

# Az euro és a forint készpénztartási hányadát alakító tényezők – a megtakarítási készpénzkereslet térnyerése az ezredfordulótól\*

Bódi-Schubert Anikó – Ritzlné Kazimir Ildikó

*Tanulmányunkban áttekintjük a forint és az euro megtakarítási célú készpénzkeresletét alakító tényezőket a készpénztartási hányad vizsgálatán keresztül. A készpénztartási hányad a forint és az euro esetében is növekvő tendenciát mutat, ami a készpénzes megtakarítások növekedését jelzi. Eredményeink szerint a megtakarítási készpénzkeresletet hosszú távon a vagyon és a hozamok klasszikus változói mellett a bizonytalanság, a pénzügyi szolgáltatások ára és az intézményi környezet változása határozza meg. Rövid távon elsősorban a bizonytalanság változása és a rövid távú kamatok alakulása a domináns. A válságok kialakulása, valamint az intézményi környezet hirtelen változásai rövid távon sokszerű, nagymértékű növekedést okoznak a készpénztartási hányad alakulásában mindkét valuta esetén.*

**Journal of Economic Literature (JEL) kódok:** E12, E41, E58, E71

**Kulcsszavak:** készpénzkereslet, hibakorrekciós modell, bizonytalanság, készpénztartási hányad

## 1. Bevezetés

A készpénz összetett szerepet tölt be a gazdaságban: fizetőeszközként árukat és szolgáltatásokat vásárolhatunk vele, ezt nevezzük tranzakciós pénzkeresletnek, valamint a gazdaság szereplői megtakarításaik egy részét készpénzben tartják, ezt vagyontartási vagy felhalmozási motivációként tarthatjuk számon (Odorán – Sisak 2008). Tanulmányunk fókuszában alapvetően a megtakarítási célú készpénzkereslet alakulásának vizsgálata áll a forint, valamint a közös európai pénznem, az euro esetén. A digitalizáció térnyerésével és az elektronikus fizetések terjedésével a készpénz iránti kereslet csökkenésének prognosztizálása általános volt az elmúlt évtizedekben, a készpénzállomány növekedése a világ legtöbb országában mégis napjainkig jellemző tendencia maradt, a látszólag ellentmondásos folyamat számos kutatást inspirált, amelyek közül némelyik a fogyasztói magatartás mikroszintű elemzéséből indul ki,

\* A jelen kiadványban megjelenő írások a szerzők nézeteit tartalmazzák, ami nem feltétlenül egyezik a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontjával.

Bódi-Schubert Anikó: Magyar Nemzeti Bank, főosztályvezető. E-mail: schuberta@mnb.hu  
Ritzlné Kazimir Ildikó: Magyar Nemzeti Bank, vezető készpénzpolitikai szakértő. E-mail: ritzlnekazii@mnb.hu

A magyar nyelvű kézirat első változata 2023. június 6-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.25201/HSZ.22.3.67>

vagy makroszempontról magyarázza a folyamatot (Bagnall et al. 2016; Fujiki 2020; Rösl – Seitz 2022). Ez a trend az elektronikus fizetések terjedésének jelentősebb lendületet adó Covid19-járvány miatti lezárásokat követően is megfigyelhető maradt (MNB 2022). Hazánkban 2019 és 2020 között az online pénztárgépeken keresztül lebonyolított készpénzes tranzakciók értéke 13,6 százalékkal csökkent, miközben a forgalomban lévő készpénz mennyisége 9,9 százalékkal emelkedett. Így a fogyasztási célú, jövedelemtől függő tranzakciós pénzkereslet<sup>1</sup> elmélete (Fisher 1912) az elmúlt időszakok jelentős készpénzkereslet-növekedését nem magyarázza.

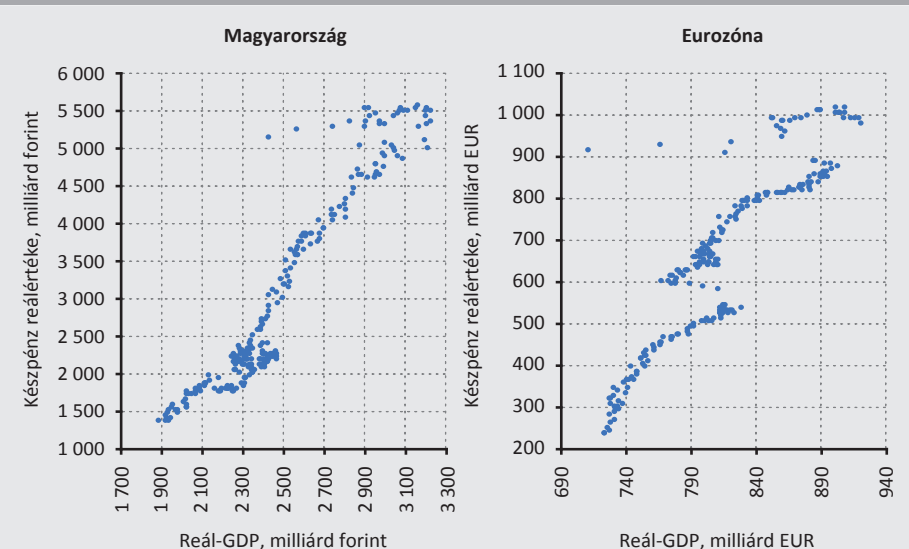
Kutatásunk fókusza a feltételezhetően egyre markánsabbá váló, azonban közvetlenül nem megfigyelhető megtakarítási célú készpénzkereslet motivációinak a feltárása. A téma vizsgálatát azért is fontosnak tartjuk, mert ahhoz, hogy megfelelő szakpolitikai intézkedéseket hozhassanak akár a különböző megtakarítási ösztönzőket, akár a forgalomban levő készpénzállomány befolyásolását érintően, szükséges tisztán látni, milyen tényezők mozgatják a megtakarítási készpénzkereslet alakulását.

A kérdőíves felmérések a téma rendkívüli érzékenysége miatt a készpénzes megtakarítás gyakoriságára és mennyiségére nem adnak megbízható eredményt. A megtakarítási célú készpénzkereslet implicit meghatározására több módszer is rendelkezésre áll, ilyen például a bankjegyek elhasználódásának, s az egyes címletek forgási sebességének vizsgálata, illetve az elektronikus tranzakciók alakulásának és a háztartások fogyasztásának az összehasonlítása (Végső 2020). Az általunk alkalmazott módszer Dreger és Wolters (2009) megközelítésén alapul. Gondolatmenetük szerint olyan gazdaságban, ahol a fizetési preferenciák állandóak, kizárólag tranzakciós célú készpénzkereslet létezik, a készpénzkereslet jövedelemrugalmassága egységnyi, más-ként kifejezve a pénz forgási sebessége, illetve reciproka, a készpénztartási hányad állandó. Amennyiben viszont a készpénztartási hányad nem konstans, az implicit a készpénz nem tranzakciós célú keresletét fejezi ki.

A készpénzkereslet megtakarításokban betöltött jelentőségét az 1. ábra jól szemlélteti.

---

<sup>1</sup>Érdemesnek tartjuk megjegyezni, hogy Fisher itt nem kizárólag készpénzről, hanem általában vett pénzmennyiségről beszél, ahol a javak nominális kereslete kizárólag a gazdaságban levő pénz mennyiségének függvénye.

**1. ábra****A készpénz mennyiség és a GDP reálértékének alakulása Magyarországon és az eurozónában 2001–2022, ill. 2002–2022**

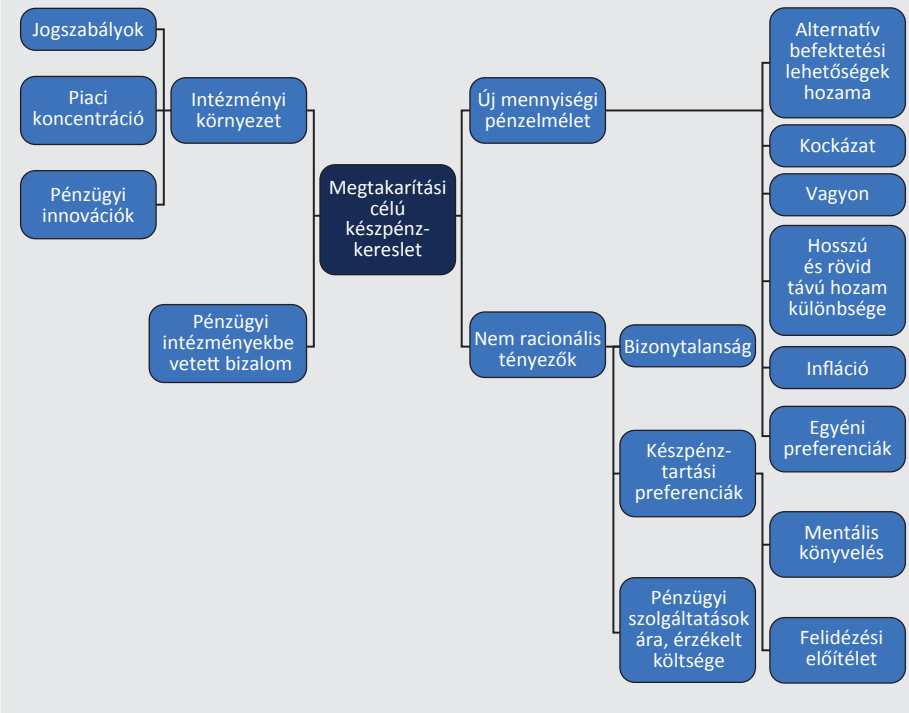
Megjegyzés: Havi adatok, bázisév: 2010.

Forrás: Magyar Nemzeti Bank (MNB), Európai Központi Bank (EKB) és Központi Statisztikai Hivatal (KSH) alapján számítva

Az 1. ábrán látható, hogy a reál-készpénzmennyiség és reáljövedelem (reál-GDP) közötti kapcsolat korántsem stabil, hanem strukturális törésekkel szabdalt, ami a megtakarítási készpénzkereslet jelentőségére és változására utal. A strukturális töréseket Magyarországon 2003–2004 fordulóján, a 2008-as válság és helyreállítás kapcsán, illetve a 2020. márciust követő időszakban figyelhetjük meg, az eurozónában szintén a 2008–2009-ben jelentkező gazdasági válság, illetve 2020-ban a Covid19 okozta krízis nyomán jelentkeznek a strukturális törések.

Az 1. ábrán látható törések és eltérő meredekségű szakaszok alakulása a megtakarítási készpénzkeresletre ható tényezőkkel magyarázhatók, ezeket a 2. ábrán foglaltunk össze, amely kutatásunk koncepcionális modelljét ábrázolja.

**2. ábra**  
**A megtakarítási célú készpénzkeresletet befolyásoló tényezők**



A készpénztartási preferenciák alatt a készpénzben tartott megtakarításokat magyarázó – klasszikus közgazdasági megközelítést alkalmazva – nem racionális magatartásformákat értjük. A háztartások pénzügyi döntéseire sokszor inkonzisztens, nem racionális attitűdök jellemzőek. Ilyen a mentális könyvelés, amikor különböző célokra előre meghatározott összeget különítenek el az emberek. Ez leginkább készpénzben valósul meg, mivel materializált formában a fogyasztók könnyebben átlátják és képesek kontrollálni döntéseiket, míg elektronikus fizetési módok választása esetén nagyobb a valószínűsége az ún. túlköltekezésnek (Raghubir – Srivastava 2008). A különböző mentális „számlák” értékelése nem azonos, függ a céltól és a forrástól is (Thaler 1985). A nem racionális fogyasztói viselkedés további tipikus jellemzője az, amikor a gazdasági szereplők egy korábbi döntést igazolva kitaranak egy ésszerűtlen magatartás mellett. A felidézési előítéletnek megfelelően a szokatlan, rendkívüli események a valóságosnál gyakoribbnak tűnnek. Ezért lehetséges, hogy a pénzügyi szektorral kapcsolatos korábbi negatív tapasztalatok vagy hírek még évtizedekig érzetetik hatásukat (Hámori 2003).

A pénzügyi szolgáltatások tranzakciós költségeinek alakulása szintén nem racionális magatartást eredményezhet, ha a veszteséget nagyobb értékűnek érzékelik, mint a befektetéssel realizálható nyereséget. Ekkor az árak emelkedése a veszteség kerülésén keresztül az egyéb befektetési lehetőség keresletét csökkenti. A pénzügyi szolgáltatások relatív árának az emelkedése arra ösztönözheti a viszonylag alacsony megtakarítással rendelkező háztartásokat, hogy inkább készpénzben tartsák felhalmozásaikat, ezzel küszöbölve ki a tranzakciós költségeket. A pénzügyi szolgáltatások költsége Hicks (1935) munkájában kiterjesztett értelemben szerepel, az egzakt és az alternatív költséget is magában foglalja.

Az előző nem racionális attitűdöket az MNB 2022 szeptemberében a hazai felnőtt lakosság körében végzett reprezentatív kutatása is megerősítette. A felmérés eredménye szerint a lakosság 68 százaléka véli úgy, hogy sokaknak azért van készpénzben a megtakarítása, mert rossz tapasztalatuk volt a bankokkal, a válaszadók 60 százaléka pedig a meghatározott célra történő gyűjtés jó eszközének tartja a készpénzt. Továbbá a megkérdezettek 65 százaléka értett egyet azzal az állítással, hogy akinek alacsony a megtakarítása, annak nem éri meg bankba tenni a pénzét. *Belházyné Illés és szerzőtársai (2018)* is kiemelik, hogy még a mikro-, kis- és középvállalatok esetében is a készpénzhasználat bizonyos szituációkhoz kötődő, mélyen gyökerező attitűd.

A készpénztartás preferenciáival kapcsolatban fontos azt is kiemelni, hogy 2004–2008 között a hazai lakosság eladósodottsága jelentősen megnőtt. A 2008-as devizahitel-válság jelentős terhet jelentett a lakosságnak, hiszen már 2007 végére a rendelkezésre álló jövedelem 13 százalékát fordították a háztartások hiteltörlesztésre, és a hitellel rendelkezők 40 százaléka alacsony jövedelmű volt 2010-ben. A tapasztalatok eredményeként a válságot követő években csökkent a lakossági hitelkereslet, és ezzel párhuzamosan a bankokkal szembeni bizalom szintje is. Ez az alacsonyabb jövedelmű lakosság körében a készpénzhasználat növekedését idézte elő, ők a rendszeresen jelentkező kisebb-nagyobb megélhetési kríziseiket a válságot követően inkább készpénzzel finanszírozták (*Gosztanyi 2017*). Ezt az eredményt *Horn és Kiss (2019)* kérdőíves felmérésének eredménye is alátámasztotta, miszerint a jövedelem, a foglalkoztatás és lakóhely egyaránt szignifikánsan magyarázza a bankszámlával és bankkártyával való rendelkezést, így közvetve a készpénzhasználatot is. *Deák et al. (2021)*, valamint *Végső et al. (2018)* kutatásai is arra mutattak rá, hogy az életkor, az iskolai végzettség, valamint a jövedelem kiemelt szerepet játszik a fizetési módok közötti választásban, illetve hatással van az egyének bankkapcsolattal, bankkártyával való rendelkezésére is.

A bizonytalanság kulcsfontosságú a monetáris elméletben, jelentőségét *Keynes (1965)* emelte ki. A bizonytalanság és a kockázat nem tekinthető a közgazdasági elméletben egymás szinonimájának, mivel utóbbi esetén a kimenetek valószínűsége ismert. Amennyiben csak a kockázattal kellene számolni a gazdasági folyamatok

során, akkor a jövő determinált lenne abban az értelemben, hogy minden lehetséges kimenet és megvalósulásának valószínűsége ismert. A bizonytalanság esetén a jövő precedens nélküli kimenetek halmaza, hiszen ekkor a lehetséges kimenetek és azok valószínűsége sem ismert, a múltban megfigyelt tendenciákra nem lehet építeni a jövőben.

Bizonytalanság esetén a döntéshozók az ismeretek hiánya miatt vagy elkerülik a döntési szituációt, vagy pedig, engedve az „animal spirit”, a spontán cselekvésre sürgetés erejének, gőzerővel belevágnak valamilyen tevékenységbe. Keynes bizonytalanságon alapuló elmélete értelmében érthetővé válik az a magatartás, amikor gazdasági-társadalmi válsághelyzetek esetén az emberek nagy veszteségek árán is készpénzhez akarnak jutni, a pénz forgási sebessége ekkor lecsökken (*Szepesi 2013*). A döntés meghozatala során – információk hiányában – a többség vagy átlag magatartására hagyatkoznak, így alakul ki a helyzet megítéléséről konvencionális, közösségi ítélet (*Bélyácz 2013*). A negatív tapasztalat többi döntéshozóra gyakorolt tovaryűző hatását például *Kiss et al. (2018)* is kiemeli a bankpánikok kapcsán. Bizonytalan, információhiányos helyzetben a sürgető cselekvési kényszert a félelem, szorongás, stressz válthatja ki. A cselekvés impulzivitására a közösségi média is hatással van. Ez volt látható a Covid19-járvány kitörésekor tapasztalt pánik-vásárlások során is (*Omar et al. 2021*). A lakosság készletfelhalmozási kényszere a hirtelen megjelenő, precedens nélküli helyzetre adott reakció volt. A készletfelhalmozás azonban nemcsak a fogyasztási cikkek iránt nyilvánult meg, hanem a készpénz iránti kereslet is jelentősen növekedett. *Hicks (1935)* a pénztartási preferenciák alakulása kapcsán kiemeli az új körülményekhez történő igazodás időigényét is, ami részben az információhiánynak köszönhető, így szintén indokolt figyelembe venni.

A bizonytalanság készpénzkeresletre gyakorolt hatását elemezte *Rösl és Seitz (2021)* tanulmánya is, amely az Y2K, a 2008–2009-es gazdasági válság, valamint a Covid19-krisis időszakában vizsgálta több fejlett országban a készpénzállomány alakulását. Elemzésükben arra világítanak rá, hogy a vizsgált krízisek okozta bizonytalanság különösen a nagy címletű bankjegyek iránti keresletet növeli sokszerűen, s ezekben a kritikus időszakokban a készpénz egyfajta „közbiztosításként” (public insurance service) működik. A különböző krízisek, válságok okozta felfokozott időszakokban ugyanis a készpénz birtoklása, az ahhoz való gyors hozzájutás elősegíti a lakosság pánikreakcióinak enyhítését, így támogatja a stabilizációt.

Az új mennyiségi pénzelmélet szerint a készpénzkereslet függ a vagyontól, az egyén preferenciáitól, a várt inflációs rátától és a különböző, alternatív eszközök hozamától. A vagyon a tág értelemben vett eszközöket, például a humán tőkét is tartalmazza, ezért a vagyontartás különböző formái között alacsony a helyettesíthetőség. Nő a készpénzkereslet a vagyon növekedésével, ha csökken a többi eszköz hozama vagy a várt inflációs ráta. Az új mennyiségi pénzelméletben a vagyonportfólió kiigazítási folyamata a pénzmennyiség és az árszínvonal közötti transzmissziós mechanizmus

(Friedman 1986). Az alternatív eszközök árának változása viszont eltérő hatással lehet a készpénzkeresletre, az eszközárak jelentős emelkedésének hatására a háztartások pénz iránti kereslete megnő, mert nő a vagyonuk is. Az is előfordulhat ugyanakkor, hogy a magasabb eszközárak csökkentik a pénz iránti keresletet (Dreger – Wolters 2009).

Végül az intézmények szerepét is ki kell emelnünk, mint a készpénzkeresletet befolyásoló tényezőt. A tág értelemben vett intézményi infrastruktúra részének tekintjük a jogszabályi környezetet, valamint a gazdasági tevékenységek és pénzügyi szolgáltatások fejlődését is. A szolgáltatások fejlődése sokszor összefügg a technológiai fejlődéssel, amelyek növelhetik a pénzügyi szolgáltatások nyereségességét. A pénzpiaci innovációk a készpénzhelyettesítők kínálatának a bővüléséhez vezetnek, s így a pénz forgási sebességének növekedéséhez is. Az intézmények alakulása hatással van a pénzpiac egyensúlyára és a gazdaságpolitika hatásosságára is, különös tekintettel az inflációs célok elérésére (Minsky 1957). Miller (1991) a pénzügyi innovációk és deregulációs folyamatok készpénzkeresletre gyakorolt hatására hívja fel a figyelmet. Bordo et al. (1997) a pénzügyi intézmények változása mellett a gazdaság strukturális változásának a pénz forgási sebességre gyakorolt hatását is kimutatta. Az intézményi változások hatását a pénz forgási sebességének alakulására Kim (2014) is hangsúlyozta. Wasiaturrahma et al. (2019) a készpénzmenyiség alakulását vizsgálta az elektronikus fizetési eszközök (hitelkártya, betéti kártya) és az elektronikus fizetés gyakoriságának függvényében, s azt állapította meg, hogy a lakosság által birtokolt hitelkártyák számának emelkedése negatívan, míg a debit kártyák számának növekedése pozitívan hat a forgalomban levő készpénzállományra. Laidler (1999) kimutatta, hogy az intézményi változások a szűkebb értelemben vett pénz keresletének instabilitását okozzák.

Az intézményi környezet definícióját tágabb értelemben fogalmazzuk meg kutatásunk során. Eszerint a társadalom és gazdaság összefüggéseit tértől és időtől függetlenül nem lehet meghatározni (Csaba 2021). A megtakarítási célú készpénzkereslet alakulása kapcsán az intézményrendszer alakulásának három tényezőjét emeljük ki. Elsőként a szabályozói, direkt formálását említenénk a pénzpiacnak. Az elmúlt időszakban a szakpolitika elkötelezett volt az elektronikus megoldások használatának kiterjesztése mellett. Ezek közé az intézkedések közé tartozik az azonnali fizetési rendszer bevezetése, vagy az, hogy 2021. január 1-jétől kezdve az OPG-t (online pénztárgép) üzemeltető kereskedőknek legalább egy elektronikus fizetési megoldást biztosítaniuk kell. A beavatkozások egy másik köre – ide tartozik például a tranzakciós illeték bevezetése, illetve az ágazati különadók kivetése és a havi kétszeri ingyenes készpénzfelvétel – piacszabályozó, valamint költségvetési bevételt optimalizáló célúak. Végül harmadikként az intézmények és a technológia kapcsolataként a pénzügyi innovációk terjedését emeljük ki. Ilyen pénzügyi innováció volt például az érintéses fizetést lehetővé tévő chipkártyák elterjedése, és a FinTech-cégek szolgáltatásainak megjelenése.

Az intézményekkel kapcsolatos további lényeges tényező a piaci szerkezet alakulásában érhető tetten. A pénzüzetek piaci részesedésének alakulására a koncentráció növekedése jellemző az elmúlt évtizedben, amihez a felvásárlások mellett a 2014-es takarékszövetkezeti csődök is hozzájárultak. 2014-ben hat takarékszövetkezet működési engedélyét vonta vissza fizetéseképtelenség miatt a jegybank. A takarékszövetkezetek és az FHB jogutódjaként a Takarékbank és 2022. márciusban a MKB és Budapest Bank egyesülése is hozzájárult a koncentráció növekedéséhez.

A készpénz iránti keresletet alakító tényezők között fontos még megemlíteni a nem megfigyelt gazdaságba sorolt tevékenységeket is (*Belházné Illés – Leszkó 2017*). *Sisak (2011)* megerősítette, hogy a készpénzkereslet alakulásában a nem megfigyelt gazdaság készpénzkereslete jelentős hatást gyakorol, bár modelljével ennek számszerűsítése nem volt lehetséges.

A nem megfigyelt gazdaság körébe számos tevékenység tartozik, amelynek tevékenységenkénti részletes és teljes körű elszámolása a nemzeti számlákban az ESA2010 (European System of National Accounts 2010) előírása szerint kötelező. A számítások megfelelőségét az Európai Számvevőszék megbízásából az Eurostat rendszeresen ellenőrzi. Így tehát mind a hazai, mind az eurozóna GDP-adata tartalmazza a nem megfigyelt tevékenység hozzáadott értékét. Magyarországon a nem megfigyelt gazdaság 2005-ben a GDP 14,9 százalékát tette ki, ennek több mint fele, 57,7 százaléka az adóelkerülésnek volt köszönhető, és csupán 6,5 százaléka keletkezett az illegális tevékenységek miatt, mint például a drogkereskedelem és prostitúció (*Murai – Ritzlné Kazimir 2011*).

Hazánkban a kormányzat 2012-től kezdve számos intézkedést hozott, amellyel az adóelkerülés csökkentését kívánták elérni. A teljesség igénye nélkül ide tartozik az áfa-összesítő jelentés bevezetése, a fordított áfakulcsok alkalmazása, a kötelező online kassza, valamint az EKÁER bevezetése. Az intézkedések hatásosságát alátámasztja az Európai Bizottság megbízásából számított áfarés alakulása, illetve az adóellenőrzési adatok felhasználásával történő áfacsalás becslése is, ami szerint az áfacsalás az elméleti áfakötelezettség arányában a maximumát, közel 30 százalékot 2011-ben érte el, értéke 2019-re 6,6 százalékra csökkent (*Ritzlné Kazimir – Máténé Bella 2020; EB 2021*). A csökkenő adóelkerülés a készpénzkereslet erőteljes növekedését tehát nem generálhatta.

Tanulmányunkban a nem megfigyelt gazdaság készpénzkeresletet generáló hatását nem vizsgáltuk. Ennek legfőbb oka, hogy kutatásunkban a célváltozó a készpénztartási hányad volt, ezen változó kiszámításánál nem a munkaügyi statisztikából származó jövedelmet vettük alapul, hanem a GDP-t, pontosan azért, hogy a nemzetgazdaság területén keletkező összes elsődleges jövedelmet, beleértve a nem megfigyelt gazdaságból származó jövedelmeket is számításba vegyük a tranzakciós készpénzkereslet hatásának kiszűrése során.



Kutatásunkban a megtakarítási célú készpénzkereslet alakulását és befolyásoló tényezőit vizsgáljuk hazánkban, valamint az eurozónában. A kutatás *Dreger és Wolters (2009)* módszertanát követve, a fókuszált elemzés érdekében a készpénztartási hányad kiszámításával a készpénzkeresletből a tranzakciós készpénzkeresletet kiszűrve vizsgálja a megtakarítási célú készpénzkereslet alakulását és meghatározó tényezőit az elemzés elméleti keretrendszerének kibővítésével.

## 2. Adatok

Az adatok összegyűjtése során 2000-től 2022 szeptemberéig terjedő, havi gyakoriságú adatbázist állítottunk össze Magyarországra és az eurozónára. Az adatok rendelkezésre állása azonban ezen az időszakon nem volt teljes, továbbá az euro készpénz 2002. januári bevezetése szintén korlátozta az elemzés horizontját. Forrásként az Eurostat, EKB, KSH és az MNB honlapján publikált adatok szolgáltak, továbbá egy idősort a Google Trend keresési adatok közül töltöttünk le.

A mutatók kiválasztása során a forgalomban lévő készpénzmennyiség szezonálisan és naptárhatással kiigazított mennyiségéből<sup>2</sup>, illetve a hazai adatok esetében a monetáris pénzügyi intézményeken kívüli készpénz szezonálisan igazított idősorából<sup>3</sup> számítottuk ki a készpénztartási hányadot, ennek során a reáljövedelem proxyjának a 2010. évi árreál GDP-t tekintettünk<sup>4</sup>. Azért erre esett a választásunk, mert tartalmazza a vállalkozói és tőkejövedelmeket, valamint a nem megfigyelt gazdaságban realizált jövedelmeket. A GDP azonban csak negyedéves gyakorisággal áll rendelkezésre, ezért havi gyakoriságú idősorra bontottuk a Chow-Lin módszerrel, indikátorsorként az ipari termelés szezonálisan kiigazított havi gyakoriságú, 2015 átlagához viszonyított volumenindexe szolgált<sup>5</sup> (*Sax – Steiner 2013*).

A nomináljövedelem idősor meghatározásához a GDP-deflátor helyett a fogyasztói árindexet használtuk.<sup>6</sup> Ennek oka, hogy a reáljövedelem fogyasztói értékét kívántuk meghatározni. A GDP-deflátor erre a célra nem alkalmas, hiszen a GDP implicit árindexe a termelési oldal felől megközelítve, a termékek és folyó ráfordítások árindexét felhasználva kettős deflálással, a fogyasztási oldalról nézve több végső felhasználási tétel implicit árindexének eredőjeként adódik. Például a külkereskedelmi árindexek a GDP-deflátorra jelentős hatást gyakorolnak. A fogyasztói árindex használata

<sup>2</sup> *Currency in circulation reported by MFIs, central gov. and POGIs in the euro area (stocks)*: [https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES\\_KEY=117.BSI.M.U2.YV.L10.X.1.U2.2300.Z01.E&periodSortOrder=ASC](https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=117.BSI.M.U2.YV.L10.X.1.U2.2300.Z01.E&periodSortOrder=ASC)

<sup>3</sup> *A monetáris pénzügyi intézmények mérlegei és a pénzmennyiségek*: <https://statisztika.mnb.hu/publikacios-temak/penzugyi-intezmenyek-merlegei/monetaris-es-egyeb-merlegstatisztikak/sajtokozlemeny---egyeb-monetaris-penzugyi-intezmenyek>

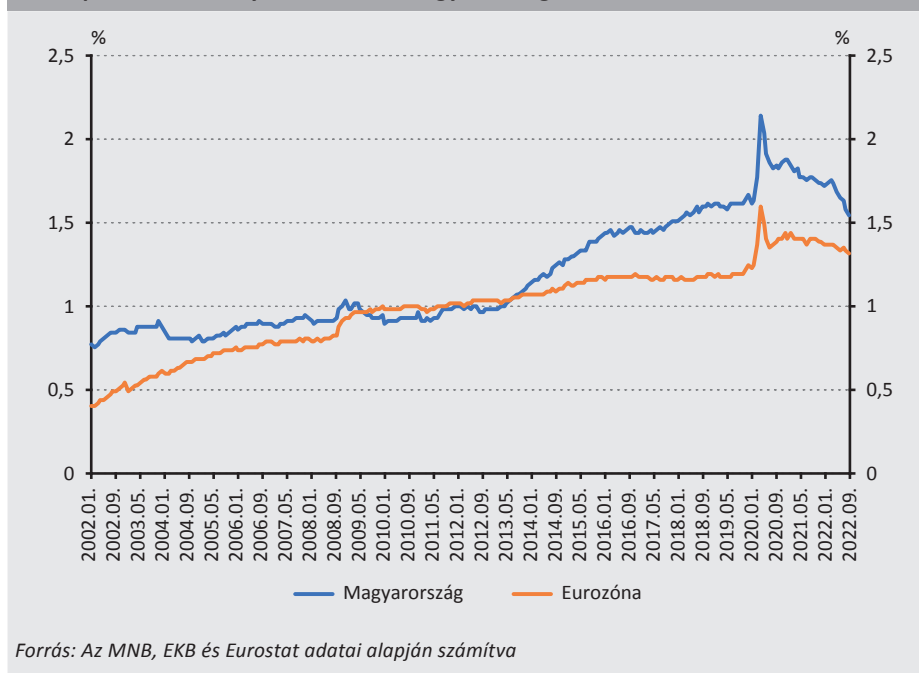
<sup>4</sup> *GDP and main components (output, expenditure and income)*: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMQ\\_10\\_GDP\\_\\_custom\\_7214506/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMQ_10_GDP__custom_7214506/default/table?lang=en)

<sup>5</sup> *Industry – monthly data – index (2015 = 100) (NACE Rev. 2)*: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/EI\\_ISIN\\_M\\_\\_custom\\_4370627/default/table](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/EI_ISIN_M__custom_4370627/default/table)

<sup>6</sup> *HICP - monthly data (annual rate of change)*: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC\\_HICP\\_MANR\\_\\_custom\\_4368815/default/table](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC_HICP_MANR__custom_4368815/default/table)

a GDP-deflátor helyett viszonylag elterjedt, lásd például *Sorensen – Yosha (2007)*. A fogyasztói árindexből előző év átlagához viszonyított fogyasztói árindexeket számítottunk ( $HICP_t$ ), majd ennek felhasználásával, láncolással számítottuk ki a nomináljövedelem idősort (*Anwar – Szókéne 2008*). A készpénztartási hányadot a készpénzmennyiség és a nomináljövedelem hányadosaként kaptuk meg. A készpénztartási hányad alakulását az eurozónára és Magyarországra a 3. ábra tartalmazza.

**3. ábra**  
A készpénztartási hányad alakulása Magyarországon és az eurozónában



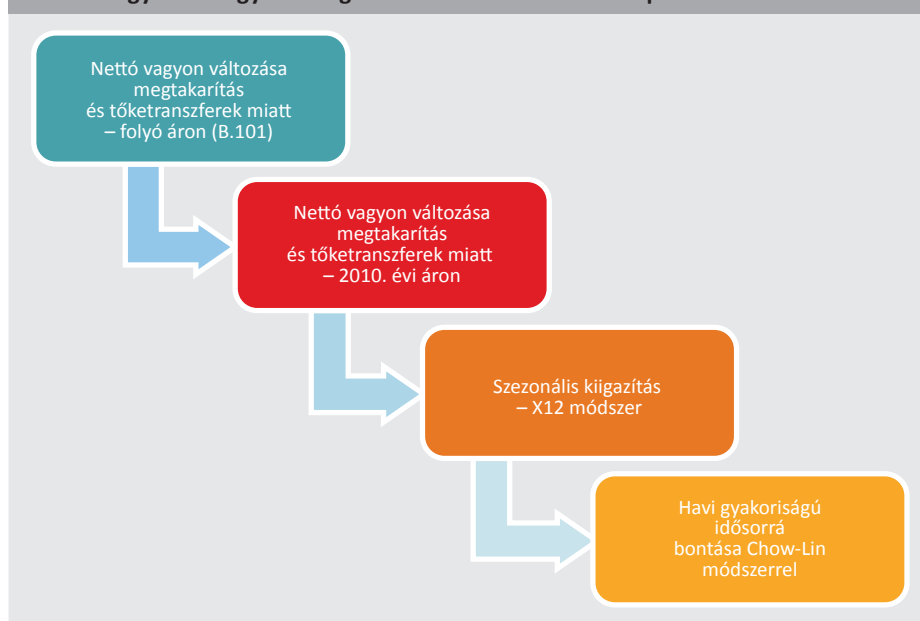
A hazai készpénztartási hányad a 2008-as gazdasági válság éveit kivéve a teljes időszakban magasabb volt, mint az eurozónában. A 2008-as válság kirobbanása 2008. októberben mindkét vizsgált készpénztartási hányadot megemelte, továbbá a Covid19-járvány első hullámának megjelenése okozta pánik korábban nem tapasztalt növekedést okozott Magyarországon és az eurozónában egyaránt.

A vagyon változását a nemzeti számlák mutatói köréből a háztartások és háztartásokat segítő nonprofit intézmények szektorra publikált „a nettó vagyon változása megtakarítás és tőke-transzferek miatt” mutatóval közelítettük. Ez az adat azonban csak folyó áron és negyedéves gyakorisággal áll rendelkezésre.<sup>7</sup>

Első lépésben láncolással a folyó áras idősort 2010. évi átlagára számítottuk át. A megfelelő árindex kiválasztása dilemmákat vetett fel, mivel a vagyonösszetevők súlyozott árindexével lenne ideális a vagyon változásának reálértékét kiszámítani. Ilyen árindex sajnos nem áll rendelkezésre, ezért választásunk a fogyasztói árindexre esett. A következő lépésben a szezonális kiigazítást végeztük el X12 módszerrel. Végül a negyedéves idősort havi idősorrá bontottuk. A reálvagyon változásának felbontásához havi gyakoriságú indikátorsor nem áll rendelkezésre, ezért a már felbontott reál-GDP-idősort használtuk a Chow-Lin Maxlog-módszer alkalmazása során. A számítás menetét a 4. ábra mutatja be.

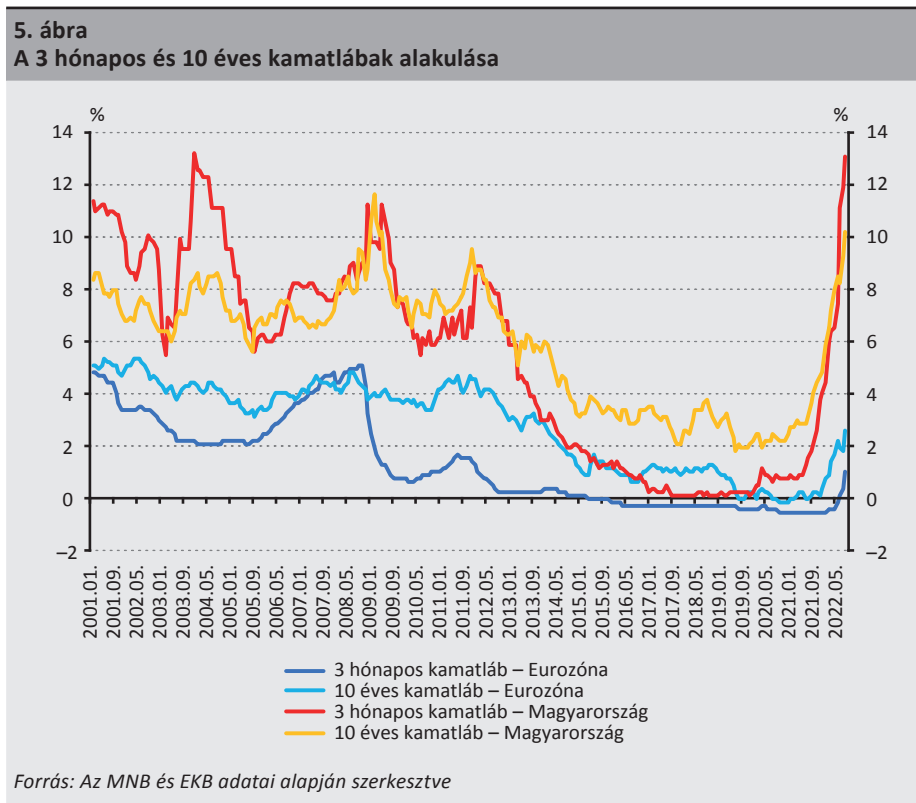
#### 4. ábra

#### A nettó vagyon havi gyakoriságú idősora kiszámításának lépései



<sup>7</sup> Non-financial transactions – quarterly data: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NASQ\\_10\\_NF\\_TR\\_\\_custom\\_5605323/default/table](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NASQ_10_NF_TR__custom_5605323/default/table)  
 A nemzetgazdaság negyedéves nem pénzügyi szektorszámlái: <https://statinfo.ksh.hu/Statinfo/themeSelector.jsp?lang=hu>

A hozamok alakulására vonatkozóan a hazai gazdaságra a 3 hónapos és 10 éves benchmark kamatlábat<sup>8</sup>, míg az eurozónára az EURIBOR 3 hónapos és a 10 éves lejáratú bankközi kamatlábat használtuk<sup>9</sup>. A kamatok alakulását az 5. ábra mutatja be.<sup>10</sup>



<sup>8</sup> Állampapírpiazi referenciahozamok (Benchmark): <https://statiztika.mnb.hu/idosor-1605>

<sup>9</sup> Long-term interest rate for convergence purposes – 10 years maturity, denominated in Euro – Euro area 19 (fixed composition) as of 1 January 2015: [https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES\\_KEY=229.IRS.M.I8.L.L40.CI.0000.EUR.N.Z&periodSortOrder=ASC](https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=229.IRS.M.I8.L.L40.CI.0000.EUR.N.Z&periodSortOrder=ASC)

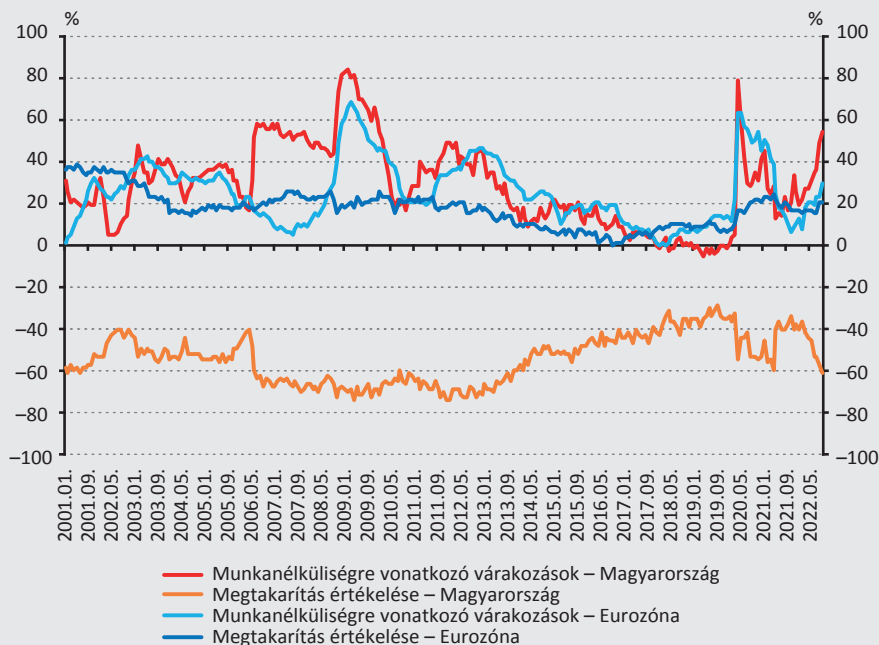
Euribor 3-month – Historical close, average of observations through period: [https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES\\_KEY=143.FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR3MD\\_.HSTA&periodSortOrder=ASC](https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=143.FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR3MD_.HSTA&periodSortOrder=ASC)

<sup>10</sup> A hazai kamatok alakulása szempontjából ki kell emelnünk a 2003 végi kamatcsúcsot, amelynek kialakulásához hozzájárult a 2001-ben lezárult devizaliberalizációs folyamat, vagyis a forint szabad átválthatósága ekkorra valósult meg teljes mértékben, ami a 2002-es fiskális expanzió okozta defícittel együtt jelentős problémát okozott. A kormányzat sürgette a forint leértékelését, amit az exportőrök versenyképességének romlásával indokolt. A forint árfolyamsávjának eltolását végül 2003. június 4-én hagyta jóvá a Monetáris Tanács. A döntés meglepte a piaci szereplőket, amit a forint leértékelődése, az infláció növekedése és ennek köszönhetően a kamatláb növekedése követett. A kialakuló pénzügyi válság a költségvetés kiigazítását tette szükségessé, többek között az év végén a támogatott lakáshitel program szűkítésére is sor került. Ez az intézkedés a magas kamatlábbal együtt vonzóvá tette a devizahitelek felvételét a lakosság számára, ami a 2008-as válságot követően egyik fő oka volt a jövedelemcsökkenésnek. A kamatlábak alakulásában megfigyelhető következő csúcs a 2008-as világgazdasági válsághoz kötődik, amit a „W” alakú válság második visszaeséséhez kötődő kamatcsúcs követett. Végül Magyarországon a Covid19-válság kirobbanását követően figyelhető meg újabb változás a kamatpályában, az ekkor elindult kamatonövekedés 2022 harmadik negyedévére már megközelítette a 2003-as csúcsot.

A szubjektív bizonytalanságot és a befektetések kockázatát a keynesi elmélet nyomán tartottuk szükségesnek bevonni az elemzésünkbe. Ezeket a tényezőket a gazdasági hangulatindex (Economic Sentiment Indicators, ESI)<sup>11</sup> mutatóhalmazából választott indexekkel mértük. A bizonytalanságot jól tükrözi a következő 12 hónapra vonatkozó munkanélküliségi várakozások alakulása,<sup>12</sup> míg a kockázatot a jelenlegi megtakarítási lehetőségek megítélése<sup>13</sup>, a 6. ábra ezeknek a mutatóknak az alakulását tartalmazza.

6. ábra

A munkanélküliségre vonatkozó várakozások és a megtakarítás értékelése, ESI-indexek



Forrás: Az Eurostat adatai alapján szerkesztve

A megtakarítási helyzet értékelése Magyarországon az eurozónához képest jóval nagyobb mértékben szóródik. 2014-ig a választások környékén a megtakarítások értékelése általában kedvezőbb volt. 2013-tól – összefüggésben a háztartások

<sup>11</sup> Az ESI az Európai Bizottság által végrehajtott havi gyakoriságú üzleti és lakossági felmérés eredményein alapul. A hazai adatokat a GKI Gazdaságkutató Zrt. kérdezi le. A fogyasztásra vonatkozó kérdőív a következő linken érhető el: [https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/questionnaires\\_hu\\_cons\\_hu.pdf](https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/questionnaires_hu_cons_hu.pdf), az adatok itt találhatóak: [https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-forecast-and-surveys/business-and-consumer-surveys/download-business-and-consumer-survey-data/time-series\\_en](https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-forecast-and-surveys/business-and-consumer-surveys/download-business-and-consumer-survey-data/time-series_en)

<sup>12</sup> A 7. kérdés a kérdőívben így szól: Ön szerint az elkövetkező 12 hónap alatt hogyan változik a munkanélküliség? (1. jelentősen csökken, 2. kissé csökken, 3. változatlan marad, 4. kissé nő, 5. jelentősen nő)

<sup>13</sup> A 10. kérdés a kérdőívben így szól: A jelenlegi gazdasági helyzetet figyelembe véve Ön szerint: (1. nagyon kedvezőtlen helyzet a megtakarításokra, 2. inkább kedvezőtlen alkalom a megtakarításra, 3. kedvező alkalom a megtakarításra, 4. nagyon kedvező alkalom a megtakarításra)

vagyonának növekedésével a megtakarítások értékelése is folyamatosan javult. Visszaesést a Covid19-válság, a 2022. februárban kitört háború és az ezt követő energiaválság okozott. A megtakarítások értékelése az eurozónában kiegyensúlyozottabban alakult. A 2008-as válságot követően is csak kis mértékben csökkent a megtakarítási lehetőségek megítélése.

A bizonytalanságot tükröző, a munkanélküliségi kilátásokat mérő index szintén jelentősebb ingadozásokat tartalmaz a hazai adatok esetén. Az idősor első szakaszában 2010-ig a választási években nagymértékben ingadozó bizonytalanság jellemzi az idősort. Ezenkívül a 2008-as válság, majd a 2011–2012 közti visszaesés okozott nagyobb kilengést. Ezt követően a bizonytalanság tartósan csökkent egészen a 2020-as Covid19-válság kitöréséig, amikor márciusban csaknem a 2008-as szintig emelkedett az értéke, majd tartósan magas szinten maradt. Az eurozónában a munkanélküliségi várakozások okozta bizonytalanság nem okozott a vizsgált időszakban akkora kilengést, azonban a 2008-as válság, a 2012-es visszaesés majd a Covid19 okozta lezárások itt is a bizonytalanság nagy növekedésével jártak.

A reáeffektív árfolyam a nomináeffektív árfolyam – azaz a kereskedelmi partnerek súlyozott nominális valutaárfolyama – vásárlóerejének alakulásával egyezik meg, általában egy rögzített év átlagához viszonyítva, és a hazai készpénz tartásának alternatív költségét mutatja meg. Kiszámításához a fogyasztói árindexeket vagy egyéb árindexeket, például termelői árindexeket használják. A reáeffektív árfolyam az eurozóna esetében a külföldiek euro keresletének indikátora, a forint esetében pedig a külföldi valuták iránti hazai tartalékolási keresletet jelzi (Fischer et al. 2004). A mutató beépítését a külföldi kereslet és a hazai valuta tartását helyettesítő valutakereslet tette szükségessé.<sup>14</sup>

Az inflációt nem építhetjük be a modellbe, mivel a fogyasztói árindexet a készpénztartási hányad kiszámításához felhasználtuk. A fogyasztói árindex szórása viszont az infláció változékonyságának jó indikátora (Fischer et al. 2004). A mutató, vagyis az árszínvonal alakulásának a változékonysága az inflációs környezet instabilitására utal, a várakozásoknak megfelelően a szórás növekedése csökkenti a készpénztartási hányadot. Fischer és szerzőtársai modelljükben az elmúlt négy év inflációs adatainak szórását használták.

A pénzügyi szolgáltatások fogyasztói árindexét is bevontuk elemzésünkbe.<sup>15</sup> A pénzügyi szolgáltatások ára egyrészt meghatározza az egymást helyettesítő pénzügyi termékek iránti keresletet (Arango-Arango et al. 2018; Alvarez – Lippi 2017), másrészt alakulása a készpénztartás nem racionális motívumaként szolgál.<sup>16</sup> Magyarországon

<sup>14</sup> A forint nomináeffektív és reáeffektív árfolyamindexei: <https://statisztika.mnb.hu/idosor-1572>

<sup>15</sup> HICP – monthly data (annual rate of change) – Financial services: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC\\_HICP\\_MANR\\_custom\\_4368963/default/table](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC_HICP_MANR_custom_4368963/default/table)

<sup>16</sup> A pénzügyi szolgáltatások árindexe a háztartások által vásárolt termékek és szolgáltatások COICOP (Classification of Individual Consumption by Purpose) nomenklatúra szerinti csoportosítása szerint a következő szolgáltatásokat tartalmazza: „Számáavezetés, bankkártyák, hitelkártyák, hitelek, megtakarítások díjai, továbbá pénzfeladás, átutalási költségek és egyéb takarékpénztári szolgáltatások, magánnyugdíjalapok kezelési költsége”, valamint a „pénzügyi, befektetési tanácsadói, adószakértői díj, brókeres, ingatlanügynökségek ügyleti költségei stb” (KSH 2019: 84. oldal). Így az árindexben a megtakarítások, hitelezés, pénzforgalom költsége is szerepel.

a pénzügyi szolgáltatások fogyasztói ára 2001. január 1-je és 2022. szeptembere között 250 százalékkal emelkedett, a növekedés mértéke évente átlagosan 5,4 százalék volt 2001 és 2021 között. A fogyasztói árak éves átlagos növekedése ugyanebben az időszakban 3,7 százalék volt. A pénzügyi szolgáltatások árának növekedéséhez nagymértékben hozzájárult a 2013. január 1-jén bevezetett tranzakciós illeték, amelyet 2013. augusztus 1-jén 1 ezrelékről 3 ezrelékre emeltek. Ennek következtében a pénzügyi szolgáltatások ára 36 százalékkal emelkedett egy év alatt. Az áremelkedés nem kizárólag januárban és augusztusban realizálódott, mert a bankok egy része csak a bevezetést, ill. növelést követő hónapokban, vagyis később érvényesítette a tranzakciós illetéket a díjakban, továbbá más pénzügyi tételek, mint például a számlavezetés vagy a bankkártyák díja is emelkedett az év folyamán (KSH 2014).

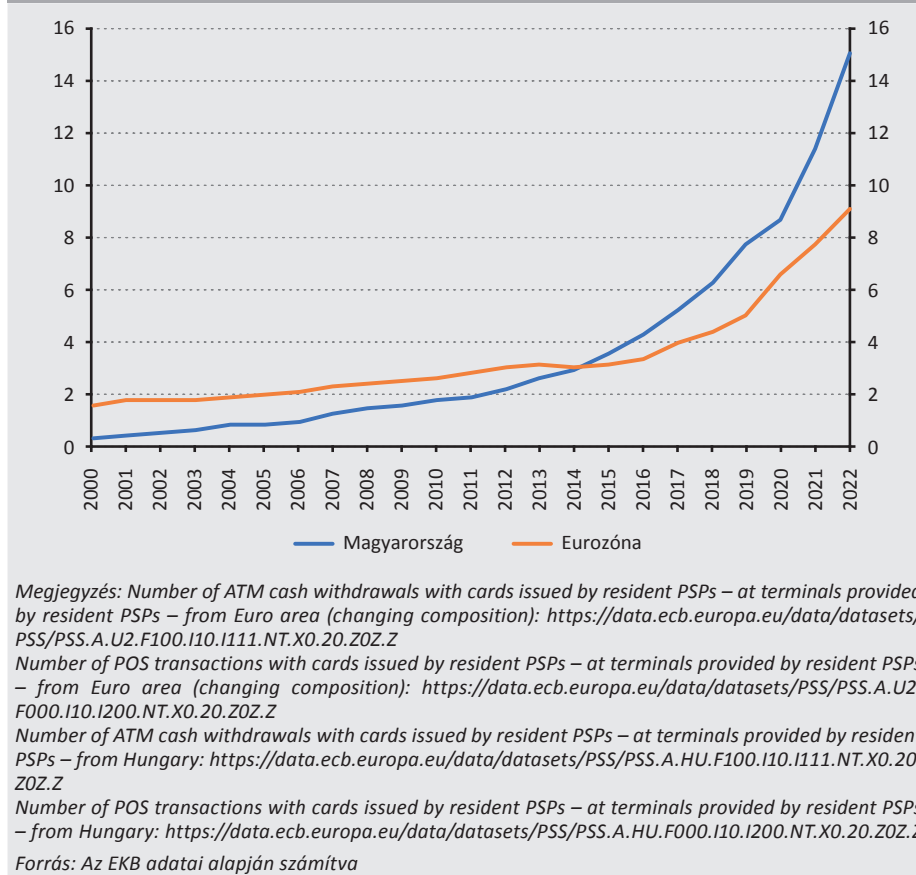
Az eurozóna pénzügyi szolgáltatás árindexe ezzel szemben 2022 szeptemberében a 2001 januári érték 99 százalékát érte el. Az időszak során azonban nem stagnált, a pénzügyi szolgáltatások ára a pénzügyi válság kirobbanásáig kismértékben csökkent, ezt követően 2012 elejéig stagnált, majd 2012-ben közel 10 százalékot esett. Ez összefüggött az EU bankrendszerében tapasztalható mérlegfőösszeg-csökkenés miatt szükségessé vált felügyeleti szabályozási lépésekkel, a görög mentőcsomaggal és az EKB likviditásbővítő intézkedéseivel (MNB 2012). Az eurozóna pénzügyi szolgáltatásainak ára 2018-ig nagyjából változatlan volt, majd 2018-tól az árak kismértékben emelkedtek.

Az intézményi változások részletes elemzése túlmutat ennek a tanulmánynak a keretein az előző fejezetben említett három dimenzió, a szakpolitika, a szabályozás és a piaci szerkezet alakulásának komplexitása és a kutatás időhorizontjának hossza miatt. Mivel azonban kutatásunk fókuszában a készpénztartási hányad szerepel, ezért úgy véljük, hogy az intézményi változások implicit módon leképeződnek a fizetési infrastruktúra változásában. Fontosnak tartjuk kiemelni, hogy az infrastruktúra változására a fizetési szokások változása hatást gyakorol, és ebben az értelmezésben a tranzakciós készpénzkereslet proxyjának is tekinthető. A vizsgálatunk az eurozónára is kiterjed, ezért olyan, a fizetési infrastruktúrát leíró változókat kerestünk, amelyek mindkét területre rendelkezésre állnak. Az összegyűjtött adathalmaz a következő változókat tartalmazza: a terminálok és a terminálokon megvalósuló tranzakciók száma (ATM és POS), készpénzfelvételek bankfióki pénztárból, a hazai kibocsátású kártyákkal lebonyolított POS-tranzakciók száma, illetve a hazai kibocsátású bankkártyák száma, végül az átutalások és bankfiókok száma.

A hazai és az eurozóna intézményi környezetének alakulása számos ponton hasonló. Az ATM-ek száma mindkét esetben már korábban elérte a maximumát, Magyarország esetében 2017-ben, az eurozónában pedig 2014-ben, az ATM-automaták száma azóta csökken, 2021 végén a 2000. év végi érték csaknem kétszeresét érve el Magyarországon, míg az eurozónában 40 százalékkal haladva meg. A POS-terminálok száma a vizsgált időszakban növekedett, 2021 végére hazánkban

740 százalékkal, az eurozónában 400 százalékkal haladva meg a 2000 év végi értéket. A tranzakciók számának alakulásában hazánkban korábban következtek be a fordulóponatok. Magyarországon a pénztári készpénzfelvételek esetén a legtöbb tranzakció 2002-ben volt megfigyelhető, onnan folyamatosan csökkent a tranzakciószám. A pénztári készpénzfelvételek visszaesésével az ATM-ek térnyerése volt jellemző, a folyamat 2011-ig tartott, onnan a tranzakciók száma folyamatosan csökkent. Ezzel párhuzamosan a POS-tranzakciók száma dinamikusan emelkedett, egészen az időszak végéig. Az eurozónában mindez később következett be, a pénztári készpénzfelvételek maximuma 2009-ben, az ATM-es készpénzfelvételeké 2015-ben volt megfigyelhető. A hazai dinamikus intézményi fejlődés abban is tetten érhető, hogy Magyarországon az átutalások aránya az összes tranzakción belül az időszak kezdetétől folyamatosan csökkent, míg az eurozónában 2009-ben volt a legmagasabb ennek a mutatónak az értéke.

**7. ábra**  
Az egy ATM-készpénzfelvételre jutó POS-kártyás vásárlások





A 7. ábrán az egy ATM-felvételre jutó POS-tranzakciók száma látható. Ez a két adatsor jól összefoglalja a hazai és az eurozónában lezajlott folyamatokat. A hazai fizetési rendszerben a kétezres évek elején az eurozónához képest a POS-tranzakciók relatív súlya az ATM-felvételekhez képest alacsonyabb volt, azonban az azóta eltelt időben a fizetési infrastruktúra átalakulása dinamikusan ment végbe. 2015-től az egy ATM-tranzakcióra jutó POS-tranzakciók számában meg is haladtuk az eurozóna azonos mutatószámának értékét. A mutató alakulására az infrastruktúra fejlődése, amit a szakpolitikai és szabályozói intézkedések is befolyásoltak, a pénzügyintézetek piaci szerkezete és a fizetési szokások is hatást gyakoroltak.

Az intézményi változást egy adatsorral megragadni meglehetősen nehéz, látens változóként a fentebb említett folyamatok eredőjeként származtatható. Az egy ATM-készpénzfelvételre jutó POS-kártyás vásárlások mutatója éves gyakorisággal áll rendelkezésre, ezért havi gyakoriságúvá bontottuk Chow-Lin-módszerrel, nem használtunk a felbontáshoz indikátorsort.

Ugyanakkor az intézményi környezet általános alakulását a fenti indikátor nem írja le teljeskörűen. Ezért a Google Trend adataiból a Magyar Közlöny keresőszóra adódó indexet is letöltöttük. A jogszabályi környezet gyakori és több területet érintő átalakulása növeli a bizonytalanságot, és ezáltal ösztönzi a készpénztartás növekedését. A hazai jogszabályváltozások követésének elsődleges forrása a Magyar Közlöny. A jogszabályi környezet változásának gyakoriságát és az új vagy módosított jogszabályok fontosságát jól lehet közelíteni az erre a keresőszóra adódó Google Trend-adatokkal. Természetesen ez az indexsor nem közvetlenül méri a jogszabályi környezet komplexitásának változását, annak proxyjának tekinthető csupán. A Google Trend-adatsort kumuláltuk, vélekedésünk szerint ez a mutató jól közelíti a jogszabályi környezet összetettségének alakulását. A Google Trend-adatok ökonometriai modellekben való alkalmazásának előnyeire *Choi – Varian (2012)* már 2012-ben felhívta a figyelmet.

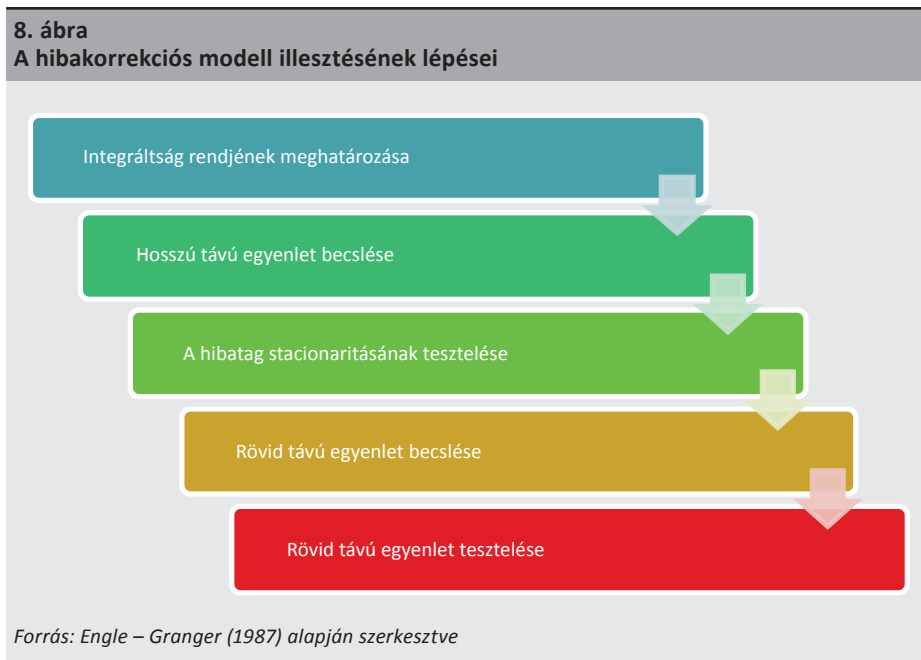
### 3. Módszertan

A modellezés során azzal a feltételezéssel élünk, hogy a készpénztartási hányad és a megtakarítási célú készpénzkeresletet meghatározó változók hosszú távú alakulását egyensúlyi mechanizmus tartja egymáshoz közel. Esetünkben ez a megtakarítási célú készpénzkereslet hosszú távú egyensúlya abban az értelemben, hogy a hosszú távú összefüggések (lásd (1) és (2) egyenlet) jobb oldala a megtakarítási célú relatív készpénzkeresletnek tekinthető. Az egyensúlytól való átmeneti eltérések korrekciójára a következő időszakokban kerül sor. Az ilyen folyamatok modellezésére a hibakorrekciós modell alkalmas, amely két egyenlet becslését teszi szükségessé. Az első egyenlet a hosszú távon egymáshoz közel, egyensúlyi pályán mozgó idősorok létét tételezi fel. Ekkor a változók a tényleges egyensúlyi pálya körül alakulnak,

valamilyen piaci vagy egyéb mechanizmus az átmeneti eltávolodásokat követően az idősorokat az egyensúlyi pálya felé mozdítja el. Az ilyen folyamatokra illesztett egyenlet a hosszú távú egyensúlyt modellezi, a becslés hibája pedig az egyensúlytól való eltérést jelenti. Ez a rövid távú igazodás sebességének is tekinthető, és a rövid távú, az eredeti változó differenciáira felírt egyenletben magyarázó változóként szerepel. Az egyensúlyi koncepció relevanciája esetén az egyensúlytól mért eltérések nem vesznek fel nagy értékeket (*Engle – Granger 1987*).

A hosszú távú egyenletben az idősorok nem stacionáriusak, integráltságuk rendje azonos. Egy idősort stacionáriusnak nevezünk, ha  $y_t$  és  $y_{t-s}$  közti kovariancia csak  $s$ -től függ, és  $t$ -től független, az idősor és a késleltetettje közti korreláció független attól, hogy mikor kezdődött az idősor. Ez egyben azt jelenti, hogy a hibatagok varianciája állandó,  $Var(u_t) = Var(u_{t-s})$ , ha  $s > 0$ , az adott idősorban nincs trend, szezonális, autokorrelációs struktúrája időben állandó. A stacionárius idősorokat nulladrendű integrált idősoroknak tekintjük, jelölése  $I(0)$ . Ha egy idősor differenciálással stacionáriussá tehető, akkor ezt elsőrendű integrált  $I(1)$  sornak nevezük. A hibakorrekciós modell a két időtáv közötti kapcsolatot biztosítja (*Miller 1991*).

A modell illesztésének a lépéseit a 8. ábra mutatja be.



Az intézményi változások számszerűsítésénél *Hendry (1995)* általánostól a specifikus módszerét követtük.

A következő hosszú távú egyenleteket becsültük a hazai és az eurozóna készpénztartási hányadára:

$$\log(k_{EU,t}) = \gamma_{EU} + \beta_{EU,1} \log(nw_{EU,t}) + \beta_{EU,2} sr_{EU,t} + \beta_{EU,3} lr_{EU,t} + \beta_{EU,4} esiu_{EU,t} + \beta_{EU,5} \log(reer_{EU,t}) + \beta_{EU,6} inst_{EU,t} + \beta_{EU,7} D1 + \beta_{EU,8} D2 + ect_{EU,t} \quad (1)$$

$$k_{HU,t} = \gamma_{HU} + \beta_{HU,1} \log(nw_{HU,t}) + \beta_{HU,2} sr_{HU,t} + \beta_{HU,3} lr_{HU,t} + \beta_{HU,4} kamatarany_{HU,t} + \beta_{HU,5} esiu_{HU,t} + \beta_{HU,6} reer_{HU,t} + \beta_{HU,7} inst_{HU,t} + \beta_{HU,8} \log(cpisd_{HU,t}) + \beta_{HU,9} cpik_{HU,t} + \beta_{HU,10} MK_{HU,t} + \beta_{HU,11} D2 + ect_{HU,t} \quad (2)$$

ahol  $k$  jelenti a készpénztartási hányadot,  $nw$  a nettó vagyon változását,  $sr$  a 3 hónapos,  $lr$  a 10 éves kamat,  $esiu$  a munkanélküliség,  $cpik$  pedig a pénzügyi szolgáltatások fogyasztói árindexe. Az egyenletekben a  $reer$  reáleffektív árfolyamot jelenti,  $inst$  az egy ATM-tranzakcióra jutó POS-tranzakciók száma, a  $kamatarany$  a rövid és hosszú távú kamatok aránya,  $MK$  a kumulált Google Trend-keresési eredmények a Magyar Közlöny keresőszóra,  $cpisd$  az infláció vonatkozósi időszakot megelőző 18 havi szórása. Végül a  $D1$  a 2008. októbertől 2011. decemberig tartó válság-dummy, míg a  $D2$  a 2020. áprilistól kezdődő Covid19 miatti szinteltolódást jelöli. Az  $ect_{EU,t}$  és  $ect_{HU,t}$  a hosszú távú egyenlet hibája, az egyensúlyi pályától való eltérés, amelynek késleltetett értéke a rövid távú egyenletekbe (3) és (4) van beillesztve.

A rövid távú összefüggéseket a (3) és (4) egyenlet mutatja be.

$$d\log(k_{EU,t}) = c_{EU} + \alpha_{EU,1} d\log(k_{EU,t-3}) + \alpha_{EU,2} d\log(nw_{EU,t}) + \alpha_{EU,3} d(sr_{EU,t-1}) + \alpha_{EU,4} d(esiu_{EU,t-1}) + \alpha_{EU,5} D3 + \alpha_{EU,6} D4 + \alpha_{EU,7} D5 + \alpha_{EU,8} D7 + \alpha_{EU,9} D8 + \alpha_{EU,10} D9 + \alpha_{EU,11} D10 + \alpha_{EU,12} D11 + \alpha_{EU,13} ect_{EU,t-1} \quad (3)$$

$$d(k_{HU,t}) = c_{HU} + \alpha_{HU,1} d(k_{HU,t-1}) + \alpha_{HU,2} d(sr_{HU,t-3}) + \alpha_{HU,3} d(esiu_{HU,t}) + \alpha_{HU,4} d(MK_{HU,t}) + \alpha_{HU,5} D6 + \alpha_{HU,6} D7 + \alpha_{HU,7} D8 + \alpha_{HU,8} D10 + \alpha_{HU,9} D11 + \alpha_{HU,10} D12 + \alpha_{HU,11} D13 + \alpha_{HU,12} D14 + \alpha_{HU,13} ect_{HU,t-1} \quad (4)$$

ahol a változók jelentése megegyezik a hosszú távú egyenletnél megadottakkal,  $\alpha$  mutatja meg a paraméterek becsült értékeit. A  $D_i$ ,  $i = 3, \dots, 14$  a rövid távú modellben szereplő additív outliereket jelölik.

#### 4. Eredmények

A hibakorrekciós modellt az adatok rendelkezésre állása miatt 2004. január és 2022. szeptember közti időszakra illesztettük mindkét valuta készpénztartási hányada esetében. Az általunk megválasztott hibakorrekciós módszertan első lépése a bevont változók stacionaritásának tesztelése, amire az ADF (Augmented-Dickey-Fuller) tesztet választottuk. A tesztet konstans és trend nélküli specifikációval végeztük el, így határozva meg a vizsgálatba bevont változók integráltságának rendjét. Az ADF-teszt

nullhipotézise az, hogy a változó egységgyökfolyamatot követ. A teszteredményeket a *Melléklet 3. táblázata* mutatja be, amelyből látható, hogy az elemzésbe bevont változók I(1) folyamatot követnek, a Google Trend – Magyar Közlöny keresési index kivételével, 1 százalékos szignifikancia szinten.

Így az eredeti változókra illesztettük a hosszú távú egyenleteket, kiszámoltuk ezek hibatagját, és teszteltük a hibatag stacionaritását is. A változók paraméterei, az egyenletek illeszkedését leíró statisztikák, ill. a hibatag ADF-teszt eredménye az *1. táblázatban* látható.

A hosszú távú egyenlet paraméterei nagyrészt igazolták a feltevéseinket. A vagyoni növekedése hosszú távon csökkenti a készpénztartási hányadot, ugyanilyen hatása van a hosszú távú kamatláb szintjének is és az euro rövid távú kamatának. Habár a paramétereket tekintve a rövid távú kamatláb és a forint készpénztartási hányadának kapcsolata egyirányúnak tűnik, a két változó korrelációja negatív. A pozitív paraméter ebben az esetben annak köszönhető, hogy a rövid és hosszú távú kamatláb arányával fellépő multikollinearitás miatt ez a paraméter önmagában nem értelmezhető.

A rövid és hosszú távú kamatláb esetén azért arány és nem különbségváltozó került be a modellbe, mert a rövid és hosszú távú kamatok eltérése előrevetíti a jövőbeli rövid távú kamatok alakulását. A pénzkeresletet leíró modellekben általában a kamatok különbségét szokták magyarázó változóként alkalmazni, mi azért választottuk az arányt, mert véleményünk szerint az eltérés és a készpénztartási hányad kapcsolata nem lineáris. A kamatok aránya változónak nincs elvárt előjele, általános esetben negatív a kapcsolata a készpénztartással, mert a magasabb hosszú távú kamatláb magasabb későbbi rövid távú kamatokot vetít előre. Azonban az előjelét meghatározhatja a jövőbeli rövid távú kamatlábak sorozatának relatív hozama és az inflációs várakozások is (*Friedman 1977*). A hazai esetben a változó negatív korrelációban áll a készpénztartási hányaddal.

A munkanélküliségi várakozások magasabb szintje nagyobb bizonytalanságot jelez, szintén magasabb készpénztartási hányadot eredményez az eurozóna esetében. Magyarország esetében a hosszú távú negatív irányú kapcsolat a munkanélküliségi várakozások és a jövedelemcsökkenés kapcsolatával indokolható. A kockázatot jelző, megtakarítási lehetőségeket mérő ESI-index nem volt szignifikáns egyik hosszú távú modellben sem. A reálleértékelődés hatására a forint és euro készpénztartás alternatív költsége megnő, és ez alacsonyabb készpénztartást okoz.

Az intézményi változás paraméter mindkét valuta esetében pozitív előjelű. Az elmúlt évtizedekben az intézményi környezet alakulásával az elektronikus pénz tranzakciók használata egyre népszerűbbé, általánosan elfogadottá vált, a készpénz tranzakciók szerepe az infrastruktúra fejlődésével párhuzamosan fokozatosan csökken. Ennek paradox hatása a készpénztartási hányad növekedése.

1. táblázat A hosszú távú egyenletek paramétereirei						
Változó neve	Magyarország			Eurószóna		
	Változó	Paraméter	t-statisztika	Változó	Paraméter	t-statisztika
Pénztartási hányad – eredményváltó	k			log(k)		
Konstans	γ	2,080	16,989***	γ	1,891	5,136***
A nettó vagyon változása	log(nw)	-5,200	-4,461***	log(nw)	-26,765	-26,858***
Három hónapos kamat	sr	0,076	11,471***	sr	-0,007	-3,5***
Tízéves kamat	lr	-0,087	-16,657***	lr	-0,039	-6,85***
A három hónapos és tízéves kamatláb aránya	kamat arány	0,002	6,682***			
ESI – munkanélküliségi várakozások	esiu	-0,546	-14,119***	esiu	0,002	10,333***
Reálfektív árfolyam	reer	-56,462	-7,393***	log(reer)	-0,343	-4,271***
Egy ATM-tranzakcióra jutó POS-tranzakciók száma	inst	0,619	4,805***	inst	0,909	5,934***
Fogyasztói árindex szórása	log(cpsid)	-0,043	-4,046***			
Pénzügyi szolgáltatások árindexe	cpik	0,001	3,608***			
Google Trend – Magyar közírbny	MK	4,210E-05	1,825*			
Dummy (2008M10–2011M12)				D1	0,082	9,117***
Dummy (2020M4–)	D2	0,213	9,095***	D2	0,113	6,844***
Korrigált R <sup>2</sup>		0,978			0,969	
Durbin-Watson-statisztika		0,444			0,624	
Megfigyelések száma		223			223	
Hiba ADF-teszt értéke		-6,317***			-7,21***	

Megjegyzés: \*\*\*, \*\*, \*, 1, 5 és 10 százalékos szinten szignifikáns

A forint készpénztartás esetében a 18 hónapos szórás bizonyult szignifikánsnak, a szórás magasabb szintje csökkenti a készpénztartási hányadot. Az eurozóna esetében nem találtunk olyan időintervallumot, amelyen az inflációs adatok szórása szignifikánsan magyarázná a készpénztartás hosszú távú alakulását.

A pénzügyi szolgáltatások magasabb ára magasabb készpénztartási hányaddal jár, ez alátámasztja azt a feltételezést, hogy a magasabb pénzügyi szolgáltatás árak mellett kevésbé tűnik észszerűnek a megtakarítások befektetése, ez a készpénztartás nem racionális momentuma. Az euro esetében nem találtunk ilyen összefüggést, amelyben feltételezésünk szerint szerepet játszik az eurozóna bankrendszerének heterogenitása.

A hazai készpénztartás esetében a Magyar Közlöny keresőszó eredményeinek kumulált időszora a jogszabályi környezet általános alakulásának indikátora. A paraméter előjele pozitív.

Az euro készpénztartását a 2008. október és 2011. december közti válság szignifikánsan növelte, ezért erre az időszakra szinteltolódás (levelshift) outlier illesztünk a hosszú távú modellbe. A 2020-ban kitört Covid19-járvány miatt szükségessé váló intézkedések a piaci környezetet oly módon átalakították, hogy ez szintén egy szinteltolódásos outlier-modellbe illesztését tette szükségessé.

Mindkét egyenlet esetében teszteltük a hiba stacionaritását, konstans nélküli esetben mindkét hiba stacionárius, ami lehetővé teszi, hogy ezt az adatot a rövid távú modellbe illesszük. A rövid távú egyenleteket a 2. táblázat foglalja össze.

A rövid távú modellt a készpénztartási hányad differenciájára illesztettük a hazai adatok esetében, míg az eurozóna készpénztartási hányadának a logaritmusát differenciáltuk. A kointegrációs megközelítés megfelelő a vizsgálatunkhoz, mert a hosszú távú egyenlet hibatagja stacionárius volt, a rövid távú egyenletben az egy időszakos késleltetett értéke szignifikáns és a paraméter értéke negatív, ami azt jelenti, hogy a rövid távú folyamatok a hosszú távú egyensúlyhoz tartanak.

A rövid távú egyenletek illesztése esetén az általános megközelítésből kiindulva a hosszú távú egyenlet változóit és késleltetett időszorainak a megfelelését vizsgáltuk a modell illeszkedési paramétereinek figyelembevételével. Ezzel a megközelítéssel élve végül a hosszú távúnál jóval egyszerűbb szerkezetű egyenletekhez jutottunk, habár a rövid távú folyamatokban számos additív outlier jelent meg, különös tekintettel az idősor végére.

2. táblázat

## A rövid távú egyenletek paraméterei

Változó neve	Magyarország			Eurozóna		
	Változó	Paraméter	t-statisztika	Változó	Paraméter	t-statisztika
Pénztartási hányad – eredményváltó	d(k)			dlog(k)		
Konstans	c	0,011	5,483***	c	0,004	6,602***
Pénztartási hányad	d(k <sub>t-1</sub> )	-0,142	-3,755***	dlog(k <sub>t-3</sub> )	0,098	2,328***
A nettó vagyon változása				dlog(nw)	8,195	7,648***
Három hónapos kamat	d(sr <sub>t-3</sub> )	-0,011	-4,485***	d(sr <sub>t-1</sub> )	-0,003	-3,377***
ESI – munkanélküliségi várákozások	d(esiu)	0,001	4,453***	d(esiu <sub>t-1</sub> )	0,001	2,842***
Google Trend – Magyar Közölny	d(MK)	-0,001	-4,761***			
Dummy (2006M1)				D3	-0,018	-2,35***
Dummy (2008M1)				D4	-0,025	-3,265***
Dummy (2008M10)				D5	0,054	6,919***
Dummy (2010M1)	D6	-0,048	-3,066***			
Dummy (2020M3)	D7	0,164	9,946***	D7	0,069	8,044***
Dummy (2020M4)	D8	0,353	14,211***	D8	0,110	10,795***
Dummy (2020M5)				D9	-0,061	-5,034***
Dummy (2020M6)	D10	-0,096	-5,425***	D10	-0,053	-5,85***
Dummy (2020M7)	D11	-0,060	-3,58***	D11	-0,037	-3,532***
Dummy (2020M8)	D12	-0,054	-3,441***			
Dummy (2020M11)	D13	0,069	3,874***			
Dummy (2022M8)	D14	-0,071	-4,462***			
Hibakorrekciós tényező	ect <sub>t-1</sub>	-0,067	-2,549**	ect <sub>t-1</sub>	-0,036	-2,108*
Korrigált R <sup>2</sup>		0,789			0,797	
Durbin-Watson-statisztika		1,989			1,738	

Megjegyzés: \*\*\*, \*\*, \*, 1, 5 és 10 százalékos szinten szignifikáns

A hazai készpénztartási hányad változását rövid távon az előző időszaki készpénztartási hányad változása magyarázza. Így egy előző havi növekedés mérsékli az aktuális hónap készpénztartásának növekedését. A rövid távú kamatnak a vonatkozósi hónapot megelőző harmadik hónap kamatnövekedése csökkenti a vonatkozósi hónap készpénztartási hányadát, a negatív paraméterérték megfelel az elméleti feltevéseknek. A munkanélküliségi várakozások növekedésével nő a készpénztartási hányad, a Magyar Közlöny Google keresések növekedése pedig kis mértékben csökkenti azt rövid távon.

Az eurozóna készpénztartási hányadának rövid távú alakulását meghatározza a készpénztartási hányad három hónappal korábbi értéke. A mutató értékét a vagyoni változásának sebessége befolyásolja, a gyorsuló vagyonnövekedés az euro készpénztartási hányadának növekedését eredményezi. Az előző havi rövid távú kamatláb növekedése a vonatkozósi időszak készpénztartási hányadát csökkenti, összhangban az elmélettel. Végül az egy időszakkal korábbi munkanélküliségi kilátások növekedése a vonatkozósi időszak készpénztartásának emelkedését fokozza.

A két egyenletben közös, hogy a rövid távú kamatláb növekedése csökkenti, míg a bizonytalanság erősíti a készpénztartási hányad növekedését.

Az outlierek szempontjából a 2006. januári outliert valószínűsíthetően az euroövezet folyamatos bővítése, illetve az EKB készpénzellátást szabályozó iránymutatásának megjelenése<sup>17</sup> okozta. A 2008-as outlierek mindkét valuta esetében a kialakuló gazdasági válságnak köszönhetőek. A 2010-es outlier egyrészt köszönhető a 2008-as „W” alakú válság közbülső „csúcsának”, a 2009-es 6,6 százalékos GDP-visszaesést 2010-ben 1,1 százalékos növekedés követte. Másrészt a 2010-es év folyamán hozott intézkedések – magánnyugdíjpénztári vagyoni államosítása, az adórendszer átalakítása, a bürokrácia csökkentése, a banki, távközlési és energiaszektor különadójának bevezetése – a szabályozói környezet markáns változását eredményezte.

Az outlierek másik csoportja a 2020-as Covid19-járvánnyal kapcsolatos lezárások, az emiatt szükségessé váló intézkedések, a lezárások lazítása és az újabb hullámok miatt vált indokolttá. 2020 márciusában a járvány első hulláma miatt Európa szinte összes országában, köztük Magyarországon is szigorú járványvédelmi intézkedések váltak szükségessé. Egyúttal elkezdődött a lezárások miatt veszélyeztetett iparágak és az itt foglalkoztatottak védelme és a gazdasági visszaesés hatásának csökkentése érdekében hozott jogszabályok megalkotása, amelyek a hónap folyamán, illetve áprilisban váltak hatályossá. Ennek hatására a készpénztartási hányad márciusban és áprilisban is nagymértékben emelkedett. A felhalmozott készpénz leépítésére a lezárások részleges feloldásával májustól augusztusig került sor.

---

<sup>17</sup> <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/HU/TXT/PDF/?uri=CELEX:32006O0009>



Hazánkban a novemberben jelentkező második hullám miatti újabb lezárások a készpénztartási hányad újabb növekedését idézték elő. Végül az utolsó outlier 2022. augusztusban jelentkezett, ennek oka a rezsicsökkentés energiaválság miatti részleges kivezetése, ami a lakosságon kívül a termelő szektorokra is meghatározó volt.

A rövid távú egyenletek illeszkedésének statisztikáit a *Melléklet 4. táblázata* mutatja be.

A rövid távú egyenletek hibatagjából származó autokorrelációt LM-teszttel vizsgáltuk. Két időszakos késleltetés esetében a modelljeinkben nem igazolható autokorreláció. A modellek heteroszkedaszticitását Breusch–Pagan–Godfrey-teszttel teszteltük. Az eredmény alapján a hibatag egyik modell esetében sem mutat feltételes heteroszkedaszticitást. A Jarque-Bera-teszt alapján a hibatag normális eloszlása mindkét modellben elfogadható. Végül elvégeztük Ramsey RESET-tesztjét is mindkét modellre. A teszt eredményei alapján az eurozónára illesztett modell struktúrája kimaradt változóra utal, a hazai modellben a tesztstatisztika nem jelez hiányzó változót.

## **5. Következtetések – összefoglalás**

Tanulmányunkban a megtakarítási célú készpénzkereslet komplex megközelítésére törekedtünk. Amellett, hogy a klasszikus pénzpiaci összefüggések, a készpénztartás racionális mozgatórugóinak hatását szignifikánsnak találtuk, eredményeink szerint a megtakarítási célú készpénzkeresletnek több, az észszerűséget látszólag nélkülöző motivációját igazoltuk az eurozóna és a hazai készpénztartás vonatkozásában egyaránt. Ez utóbbi faktorok közül ki kell emelnünk a bizonytalanság meghatározó szerepét a készpénztartási hányadban. A bizonytalanság mind hosszú, mind rövid távon hatást gyakorol, növekedésével emelkedik a készpénztartási hányad, csökkenése viszont nem eredményez azonos mértékű mérséklődést. Következtetésünk így egybevág *Rösl és Seitz (2021)* eredményeivel, akik a gazdasági/társadalmi krízisek készpénzkereslet-növelő hatását szintén igazolták.

Mivel ezek a tényezők, mint a bizonytalanság, az intézményrendszer gyors változása a turbulens gazdasági, társadalmi környezet változásának hatására, illetve a gazdasági szereplők nem racionális megítélése a befektetések megtérülésével kapcsolatban várhatóan a jövőben is meghatározóak lesznek, ezért középtávon a megtakarítási célú készpénzkereslet radikális mértékű csökkenésére sem Magyarországon, sem az eurozónában nem számíthatunk.

Fontosnak tartjuk kiemelni azon eredményünket is, hogy a hazai adatok vonatkozásában igazoltuk, hogy a pénzügyi szolgáltatások növekvő ára magasabb készpénztartási hányaddal jár hosszú távon, feltételezhetően a háztartások vélekedése szerint a magasabb pénzügyiszolgáltatás-árak mellett kevésbé észszerű a megtakarítások

befektetése. Az euro esetében nem találtunk ilyen összefüggést, ugyanakkor ki kell emelni, hogy Magyarországon a pénzügyi szolgáltatások fogyasztói ára 250 százalékkal emelkedett, miközben az eurozónában 1 százalékkal csökkent a vizsgált időszakban.

Eredményeink felhívják a figyelmet arra, hogy a pénztartási hányadon keresztül a készpénzkereslet alakulásában bizonyos nem racionális magatartásformák hatása makroszinten is kimutatható, ezek implikációit nem lehet figyelmen kívül hagyni a gazdaságpolitikai döntések meghozatala és az ösztönzési rendszerek kidolgozása során. Az utóbbi néhány évben kialakult sokkok és az őket követő igazodási folyamatok mellett a hagyományos elmélet szerinti változók hatásmechanizmusa ezek következményeként nehezen követhetővé vált.

### Felhasznált irodalom

- Alvarez, F. – Lippi, F. (2017): *Cash burns: An inventory model with a cash-credit choice*. Journal of Monetary Economics, 90: 99–112. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2017.07.001>
- Anwar Klára – Szókény Boros Zsuzsanna (2008): *A láncindexek alkalmazása a nemzeti számlákban*. Statisztikai Szemle, 86(7–8): 713–731.
- Arango-Arango, C.A. – Bouhdaoui, Y. – Bounie, D. – Eschelbach, M. – Hernandez, L. (2018): *Cash remains top-of-wallet! International evidence from payment diaries*. Economic Modelling, 69: 38–48. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.09.002>
- Bagnall, J. – Bounie, D. – Huynh, K.P. – Kosse, A. – Schmidt, T. – Schuh, S. – Stix, H. (2016): *Consumer Cash Usage: A Cross-Country Comparison with Payment Diary Survey Data*. International Journal of Central Banking, 12(4): 1–61.
- Belházyiné Illés Ágnes – Leszko Erika (2017): *Csökkenő ütemben, de továbbra is nő a készpénzállomány*. Szakmai cikk, Magyar Nemzeti Bank. <https://www.mnb.hu/letoltes/keszpenzes-cikk-2017-03-09-veglegesmnb-honlapra.pdf>
- Belházyiné Illés Ágnes – Végső Tamás – Bódi-Schubert Anikó (2018): *A magyarországi mikro-, kis- és középvállalkozások fizetési szokásainak elemzése – fókuszban a készpénzhasználat*. Hitelintézeti Szemle, 17(4): 53–94. <https://doi.org/10.25201/HSZ.17.4.5394>
- Bélyácz Iván (2013): *Várakozások, bizonytalanság, valószínűség Értekezés a kockázat számszerűsítésének korlátairól*. Közgazdasági Szemle, 60(7–8): 749–780.
- Bordo, M.D. – Jonung, L. – Siklos, P.L. (1997): *Institutional change and the velocity of money: a century of evidence*. Economic Inquiry, 35(4): 710–724. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1997.tb01959.x>

- Choi, H. – Varian, H. (2012): *Predicting the Present with Google Trends*. Economic record, 88(s1): 2–9. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2012.00809.x>
- Csaba László (2021): *Az intézményi gazdaságtan megújulása*. Közgazdasági Szemle, 68(1): 14–31. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2021.1.14>
- Deák Vivien – Nemeckó István – Végső Tamás (2021): *Lakossági fizetési szokások 2020-ban*. MNB-tanulmányok MT 143, Magyar Nemzeti Bank. <https://www.mnb.hu/letoltes/mnb-tanulma-ny-hun-143-lakossagi-fizetesi-szokasok.pdf>
- Dreger, C. – Wolters, J. (2009): *Money Velocity and Asset Prices in the Euro Area*. Empirica, 36(February): 51–63. <https://doi.org/10.1007/s10663-008-9092-1>
- Engle, R.F. – Granger, C.W.J. (1987): *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. Econometrica, 55(2): 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- EB (2021): *VAT gap report*. Európai Bizottság. <https://doi.org/10.2778/447556>
- Fischer, B. – Köhler, P. – Seitz, F. (2004): *The demand for euro area currencies: past, present and future*. ECB Working Paper, No. 330. <https://doi.org/10.2139/ssrn.526993>
- Fisher, I. (1912): *The purchasing power of money: its determination and relation to credit interest and crises*. The Macmillan Company, New York.
- Friedman, M. (1977): *Time Perspective in Demand for Money*. Scandinavian Journal of Economics. 79(4): 397–416. <https://doi.org/10.2307/3439699>
- Friedman, M. (1986): *Infláció, munkanélküliség, monetarizmus: válogatott tanulmányok*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- Fujiki, H. (2020): *The use of noncash payment methods for regular payments and the household demand for cash: evidence from Japan*. The Japanese Economic Review, 71: 719–765. <https://doi.org/10.1007/s42973-020-00049-5>
- Gosztonyi Márton (2017): *A pénz zsonglőrei: A szegénységben élők pénzgazdálkodásának rendszere*. Szociológiai Szemle, 27(3): 4–26.
- Hámori Balázs (2003): *Kísérletek és kilátások Daniel Kahneman*. Közgazdasági Szemle, 50(9): 779–799.
- Hendry, S. (1995): *Long-Run Demand for M1*. Staff Working Paper, Bank of Canada, No. 1995-11. <https://doi.org/10.34989/swp-1995-11>
- Hicks, J.R. (1935): *A Suggestion for Simplifying the Theory of Money*. Economica, 2(February): 1–19. <https://doi.org/10.2307/2549103>

- Horn Dániel – Kiss Hubert János (2019): *Kinek nincs ma bankszámlája Magyarországon?* Hitelintézési Szemle, 18(4): 35–54. <https://doi.org/10.25201/HSZ.18.4.3554>
- Keynes, J.M. (1965): *A foglalkoztatás a kamat és a pénz általános elmélete*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- Kim, B.W. (2014): *Estimation of Money Demand Function of South Korea Considering Regime Switching*. Chinese Business Review, 13(12): 740–756. <https://doi.org/10.17265/1537-1506/2014.12.003>
- Kiss, H. J. – Rodriguez-Lara, I. – Rosa-Garcia, A. (2018): *Panic bank runs*. Economics Letters, 162(January): 146–149. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.11.014>
- KSH (2014): *A fogyasztói árak alakulása 2013-ban*. Központi Statisztikai Hivatal. <https://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/stattukor/fogyar/fogyar13.pdf>
- KSH (2019): *Kódolási utasítás COICOP nomenklatúra szerinti kódoláshoz (vásárolt fogyasztási javak), 4. átdolgozott változat EUROSTAT COICOP five digit structure and explanatory notes alapján*. Központi Statisztikai Hivatal. [https://www.ksh.hu/docs/osztalyozasok/coicop/coicop\\_tartalom.pdf](https://www.ksh.hu/docs/osztalyozasok/coicop/coicop_tartalom.pdf)
- Laidler, D. (1999): *Passive money, active money, and monetary policy*. Bank of Canada Review, 20(Summer): 15–25.
- Miller, S.M. (1991): *Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling*. Journal of Money, Credit and Banking, 23(2): 139–154. <https://doi.org/10.2307/1992773>
- Minsky, H.P. (1957): *Central Banking and Money Market Changes*. The Quarterly Journal of Economics, 71(2): 171–187. <https://doi.org/10.2307/1883812>
- MNB (2012): *Jelentés a pénzügyi stabilitásról, 2012. április*. Magyar Nemzeti Bank. <https://www.mnb.hu/letoltes/jelentes-penzugyi-stabilitas-201204-hu.pdf>
- MNB (2022): *Fizetési rendszer jelentés*. Magyar Nemzeti Bank. <https://www.mnb.hu/letoltes/fizete-si-rendszer-jelente-s-2022.pdf>
- Murai Bálint – Ritzlné Kazimir Ildikó (2011): *A nem megfigyelt gazdaság mérésének lehetőségei*. Statisztikai Szemle, 89(5): 501–522.
- Odorán Rita – Sisak Balázs (2008): *A magyar gazdaság készpénzigénye – továbbra is olajozottan működhet a rejtett gazdaság?* MNB-szemle, 2008(december): 19–25. <https://www.mnb.hu/letoltes/odoran-sisak-20081211.pdf>

- Omar, N.A. – Nazri, M.A. – Ali, M.H. – Alam, S.S. (2021): *The panic buying behavior of consumers during the COVID-19 pandemic: Examining the influences of uncertainty, perceptions of severity, perceptions of scarcity, and anxiety*. Journal of Retailing and Consumer Services, 62, 102600. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2021.102600>
- Raghubir, P. – Srivastava, J. (2008): *Monopoly Money: The Effect of Payment Coupling and Form on Spending Behavior*. Journal of Experimental Psychology: Applied, 14(3): 213–222. <https://doi.org/10.1037/1076-898X.14.3.213>
- Ritzlné Kazimir Ildikó – Máténé Bella Klaudia (2020): *A gazdasági és a szabályozási környezet változásának hatása az áfaelkerülés 2006 és 2016 közötti alakulására Magyarországon*. Statisztikai Szemle, 98(2): 107–132. <https://doi.org/10.20311/stat2020.2.hu0107>
- Rösl, G. – Seitz, F. (2021): *Cash and Crises: No surprise by the virus*. Working Paper No. 150, Institute for Monetary and Financial Stability, Goethe University Frankfurt. [https://www.imfs-frankfurt.de/fileadmin/user\\_upload/IMFS\\_WP/IMFS\\_WP\\_150\\_web.pdf](https://www.imfs-frankfurt.de/fileadmin/user_upload/IMFS_WP/IMFS_WP_150_web.pdf)
- Rösl, G., – Seitz, F. (2022): *Cash demand in times of crisis*. Journal of Payments Strategy & Systems, 16(2): 107–119.
- Sax, C. – Steiner, P. (2013): *Temporal Disaggregation of Time Series*. MPRA Paper No. 53389. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/53389/1/sax-steiner.pdf>
- Sisak Balázs (2011): *What drives cash demand? Transactional and residual cash demand in selected countries*. MNB Working Papers 2011/10, Magyar Nemzeti Bank. <https://www.mnb.hu/letoltes/wp-2011-10-1.pdf>
- Sorensen, B. E. – Yoshida, O. (2007): *Producer prices versus consumer prices in the measurement of risk sharing*. Applied Economics Quarterly, 53(1): 3–17. <https://uh.edu/~bsorensen/DeflatorsFinal.pdf>
- Szepesi György (2013): *Géniuszek párharca Milton Friedman és J. M. Keynes vitája Tim Congdon és Robert Skidelsky előadásában*. Közgazdasági Szemle, 60(6): 633–649.
- Thaler, R. (1985): *Mental accounting and consumer choice*. Marketing science, 4(3): 199–214. <https://doi.org/10.1287/mksc.4.3.199>
- Végső Tamás (2020): *A magyarországi készpénzkereslet változásának összehasonlító elemzése*. Hitelintézeti Szemle, 19(1): 90–118. <https://doi.org/10.25201/HSZ.19.1.90118>
- Végső Tamás – Belházyne Illés Ágnes – Bódi-Schubert Anikó (2018): *Készpénz vagy kártya? A magyar lakosság fizetési szokásainak feltáró elemzése*. Pénzügyi Szemle 63(4): 455–479.
- Wasiaturrahma, W. – Wahyuningtyas, Y.T. – Ajija, S.R. (2019): *Non-cash payment and demand for real money in Indonesia*. Journal of Economics, Business, and Accountancy Ventura, 22(1): 1–8. <https://doi.org/10.14414/jebav.v22i1.1575>

## Melléklet

<b>3. táblázat</b>				
<b>Az egységgyöktesztek eredménye</b>				
Változó neve	Magyarország		Eurozóna	
	Teszt specifikáció	t-érték	Teszt specifikáció	t-érték
Képzéstartási hányad	N, 1	-12,371***	N, 1	-12,590***
A nettó vagyon változása	N, 1	-3,381***	N, 1	-11,961***
Három hónapos kamatláb	N, 1	-4,754***	N, 1	-6,208***
Tízéves kamatláb	N, 1	-7,251***	N, 1	-8,274***
A három hónapos és tízéves kamatláb aránya	N, 1	-18,762***		
ESI – munkanélküliségi várakozások	N, 1	-16,522***	N, 1	-11,666***
Reáleffektív árfolyam	N, 1	-13,087***	N, 1	-12,783***
Egy ATM-tranzakcióra jutó POS-tranzakciók száma	N, 2	-16,155***	N, 2	-16,155***
Fogyasztói árindex szórása	N, 1	-3,599***		
Pénzügyi szolgáltatások árindexe	N, 1	-3,095***		
Google trend – Magyar Közlöny	N, 1	-2,105**		

Megjegyzés: \*\*\*, \*\*: szignifikáns 1, illetve 5 százalékos szinten

<b>4. táblázat</b>				
<b>A rövid távú modellek teszt-statisztikái</b>				
Teszt	Magyarország		Eurozóna	
	Teststatisztika	P-érték	Teststatisztika	P-érték
LM-teszt	0,075	0,928	1,774	0,1723
Breusch–Pagan–Godfrey	0,665	0,796	1,003	0,449
Jarque–Bera	4,588	0,101	0,599	0,741
Ramsey RESET tesztje	0,921	0,358	3,28	0,001