövetési mechanizmus gördülékenysége is relatíve rövid időn belül normalizálódott. *Neely* [2015] is elemezte a nem szokványos jegybankpolitika globális hatásait néhány nagy vezető jegybank [az Egyesült Államok, az Egyesült Királyság és japán központi bankjai (Fed, BoE, BoJ)] tevékenységén keresztül. A szerző a sikeres jegybanki stratégia kulcsának a jegybankok közti koordinációt jelölte meg, elkerülendő az egymás módszereit hátrányosan érintő monetáris politikákat. Az új eszközök hatékonyságát igazolta *Joyce és szerzőtársai* [2012]: az eszközpiaci vásárlások alacsonyabb hozamokat és hosszú távú kamatlábakat generáltak, ami kedvezően hat a gazdaság egészére. A szerzők azonban kiemelték az eszközvásárlások lehetséges negatív hatásait is: a lazítás növekvő költségeit, valamint az ismeretlen hosszú távú hatások miatti törékenységet.

Az évek során volt néhány újonnan bevezetett eszköz (jellemzően különböző közvetlen devizapiaci, hitelpiaci eszközök), amelyeket hatékonyság hiányában vagy más

<sup>4</sup> A kereskedelmi bankok hitelkihelyezéseit más szabályozói eszközökkel, például garanciaalapok finanszírozásával is élénkítették (*Sági* [2018]).

okok miatt kivezettek az eszköztárból, viszont a jegybankok a nem szokványos eszközök túlnyomó hányadát jelenleg is alkalmazzák.

A vizsgált minta jegybankjait három csoportba soroltuk a vizsgált – 2007 első negyedéve és 2018 első negyedéve – időszakbeli nem konvencionális monetáris politikai lépéseik, a portfóliótőke-áramlás iránya és az alkalmazott árfolyam-politika hasonlóságai alapján. E csoportok a következők:

1. MENNYISÉGI LAZÍTÓK (QE-alkalmazók) (EKB, svéd jegybank):
  - véletlenszerűen ingadozó portfóliótőke-beáramlás,
  - eszközvásárlások, jegybanki hitelprogramok.
2. MENEDÉKVALUTÁVAL RENDELKEZŐK (*safe haven*) (svájci és dán jegybank):
  - a kockázati prémiumtól függetlenül végig pozitív portfóliótőke-beáramlás,
  - negatív kamatpolitika, devizamegállapodások, csereügyletek.
3. VISEGRÁDI HÁRMAK (V3) (cseh, lengyel és magyar jegybank):
  - negatív portfóliótőke-áramlás, függetlenül a kockázati prémiumtól,
  - gyenge fundamentumok és későn kezdődő monetáris lazítás.

### Modell

A devizaárfolyamok változását ökonometriaival módszerekkel dinamikus panelmodelleken vizsgáljuk – ehhez empirikus modelleket kell alkotnunk. A fedezetlen kamatparitás (*uncovered interest parity*, *UIP*) modelljéből indultunk ki (MNB [2012]):

$$\Delta e_t = \omega_t + \beta_1 \Delta(r_{t,d} - r_{t,f}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

ahol a devizaárfolyam változása ( $\Delta e_t$ ) a külföldi ( $r_{t,f}$ ) és belföldi ( $r_{t,d}$ ) kamatlábak<sup>5</sup> különbségével írható le (valamint  $\omega_t$  az egyenletben szereplő konstans). A vizsgált évtizedben alapvetően alacsony inflációval vagy egyenesen deflációval szembesültek a jegybankok, így ezt a változót egy külön modellspecifikációban elemeztük. A dán, a svájci és a cseh jegybankok árfolyam- és kamatpolitikai lépései, valamint Herger [2016] nyomán indokoltta vált a modell kiegészítése a tőkeáramlás és az árfolyamplafon (vagy  $\pm 2,25$  százalékos ingadozási sáv) változóival ahhoz, hogy a vizsgált időszakra is érvényes legyen:

$$\Delta e_t = \omega_t + \beta_1 \Delta(r_{t,d} - r_{t,f}) + \beta_2 \Delta PF_t + \beta_3 \Delta D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

ahol a tőke áramlását a pénzügyi mérlegben található portfóliótőke-befektetéseken ( $PF_t$ ) keresztül ragadtuk meg, illetve az árfolyamplafon bevezetését szemléltető kétértékű változó ( $D_t$ ) 1 értéket vett fel minden olyan negyedévben, amikor a jegybank nem lebegő árfolyam-politikát (vagy legalább  $\pm 15$  százalékos ingadozási sávon belüli irányított lebegtetést) követett, különben 0-t. Az 1. táblázatban két ország esetében már leolvasható módon megjelent a folyamatos tőkebeáramlás és a nulla közeli kamatláb alkalmazása is, amelynek kontrollálására eleve szükség volt.

<sup>5</sup> A kötvénypiaci hozamokra a monetáris politika mellett természetesen más tényezők is hatnak: az együttmozgásuk vagy épp divergenciájuk az adott piaci hangulat függvényeként, illetve a külföldi és belföldi finanszírozás arányának függvényében változik, mint ahogyan arra Czalleng [2019] is rámutatott.

Felmerülhet azonban annak a kérdése, hogy mennyiben rendelkezik a nem konvencionális eszköz tár az irányadó kamatlábhhoz hasonló, nem szándékolt, indirekt intervenciók hatásával [lásd a (6) modellt]. Elvégre ezeknek az eszközöknek a bevezetését a rövid lejáratú kamatok nulla közeli szintre csökkentését követően a további könnyítés szükségessége motiválta. Az összehasonlíthatóság kedvéért a modellbe bevontunk a nem konvencionális eszköztár használatáról tanúskodó két, a jegybanki mérleg szerkezetének átrendeződését  $[(L_t + S_t)/FX_t]$  és felfúvódását ( $MF\ddot{O}_t$ ) mérő változót:

$$\Delta e_t = \omega_t + \beta_1 \Delta (r_{t-1,d} - r_{t-1,f}) + \beta_2 \Delta PF_{t-1} + \beta_4 \Delta \frac{L_{t-1} + S_{t-1}}{FX_{t-1}} + \beta_5 \Delta MF\ddot{O}_{t-1} + \beta_3 D_t + \varepsilon_t. \quad (6)$$

Annak érdekében, hogy a makrováltozók által bevitt esetleges torzítást is kontrollálni lehessen – a kis, nyitott gazdaságokra vonatkozó kiegészített Taylor-szabály szerint (Svensson [2000], Taylor [1993], [2001]) –, a kibocsátási réssel (*output gap*) és az inflációs céltól vett eltéréssel egészítettük ki a (6) modellt [lásd a (7) modellt].

$$\Delta e_t = \omega_t + \beta_1 \Delta (r_{t,d} - r_{t,f}) + \beta_6 \Delta (\pi_t - \pi_t^*) + \beta_7 \Delta (y_t - y_t^*) + \beta_4 \Delta \frac{L_t + S_t}{FX_t} + \beta_5 \Delta MF\ddot{O}_t + \beta_3 D_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

ahol  $\pi_t$  jelöli az inflációt és  $\pi_t^*$  az inflációs célt, valamint Demir [2014] alapján  $y_t$  a – Hodrick–Prescott-filterrel ipari termelési indexből számított – outputot, valamint  $y_t^*$  a potenciális outputot. Az idősorok viszonylagos rövidege miatt e változók bevonásához ki kellett vennünk a portfóliótőke áramlását annak érdekében, hogy a regressziós modell futtatható maradjon. A differenciák ( $\Delta$ ) alkalmazását a regressziós modellekre jellemző stacioner bemenet követelménye teszi szükségessé minden esetben, míg a késleltetés szintjét ( $t = 0, 1$ ) a Sargan-teszt jelzései szerint választottuk meg, azonban kizárólag a rövid távú (éven belüli) hatásokra koncentrálna.

Munkánk során tehát a tőkeáramlással és diszkrecionális árfolyam-politikai lépésekkel kiegészített alapmodellt (5) hasonlítottuk össze a nem konvencionális monetáris politikai eszköztárat is tartalmazó kiegészített modellel (6), míg a monetáris politika számára lényeges makrováltozókkal bővített (7) változatnak kontrollszerepet szántunk. Az indirekt intervenciók képesség vizsgálata ugyanis a szakirodalomban nem jelent meg eddig ilyen formában, így ez tekinthető cikkünk legfőbb újdonságértékének.

Az ökonometriai elemzések elvégzése előtt bizonyos előfeltevéseket fogalmazhatunk meg a devizaárfolyamok változásának ( $\Delta e_t$ ) a modellekben felsorolt változókkal való kapcsolata tekintetében. Várható, hogy a kamatparitás  $\beta_1$  paramétere pozitív lesz, és a végső modellben is a legmagasabb lesz az értéke. A portfóliótőke áramlását ( $PF_t$ ) hagyományos keretek között a hozamprémium magyarázná, azonban a menedékdevizák esetében a tapasztalatok szerint negatív prémium mellett is folyamatos tőkebeáramlást tapasztalhatunk, így a MENEDÉKVALUTÁVAL RENDELKEZŐ jegybankcsoport esetében várható a  $\beta_2$  paraméter pozitív értéke. Az infláció ( $\pi$ ) növekedésére



a devizaárfolyamnak gyengüléssel kell reagálnia, így  $\beta_6 < 0$  paramétereket feltételezünk. Az output ( $y$ ) esetében nem fogalmazhatunk meg egyértelmű elvárásokat a  $\beta_7$  paraméter számára.

A nem konvencionális monetáris politika során megjelenő hitelezési és értékpapírpiazi programok  $[(L_t + S_t)/FX_t]$  a kamatpolitikát egészítik ki, így  $\beta_4 < 0$  paramétereket várunk. A mérlegfőösszeg növekedése (MFÖ) fakadhat a deviza gyengülése szerint átértékelődő devizatartalék növekedéséből, de ugyanígy a nem konvencionális eszköztár alkalmazása miatti bővülésből is – így a  $\beta_5$  paraméter hasonló előjelű, mint a  $\beta_4$ .

## Adatok és módszertan

### Adatok

Az előbbieken ismertetett modellek változóit forrásaik megjelölésével a 2. táblázat tartalmazza. Vizsgálatunk a 2007 első negyedétől 2018 első negyedéig terjedő intervallumot foglalja magában – amely a másodrendű válság kitörésétől kezdve a válságkezelés lecsengéséig terjedő időszakot reprezentálja –, szándékosan nem bevonva a kamatemelési várakozások megjelenésével jellemezhető késő 2018-as időszakot.

### 2. táblázat

A vizsgálathoz szükséges változók

Változó (2007. I. né.–2018. I. né.)	Forrás
Devizaárfolyamok SDR-ben denominálva ( $e_t$ )	Stooq.com
10 éves kötvényhozam ( $r_t$ )	Stooq.com
Ipari termelési index ( $y_t$ )	OECD, Eurostat
Portfóliótőke-áramlás (PF)	jegybankok honlapjai, Eurostat
Inflációs cél ( $\pi_t^*$ )	jegybankok honlapjai, Eurostat
Jegybanki mérlegfőösszeg növekedése (MFÖ)	jegybankok honlapjai
(Jegybanki hitelezés + Értékpapírok)/Devizatartalék (LSFX)	jegybankok honlapjai
Árfolyam-szabályozás kétértékű változója ( $D_t$ )	monetáris politikai jelentések

Forrás: saját szerkesztés.

Elemzéseink eredményváltozója, a *devizaárfolyamok* ( $d\_deviza$ ) tekintetében minden egyes jegybank nemzeti valutájának (euró, svájci frank, cseh korona, forint, zloty, svéd korona, dán korona) az SDR valutakosárral denominált árfolyamait vettük alapul. Az SDR denominátorként való választása melletti érvként azt kell kiemelnünk, hogy európai devizákhoz kapcsolódó összefüggéseket vizsgálunk, ahol a valutakosáron kívül más valutával, kulcsvalutával való összehasonlítás egy újabb jegybank monetáris tevékenységét is belevonná a kutatásba, ami torzító hatású lenne.

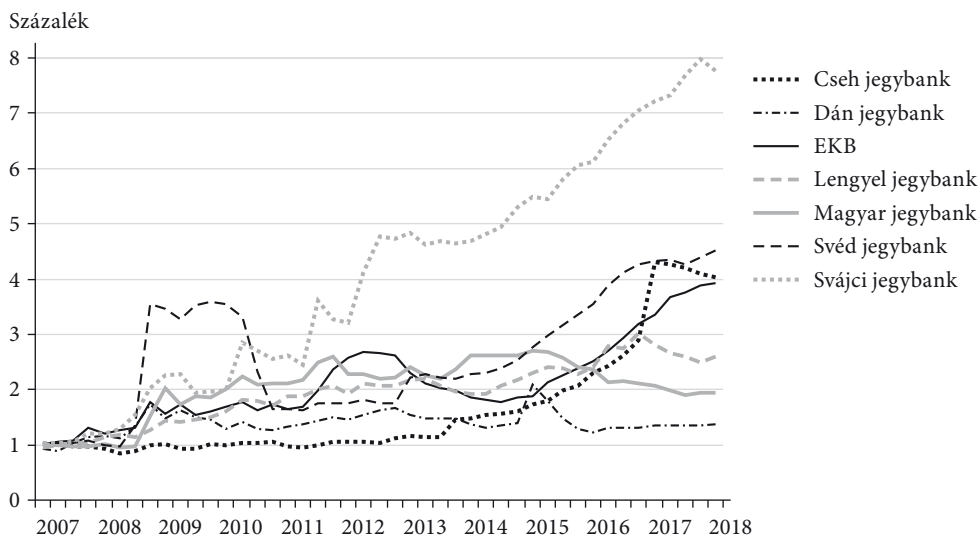
Modelljeink magyarázó változói: a *10 éves kötvényhozamok prémiumának* ( $d\_hozamprem$ ) alakulása a kamatlábak változását szemléltetik a modellekben.

A portfóliótőke áramlása ( $d_{PF}$ ) volt az egyik ismérv, amely alapján csoportosítottuk a jegybankokat, ami a menedékdevizák esetében komoly anomáliákat okozott. Mivel mindegyik jegybank inflációs célkövetés keretrendszerében működik, az inflációs céljaiktól való eltérések ( $d_{inflcel}$ ) is szerepelnek a modellek változói között. A kibocsátási rés ( $d_{outputgap}$ ) a Taylor-szabály változója, így a monetáris politikai döntéshozatal egyik tényezője is, amelynek kiszámításához az ipari termelési indexek Hodrick–Prescott-filterrel simított értékeit használtuk.

A nem konvencionális eszközök közül a mennyiségi lazítás és a jegybanki hitelprogramok hatásait vizsgáltuk, amelyek által modelljeinkbe bevontuk a jegybankok mérlegfőösszegének változását ( $d_{MFO\_base}$ ), valamint egy generált  $(L + S)/FX$  változót ( $d_{LSFX}$ ) is, amely a jegybank hiteleinek és értékpapírjainak az arányát mutatja a devizatartalékaihoz képest. A 1. ábrán látható, hogy a válságkezelésből adódóan a nem konvencionális monetáris politika bevezetésének időpontjához, 2007 első negyedévéhez mint bázishoz viszonyítva minden vizsgált jegybank mérlegfőösszege emelkedett, a jegybanki szerepvállalás intenzitásának, az országok különböző pénzügyi intézményrendszerének sajátosságaihoz igazodóan – ez indokolta tette a mérlegfőösszeg változásának bevonását a változók közé.

### 1. ábra

A vizsgált jegybankok mérlegfőösszegének változása, 2007 első negyedévéhez viszonyítva, 2007. I. né.–2018. I. né.

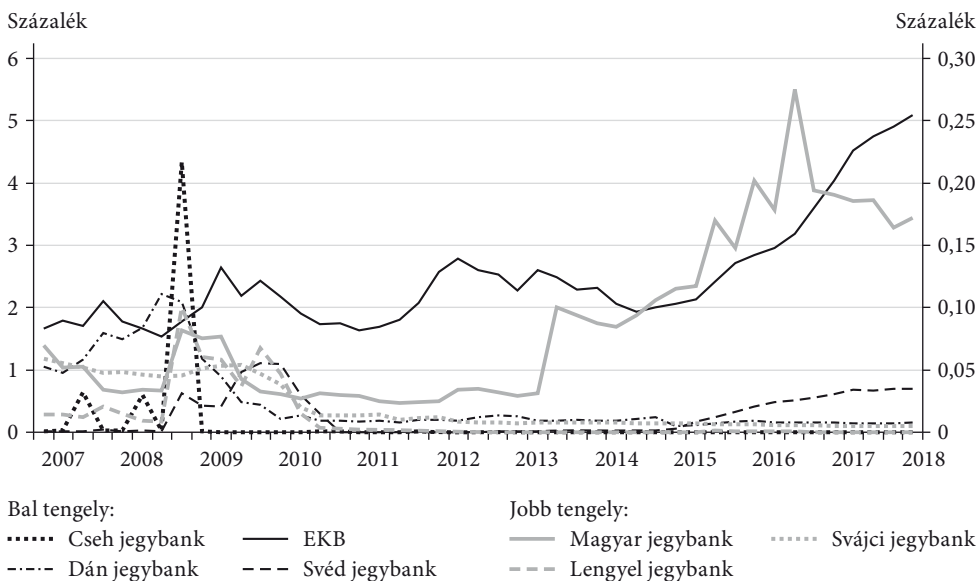


Forrás: saját szerkesztés, jegybanki mérlegadatok alapján.

A 2. ábra szemlélteti, hogy a vizsgált hét jegybank mérlegének szerkezete milyen változásokon ment át a vizsgált 11 éves időszakban, ahol többek között a jegybanki hitelprogramok és eszközvásárlási programok hatásait láthatjuk a jegybanki hitelállomány és értékpapír-állomány devizatartalékhoz viszonyított arányának  $[(L + S)/FX]$  alakulásán keresztül – mely mutatót szintén beemeltük kutatásunk változói közé.

## 2. ábra

A jegybanki hitelállomány és értékpapírok devizatartalékhoz viszonyított arányának alakulása a vizsgált jegybankok esetén, 2007 első negyedévéhez viszonyítva, 2007. I. né.–2018. I. né.



Forrás: saját szerkesztés, jegybanki mérlegadatok alapján.

A nem szokványos lépések elemzéséhez egy kétértékű változót (*arf\_dummy*) is bevezettünk – ha volt árfolyam-szabályozó jegybanki intézkedés, 1, ha nem volt, 0 értéket vesz fel –, ami által az árfolyam-szabályozások (cseh és svájci árfolyamrögzítés, illetve dán árfolyam-politika) hatását kódoltuk.

## Módszertan

Annak vizsgálatára, hogy mely tényezők hatottak a devizaárfolyamok változására, dinamikus panelregressziókat számítottunk GRETL programban. A dinamikus panelmodell módszerének alkalmazását indokoltta tette többek közt, hogy nagyszámú változóval dolgozunk, és az idősor viszonylag rövidebb.

Vizsgálataink során és az eredmények értékelésénél a panelmodelleknél gyakran alkalmazott Arellano–Bond-féle becslőmodell (Arellano–Bond [1991]) Blundell–Bond [1998] által módosított változatát követtük.<sup>6</sup>

<sup>6</sup> E modell alapja – amire Mátyás–Sevestre [2008] is rávilágított –, hogy az eredeti 1991-es módszer legfőbb problémái a paraméterbecslések pontatlansága és a robusztusság hiánya volt, ami egyrészt a differenciálásból, másrészt az instrumentumok regresszorokkal vett alacsony korrelációjából fakadtak. E problémák elkerülése miatt változtatott az alapbecslőmodellen Blundell–Bond [1998], és az általuk bevezetett panelbecslés további szükséges feltételeket vezetett be az eredeti modell feltételei mellé a torzítatlanság érdekében.

Ez utóbbi módosított modell esetén a dinamikus panel modell alapja egy AR(1) folyamat [lásd (8) egyenlet), amely esetén az  $y_{it}$  eredményváltozót a saját előző időszaki késleltetett értékével magyarázzuk, a fix hatással rendelkező panelregressziók számításánál használt  $\mu_i$  változó specifikus, továbbá  $v_{it}$  nulla középértékű korrelálatlan hibataragok alkalmazásának segítségével (*Blundell–Bond* [1998], *Wooldridge* [2010], *Park* [2011]).

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \mu_i + v_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T_i. \quad (8)$$

Ezek alapján a vizsgálatainkhoz alkalmazott, *Blundell–Bond* [1998] által is megfogalmazott dinamikus panelmodell az  $x_{it}$  magyarázó változók bevonását követően a következő:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x_{it} + \mu_i + v_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T_i \quad (9)$$

a következő feltételek kikötése mellett:

$$y_{it} = \beta x_{it} + f_i + \xi_{it}, \quad \text{ahol} \quad \xi_{it} = \alpha \xi_{it-1} + v_{it} \quad \text{és} \quad \mu_i = (1 - \alpha)f_i, \quad |\alpha| < 1. \quad (10)$$

A panelmodell becsléseinek érvényessége szempontjából fontos megvizsgálni a túlidentifikáltságot szintjét, amelyet esetükben a Sargan-tesztel mérhetünk. A Sargan-teszt nullhipotézise ( $p > 0,05$  értékek mellett) szerint a bevezetett instrumentális változók nem autokorrelálnak a reziduumokkal, azaz teljesül az exogenitás, a paraméterek becslésében nincs torzítás, mivel az instrumentumok optimálisak, ezáltal a modellspecifikáció megfelel a valóságnak – míg az alternatív hipotézise ( $p < 0,05$ ) teljesülése esetén autokorreláció van a  $v_{it}$  hibataragok első differenciái között (*Sargan* [1958], *Blundell–Bond* [1998]). Ahogy a későbbiekben látható, kapott eredményeink megfelelnek ennek a kritériumnak.

## Eredmények

A jegybankok csoportjai és a teljes minta esetén fennálló jelenségek vizsgálatára GRETL szoftverben dinamikus panelregressziókat futtattunk le, a magyarázó változók differenciálása mellett,<sup>7</sup> melynek eredményei jelentős eltéréseket mutattak a várt törvényszerűségek, tapasztalatok és korábbi szakirodalmi mérések által támasztott kimenetelek tekintetében.

### *A kiegészített kamatparitás vizsgálata*

Empirikus modelljeinket követve először megvizsgáltuk a teljes minta és a jegybankcsoportok esetében a kis, nyitott gazdaságokra vonatkozó változókkal kiegészített fedezetlen kamatparitás modelljét [lásd (5) egyenletet], amelynek eredményeit a 3. táblázat foglalja össze. Ennek vizsgálata során a devizaárfolyam alakulását a kamatlábak prémiuma, a portfóliótőke-áramlás és az árfolyamplafont reprezentáló kétértékű

<sup>7</sup> Az egységgyökpróba eredményeit a *Függelék F1. táblázata* tartalmazza. Ennek értelmében a be nemeti adatok stacionernek tekinthetők.

változó függvényeként írtuk fel. Eldönthető a (4) standard modellhez képest történő kiegészítés szükségessége és a modell érvényesülése.

### 3. táblázat

Kiegészített fedezetlen kamatparitás dinamikus panelregressziós becslése

	Teljes minta		Menedékvalutával rendelkezők		Visegrádi hármak		Mennyiségi lazítók	
	együttható	<i>p</i>	együttható	<i>p</i>	együttható	<i>p</i>	együttható	<i>p</i>
<i>d_deviza</i> (-1)	0,0497	0,3858	-0,0676	0,0000	-0,0208	0,0000	0,1004	0,0000
Konstans	0,0000	0,9862	-0,0003	0,1497	-0,0002	0,5201	-0,0005	0,4973
<i>d_hozamprem</i>	0,0823	0,0134	0,0007	0,0000	0,0134	0,2375	0,1121	0,3795
<i>d_PF</i>	-0,2016	0,4603	0,1136	0,0000	-0,0124	0,9262	-0,0773	0,5809
<i>arf_dummy</i>	-0,0382	0,4062	0,0090	0,0000	0,0039	0,4227	–	–
Sargan-próba <i>p</i> -értéke	–	0,1435	–	0,4888	–	0,296	–	0,3529

Forrás: saját szerkesztés.

A teljes mintát vizsgálva látható, hogy a vizsgált intervallumban a tízéves kötvényhozam prémiumának növekedése az összes valuta erősödését idézte elő egy negyedéven belül. A csoportok panelmodelljeinek elemzése után egyedül a MENEDÉKVALUTÁVAL RENDELKEZŐK (*safe haven*) csoportjában látható szignifikáns eredmény, ami azt mutatja, hogy mind a hozamprémium növekedése, mind a portfóliótőke-beáramlás, valamint az árfolyamplafon ténye a dán korona és a svájci frank erősödésével társult, minden más tényező változatlansága mellett. A VISEGRÁDI HÁRMAK és a MENNYISÉGI LAZÍTÓK csoportja esetében a szabály nem jelent meg.

Összegezve kijelenthető, hogy a kamatparitás elve nem teljesült a nem konvencionális monetáris politikák alkalmazása mellett a VISEGRÁDI HÁRMAK és a MENNYISÉGI LAZÍTÓK csoportja esetében a vizsgált rövid időtávon, viszont a tőkebeáramlással és devizaerősődéssel érintett svájci és dán jegybankok esetében már működött. Kérdés tehát, hogy a kamatparitás-modell kiterjesztésének csak a MENEDÉKVALUTÁVAL RENDELKEZŐK esetében van-e értelme, mert a teljes mintán már csupán a hozamprémium bizonyult szignifikánsnak, ami megfelel a standard modellnek. E kérdések miatt szükség van az (5) modell további, nem konvencionális eszköztárral történő kiegészítésére [(6) modell] is.

#### *A nem konvencionális eszköztár vizsgálata*

A kamatparitás érvényesült a teljes minta esetében, illetve a MENEDÉKVALUTÁVAL RENDELKEZŐK csoportja esetében kiegészült a tőkeáramlásokkal és a diszkrecionális árfolyam-politikai lépésekkel. Kérdéses azonban, hogy milyen eredményre jutunk, ha a nem konvencionális eszköztár alkalmazását is hozzáadjuk a vizsgálathoz, amit

a (6) modell írt le (4. táblázat). Diagnosztikai okok miatt ebben az esetben szükség volt még egy negyedévnyi visszatekintés alkalmazására, de a teljes vizsgálat időhorizontja így is csupán fél évet fog át, így elemzésünk továbbra is rövid távú marad.

4. táblázat

Végső modell dinamikus panelregressziós becslése

	Teljes minta		Menedékvalutával rendelkezők		Visegrádi hármak		Mennyiségi lazítók	
	együttható	p	együttható	p	együttható	p	együttható	p
<i>d_deviza(-1)</i>	-0,0247	0,6804	-0,1062	0,0000	-0,1297	0,0000	-0,2752	0,0000
Konstans	-0,0001	0,8729	-0,0004	0,1174	-0,0003	0,5517	-0,0012	0,4912
<i>d_hozamprem</i>	0,0941	0,0035	-0,0006	0,0005	0,0055	0,6144	0,1891	0,0533
<i>d_hozamprem(-1)</i>	-0,0138	0,6742	0,0082	0,0856	0,0098	0,0000	0,0494	0,0002
<i>d_LSF</i>	-0,0158	0,6253	0,0018	0,0000	-0,0520	0,0000	0,5421	0,1076
<i>d_LSF(-1)</i>	-0,0583	0,0708	0,0038	0,0000	-0,0233	0,0000	0,0893	0,0000
<i>d_PF</i>	0,0343	0,8958	0,1401	0,0000	-0,3016	0,0383	0,0775	0,4725
<i>d_PF(-1)</i>	0,0076	0,9763	0,1776	0,0000	0,2820	0,1792	0,0036	0,9283
<i>d_MFO_base</i>	-0,2773	0,0000	-0,0176	0,0000	0,0067	0,0973	-0,6992	0,0000
<i>d_MFO_base(-1)</i>	-0,0599	0,2366	-0,0062	0,0000	0,0053	0,1996	-0,2544	0,0000
<i>arf_dummy</i>	-0,0087	0,9306	0,0249	0,0000	-0,0411	0,0000	-	-
<i>arf_dummy(-1)</i>	0,0171	0,8652	-0,0141	0,0000	0,0471	0,0000	-	-
Sargan-próba	-	0,2739	-	0,452	-	0,2882	-	0,3598
<i>p-értéke</i>								

Forrás: saját szerkesztés.

A hozamprémium alakulása tisztán felértékelő hatással volt a devizák értékére mind a teljes mintában, mind az egyes jegybankcsoportok esetében – vizsgálatához tehát szükség volt az újabb változók bevonására is. Ezenkívül csak a nem konvencionális monetáris politikát reprezentáló tényezőknek (az *LSFX* változónak és a jegybanki mérlegfőösszeg változásának) egy negyedéven belüli árfolyamváltozást előidéző hatása volt kimutatható minden esetben. Előjelük váltakozása a vizsgált alminták különböző profiljából adódhat. A nem konvencionális eszközöket tömegesen alkalmazó jegybankok esetében mindkét tényező változása devizaleértékelő hatást mutatott a vizsgált időszakban, míg a MENEDÉKVALUTÁVAL RENDELKEZŐK csoportja esetében fordított hatás is érvényesült.

A MENEDÉKVALUTÁVAL RENDELKEZŐ jegybankok mintáján a teljes modell szignifikánsnak bizonyult: megállapítható az eszközvásárlások, hitelprogramok devizafelértékelő hatása, míg a jegybanki mérleg növekedésének devizaleértékelő szerepe a devizapiaci intervenciókból fakadhat. E csoportban, valamint a VISEGRÁDI HÁRMAK jegybankjai esetében a deviza árfolyamának változásában szerepet kapott a portfóliótőke-befektetések jelentőségének elfogadása, ami a dán korona és a svájci frank árfolyamát erősítette, míg a cseh koronát, a forintot és a zlotyt leértékelte. Az érintett

jegybankok a vizsgált időszakban kockázatkerülő befektetői mentalitást tükröző tőkebeáramlásokkal szembesültek, aminek a nyomait láthattuk.

A visegrádi országok esetében a nem konvencionális eszközök sokkal később terjedtek el, és arányaiban kevésbé jártak a mérlegszerkezet átrendeződésével, illetve a mérlegfőösszeg felfúvódásával. Mindazonáltal látható, ahogyan negyedéves visszatekinvésben a másik két jegybankcsoporttal ellenkező előjelű hatást gyakoroltak a deviza árfolyamának változására. Emellett kiemeljük, hogy hármuk közül az egyedül Csehországban alkalmazott árfolyamplafon támogatta a másik két deviza árfolyamát is. Továbbá sikerült kimutatnunk a nem konvencionális monetáris politikát alkalmazó EKB és a svéd jegybank esetében a mérlegfőösszeg-változás leértékelő és az eszközvársárlások gyengébb devizaerősítő – devizaárfolyamra gyakorolt – hatását.

A (6) modell kapcsán a következő észrevételeket tehetjük: a kamatparitás  $\beta_1$  paramétere minden csoportban és a teljes mintán is szignifikánsnak bizonyult, de nem ez volt a legjelentősebb változó. A portfólióitőke áramlása két csoportban (MENEDEKVALUTÁVAL RENDELKEZŐK, VISEGRÁDI HÁRMAK) sokkal lényegesebbnek bizonyult, azonban a  $\beta_2$  paraméter előjele negyedévenként változott. Az infláció növekedésének hatása egyedül a VISEGRÁDI HÁRMAK jegybankjai esetében volt mérhető, ahol a devizák a várakozásokkal ellentétesen erősödéssel reagáltak a specifikus modellekben. A nem konvencionális monetáris politika során megjelenő hitelezési és értékpapírpiaci programok a kamatpolitikát egészítik ki, így  $\beta_4 < 0$  paramétereket vártunk, ami a VISEGRÁDI HÁRMAK csoportjában és a teljes mintán teljesült, viszont eltérés, hogy a MENEDEKVALUTÁVAL RENDELKEZŐK és a MENNYISÉGI LAZÍTÓK jegybankjai pozitív értéket vettek fel. A mérlegfőösszeg növekedése fakadhat a deviza gyengülése miatt átértékelődő devizatartalék növekedéséből (például a lengyel és a magyar jegybank esetében), de ugyanígy a nem konvencionális eszköztár alkalmazása miatti bővülésből (például az EKB esetében) – így a  $\beta_5$  paraméter értéke a  $\beta_4$ -hez hasonló előjelűnek volt várható. Ez az egyezés meglepő módon egyedül a teljes minta regressziója esetében érvényesült, de a jegybankcsoportok almintái esetében a két paraméter ellentétes előjellel szerepelt, ami meglepő eredmény.

Hasonló eredményekre jutottunk, amikor bevontuk a monetáris politika szempontjából releváns makrováltozókat is, ezeket az eredményeket a *Függelék F2. táblázata* foglalja össze. A hozamprémium hatását csak a teljes mintán és a MENNYISÉGI LAZÍTÓK csoportjában lehetett kimutatni, míg a nem konvencionális eszköztár használata a VISEGRÁDI HÁRMAK és a MENNYISÉGI LAZÍTÓK esetében bizonyult szignifikánsnak. Ezzel szemben, míg a mérlegfőösszeg bővülése minden mintában szerepelt, addig az árfolyam-politikai lépések csak az egyik (MENEDEKVALUTÁVAL RENDELKEZŐK) almintában. A várakozásoknak megfelelően az inflációs céltól vett eltérés változása nem jelent meg (kivéve a VISEGRÁDI HÁRMAK csoportját), annál inkább a kibocsátási rés változása, ami jól mutatja a recesszió természetét. A jegybankok ebben az esetben pontosan megfeleltek annak a jogszabályi mandátumuknak, hogy az elsődleges (inflációs) céljuk veszélyeztetése nélkül élénkíthetik a kibocsátást és a foglalkoztatást.

A (6) és a (7) modell összevetése azt sugallja, hogy szükséges a nem konvencionális eszköztár alkalmazása a devizapiaci árfolyam-modellezéshez, miután hatékonyan

kiegészítette a kamatparitás standard leírását. Figyelembe kell azonban venni az egyes országok sajátosságait, miután a piaci szereplők kockázatvállaló hajlandósága és így a tőkeáramlás, valamint a válságkezelési lépések komoly különbségeket mutattak.

## Összefoglalás

A nem konvencionális eszköztár korai irodalmában felléptek olyan félelmek, amelyek egy későbbi stagflációt vetítettek előre. Szerencsés módon ezek a várakozások alaptalannak bizonyultak az elmúlt egy évtized során, azonban a jegybankok eszköztárának expanziója megakadályozta egy az 1929-eshez hasonló deflációs válság kibontakozását.

Tanulmányunkban a nem konvencionális monetáris politikák megjelenése által teremtett gazdasági környezet devizaárfolyamokra gyakorolt hatásait vizsgáltuk európai, nem euróövezeti tagországok jegybankjai, valamint az Európai Központi Bank mintáján. Kutatásunk annak vizsgálatára irányult, hogy az új eszköztár alkalmazása, illetve nullakamat-politika mellett mely tényezők befolyásolták a devizaárfolyamok alakulását: kell-e és lehet-e újabb változók bevonása a kamatparitás modelljébe?

Az elemzésünk tárgyát képező hét jegybank esetében megfigyelhető volt a korábbinál jóval intenzívebb jegybanki szerepvállalás a különböző országok változatos pénzügyi intézményrendszerének sajátosságaihoz igazodóan, valamint a legtöbb vizsgált nem konvencionális jegybank esetében megfigyelhető volt a monetáris eszköztár aktív oldali szabályozásába való gyors átmenet, a direkt eszközök alkalmazása – mint például az árfolyamplafon alkalmazása a svájci, majd a cseh nemzeti bank esetében, viszont emellett az indirekt eszközök is több esetben fontosak maradtak.

Monetáris politikai lépéseik tanulmányozását követően három csoportra osztottuk a jegybankokat, annak tükrében, hogy mely nem szokványos eszközök alkalmazását részesítették előnyben, illetve az országaikba áramló portfóliótőke-befektetések és a kockázati kamatprémium kapcsolatának alakulásától függően. A következő jegybankcsoportokat kaptuk: MENNYISÉGI LAZÍTÓK (EKB, svéd jegybank), MENEDÉK-DEVIZÁVAL RENDELKEZŐK (svájci és dán jegybank) és a VISEGRÁDI HÁRMAK (cseh, lengyel és magyar jegybank).

Kutatásunk empirikus részében a modellek teszteléséhez – a teljes mintára, valamint jegybankcsoportokra – dinamikus panelregressziókat illesztettünk a rövid távú, negyedéves hatások megfigyelésére, a 2007 első negyedéve és 2018 első negyedéve közötti intervallumban. Elsőként a kiegészített kamatparitás teljesülését vizsgáltuk, amelynek eredménye alapján kijelenthető, hogy a nem konvencionális monetáris politika alkalmazása mellett a kamatparitás elve egyedül a MENEDÉKVALUTÁVAL RENDELKEZŐ svájci és dán jegybank esetében teljesült, valamint a teljes mintán kimutatható volt a hozamprémium egyedüli devizafelértékelő hatása. A további modellekbe a nem konvencionális eszköztár alkalmazását is beemeltük, amelyet a jegybanki eszközállomány átrendeződésén (*LSFX*) és a mérlegfőösszeg összetített emelkedésén keresztül ragadtunk meg – ezek jobb magyarázó változóknak bizonyultak a kamatprémiumnál is. Munkánk fő újdonságának azt tartjuk, hogy



kimutattuk a tőkeáramlások kamatprémiumtól független szerepét, valamint azt, hogy a nem konvencionális eszköztár alkalmazásának foka szintén megkerülhetetlen változót jelent a devizaárfolyamok változásának vizsgálatában. Hangsúlyoznunk kell azonban, hogy a nem konvencionális eszközök bevezetésével a jegybankok célja nem az árfolyamok szabályozása volt, csupán egyfajta mellékhatásukként jelentkezett a devizák erősödése, illetve gyengülése. E tényezők figyelembevétele fontos lehet a további monetáris politikai lépések meghozatalánál.

A további kutatások során több lehetséges kérdés megválaszolása is fontos lehet, például: a vizsgált nem konvencionális eszközök mellett a többi unortodox eszköz gyakorolt-e, és ha igen, milyen irányú, mértékű hatást a devizaárfolyamok alakulására? Más szemszögből történő elemzés esetében az EKB nem konvencionális lépéseinek a nem euróövezeti EU-tagországokra átgyűrűző hatását is érdemes lenne megvizsgálni, valamint további érdekes terület a jelenleg lassan zajló nem konvencionális kilépések következményeinek modellezése.

### *Hivatkozások*

- ARELLANO, M.–BOND, S. [1991]: Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, Vol. 58. No. 2. 277–297. o. <https://doi.org/10.2307/2297968>.
- BEKAERT, G.–ENGSTROM, E.–XING, Y. [2009]: Risk, uncertainty, and asset prices. *Journal of Financial Economics*, Vol. 91. No. 1. 59–82. o. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.01.005>.
- BERNANKE, B. S.–REINHART, V. R. [2004]: Conducting monetary policy at very low short-term interest rates. *American Economic Review*, Vol. 94. No. 2. 85–90. o. <https://doi.org/10.1257/0002828041302118>.
- BLUNDELL, R.–BOND, S. [1998]: Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, Vol. 87. No. 1. 115–143. o. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00009-8).
- BLUWSTEIN, K.–CANOVA, F. [2016]: Beggar-thy-neighbor? The international effects of ECB unconventional monetary policy measures. *International Journal of Central Banking*, Vol. 12. No. 3. 69–120. o.
- CALVO, G. A. [1998]: Capital flows and Capital-market Crises: the simple economics of sudden stops. *Journal of Applied Economics*, Vol. 1. No. 1. 35–54. o. <https://doi.org/10.1080/15140326.1998.12040516>.
- CZECZELI VIVIEN [2017]: Az EKB mennyiségi lazítási programjának tapasztalatai. *Európai Tükör*, 20. évf. 1 sz. 103–126. o.
- CZELLENG ÁDÁM [2019]: A visegrádi országok pénzügyi integrációja: a részvény- és kötvénypiaci hozamok, valamint a volatilitás együttmozgásának vizsgálata wavelet és kopula tesztekkel. *Statisztikai Szemle*, 97. évf. 4. sz. 347–363. o. <https://doi.org/10.20311/stat2019.4.hu0347>.
- CSORTOS ORSOLYA–LEHMANN KRISTÓF–SZALAI ZOLTÁN [2014]: Az előretékintről iránymutatás elméleti megfontolásai és gyakorlati tapasztalatai. *MNB Szemle*, 9. évf. 12. sz. 45–55. o.
- DEMIR, I. [2014]: Monetary policy responses to the exchange rate. Empirical evidence from the ECB. *Economic Modelling*, Vol. 39. 63–70. o. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.02.024>.

- FELCSER DÁNIEL–SOÓS GÁBOR DÁNIEL–VÁRADI BALÁZS [2015]: A kamatcsökkentési ciklus hatása a magyar makrogazdaságra és a pénzügyi piacokra. *Hitelintézeti Szemle*, 14. évf. 3. sz. 39–59. o.
- GAMBACORTA, L.–HOFMANN, B.–PEERSMAN, G. [2014]: The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 46. No. 4. 615–642. o. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12119>.
- HABIB, M. M.–STRACCA, L. [2012]: Getting beyond carry trade: What makes a safe haven currency? *Journal of International Economics*, Vol. 87. No. 1. 50–64. o. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.12.005>.
- HERGER, N. [2016]: Panel Data Models and the Uncovered Interest Parity Condition: The Role of Two-Way Unobserved Components. *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 21. No. 3. 294–310. o. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1552>.
- IM, K. S.–PESARAN, M. H.–SHIN, Y. [2003]: Testing for Unit Root in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, Vol. 115. No. 1. 53–74. o. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7).
- JOYCE, M.–MILES, D.–SCOTT, A.–VAYANOS, D. [2012]: Quantitative easing and unconventional monetary policy – an introduction. *Economic Journal*, Vol. 122. No. 564. F271–F288. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2012.02551.x>.
- KIRÁLY JÚLIA [2017]: A jegybankmérés mint a monetáris politika tükré. *Köz-Gazdaság*, 12. évf. 2. sz. 101–113. o.
- KIRÁLY JÚLIA [2018]: Pieces of a Puzzle. A Concise Monetary History of the 2008 Hungarian Financial Crisis. *Acta Oeconomica*, Vol. 68. No. 2. 143–163. o.
- KISS ÁRON–SZILÁGYI KATALIN [2014]: Miért más ez a válság, mint a többi? Az adósságépítés szerepe a nagy recesszióban. *Közgazdasági Szemle*, 61. évf. 9. sz. 949–974. o.
- KOMLÓSSY LAURA [2017]: A nem-hagyományos monetáris politikai eszközök nemzetközi és hazai tapasztalatai. Szakmai cikk, Magyar Nemzeti Bank, Budapest, <https://www.mnb.hu/letoltes/komlossy-laura-a-nem-hagyomanyos-monetaris-politikai-eszkozok-nemzetko.pdf>.
- KOOL, C. J.–THORNTON, D. L. [2012]: How Effective Is Central Bank Forward Guidance? Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper, No. 063A, <https://doi.org/10.20955/wp.2012.063>.
- KREKÓ JUDIT–BALOGH CSABA–LEHMANN KRISTÓF–MÁTRAI RÓBERT–PULAI GYÖRGY–VONNÁK BALÁZS [2012]: Nemkonvencionális jegybanki eszközök alkalmazásának nemzetközi tapasztalatai és hazai lehetőségei. *MNB-tanulmányok*, 100. <https://www.mnb.hu/letoltes/mt100.pdf>.
- LEWIS, V.–ROTH, M. [2015]: The financial market effects of the ECB's balance sheet policies. Discussion Paper Series, Center for Economic Studies, KU Leuven, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2671763>.
- MÁTYÁS LÁSZLÓ–SEVESTRE, P. [2008]: *The Econometrics of Panel Data. Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*. Third edition, Springer, Berlin, <https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1>.
- MNB [2012]: Monetáris politikai fogalomtár. Magyar Nemzeti Bank, Budapest, <https://www.mnb.hu/letoltes/monetaris-politikai-fogalomtar-2012-hu.pdf>.
- NEELY, C. J. [2015]: Unconventional monetary policy had large international effects. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 52. 101–111. o. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.11.019>.
- PARK, H. M. [2011]: Practical Guides to Panel Data Modeling: A Step-by-Step Analysis Using Stata. Tutorial Working Paper. International University of Japan, Minami Uonuma.

- PELLE ANITA–VÉGH MARCELL ZOLTÁN [2019]: Hogyan változott az euróövezet a kezdetek óta? Pénzügyi Szemle, 64. évf. 1.sz. 127–145. o.
- RAMANATHAN, R. (szerk.) [2003]: An Introduction to data envelopment analysis: A tool for performance measurement. SAGE Publications, Újdelhi.
- RANALDO, A.–SÖDERLIND, P. [2009]: Safe Haven Currencies. Review of Finance, Vol. 14. No. 3. 385–407. o. <https://doi.org/10.1093/rof/rfq007>.
- SÁGI JUDIT [2018]: Hitelgaranciák. Jura, 24. évf. 1. sz. 411–418. o.
- SARGAN, J. D. [1958]: The estimation of economic relationships using instrumental variables. Econometrica, Vol. 26. No. 3. 393–415. o. <https://doi.org/10.2307/1907619>.
- SINGER, M. [2015]: Unconventional Policies of Central Banks in Europe in the Period of Disinflation. 4th Annual Research Conference, Skopje, FYR Macedonia. Konferencia-előadás, április 23. [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/en/public/galleries/media\\_service/conferences/speeches/download/singer\\_20150423\\_skopje.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/en/public/galleries/media_service/conferences/speeches/download/singer_20150423_skopje.pdf).
- SVENSSON, L. E. O. [2000]: Open-Economy Inflation Targeting. Journal of International Economics, Vol. 50. No. 1. 155–183. o. [https://doi.org/10.1016/s0022-1996\(98\)00078-6](https://doi.org/10.1016/s0022-1996(98)00078-6).
- TAYLOR, J. B. [1993]: Discretion versus policy rules in practice. Megjelent: Carnegie-Rochester conference series on public policy. North-Holland, Vol. 39. 195–214. o. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-1](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-1).
- TAYLOR, J. B. [2001]: The role of the exchange rate in monetary-policy rules. American Economic Review, Vol. 91. No. 2. 263–267. o. <https://doi.org/10.1257/aer.91.2.263>.
- VONNÁK BALÁZS [2006]: A magyarországi monetáris transzmissziós mechanizmus fő jellemzői. Közgazdasági Szemle, 53. évf. 12. sz. 1155–1177. o.
- WOOLDRIDGE, J. M. [2010]: Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

## Függelék

### F1. táblázat

Az egységgyökpróba (*Im* és szerzőtársai [2003]) eredményei

PANEL		EGYEDI ADF-PRÓBA <i>p</i> -ÉRTÉKEI	
<i>t</i> -próba	–18,0945	<i>d_deviza</i>	0,0100
<i>W</i> -próba	–51,0158	<i>d_hozamprem</i>	0,0100
<i>W</i> -próba <i>P</i> -értéke	0,0000	<i>d_inflcél</i>	0,0100
<i>Z</i> -próba	–51,8262	<i>d_outputgap</i>	0,0100
<i>Z</i> -próba <i>P</i> -értéke	0,0000	<i>d_PF</i>	0,0100
DF-próba <i>t</i> -értékei	–17,6267	<i>d_LSFx</i>	0,0100
DF-próba <i>Z</i> -értékei	–50,3622	<i>d_MFO-base</i>	0,0100
DF-próba <i>Z</i> -teszt <i>P</i> -értéke	0,0000		

Megjegyzés: a  $p < 0,05$  értékek elvetik az egységgyök jelenlétét, 1 késleltetés mellett.

Forrás: saját számítás.

F2. táblázat

Jegybanki hitelprogramok és eszközvásárlások dinamikus panelregressziós becslése makrováltozók bevonásával

Változó	Teljes minta		Menedékvalutával rendelkezők		Visegrádi hármak		Mennyiségi lazítók	
	együttható	<i>p</i>	együttható	<i>p</i>	együttható	<i>p</i>	együttható	<i>p</i>
<i>d_deviza</i> (-1)	-0,0325	0,3723	-0,0903	0,0000	-0,1291	0,0024	-0,1347	0,1504
Konstans	-0,0005	0,4739	-0,0003	0,168	-0,0004	0,3728	-0,0018	0,3396
<i>d_hozamprem</i>	0,1037	0,0860	-0,0038	0,2543	0,0254	0,2377	0,1865	0,0016
<i>d_inflcel</i>	0,0104	0,4874	0,0043	0,234	0,0174	0,0523	-0,0429	0,3287
<i>d_outputgap</i>	0,0244	0,0863	-0,0007	0,246	0,0101	0,0838	0,0429	0,0232
<i>d_LSF</i>	0,0205	0,442	-0,0023	0,3929	-0,0343	0,0000	0,5911	0,0000
<i>d_MFO_base</i>	-0,2674	0,0175	-0,0031	0,0000	0,0243	0,0416	-0,6571	0,0000
<i>arf_dummy</i>	0,0002	0,9881	0,0082	0,0000	-0,0019	0,2862	-	-
Sargan-próba <i>p</i> -értéke	-	0,2161	-	0,4017	-	0,4355	-	0,6138

Megjegyzés: a szürke háttérű cellákban 10 százalékos szinten szignifikáns értékek.

Forrás: saját szerkesztés.