



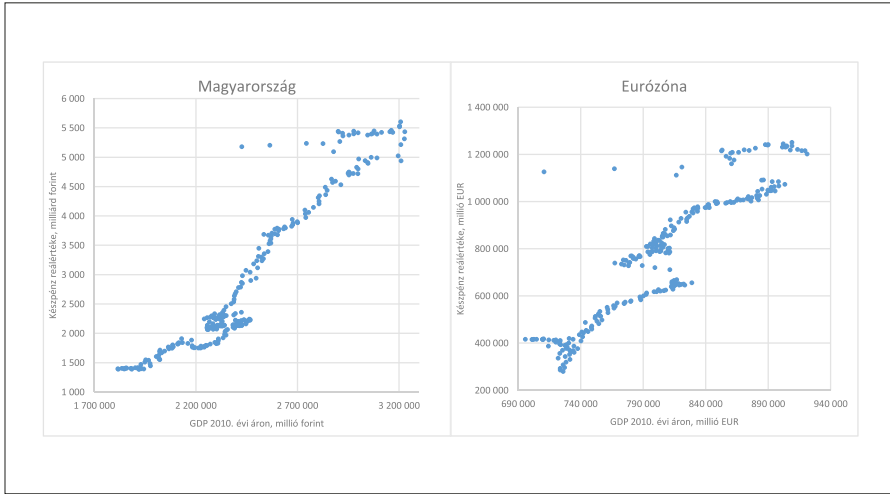
Bódi-Schubert Anikó – Ritzlné Kazimir Ildikó

Miért van még szükségünk készpénzre? – Az euró és a forint készpénztartási hányadát alakító tényezők

A tanulmány célja, hogy a készpénztartási hányad alakulásán keresztül megvizsgálja a készpénzkereslet motivációinak változását Magyarországon és az eurózónában az ezredfordulótól 2022 októberéig. A készpénz iránti kereslet fő mozgatója a tranzakciós (fizetési) és a megtakarítási cél, amelyek közül a tranzakciós motiváció az elmúlt időszakban megvalósuló digitalizációval folyamatosan veszít jelentőségéből. A jövedelem által meghatározott tranzakciós pénzkereslettel szemben a megtakarítási célú pénzkereslet a vagyontól és a hozamoktól függ. A készpénz a vagyontartás egyik formája és a vagyontartási formák közti transzformáció eszköze is lehet likviditásának és alacsony kockázatának köszönhetően. E tulajdonságából fakadóan a lakosság által érzékelt bizonytalanság szubjektív növekedése ösztönzi a háztartások készpénztartási magatartását. A készpénztartási hányad – amely a nominális pénzmenyiség és a nomináljövedelem hányadosa – alkalmas mutató arra, hogy a jövedelem tranzakciós pénzkeresletre gyakorolt hatását kiküszöbölve a készpénztartás megtakarítási célú alakulását vizsgálhassuk. Tanulmányunkban bemutatjuk, hogy a klasszikus elmélet által meghatározott változók, mint a vagyon és a hozamok mellett a bizonytalanság szubjektív értékelését mutató indikátor, a forint és az euró tartását egyaránt meghatározó tényezők, továbbá a koronavírus-járvány kitörését követő intézményi és gazdasági változások a készpénztartási magatartásban tartós, több hónapon keresztül adaptálódó változásokat okoztak.

Bevezetés

A digitalizáció térnyerésével és az elektronikus fizetések terjedésével a készpénz iránti kereslet csökkenésének prognosztizálása általános volt az elmúlt évtizedekben,



1. ábra. A készpénzmennyiség és a GDP reálértékének alakulása
Magyarországon és az eurózónában, 2001–2022
Forrás: saját szerkesztés

a készpénzállomány növekedése a világ legtöbb országában mégis napjainkig jellemző tendencia maradt. Ez a trend az elektronikus fizetések terjedésének jelentősebb lökést adó Covid–19-járvány miatti lezárásokat követően is megfigyelhető volt.¹ Hazánkban 2019 és 2020 között az *online* pénztárgépeken keresztül bonyolított készpénzes tranzakciók értéke 13,6%-kal csökkent, miközben a forgalomban lévő készpénz mennyisége 9,9%-kal emelkedett.

A fogyasztási célú, jövedelemtől függő tranzakciós pénzkereslet² tehát az elmúlt időszakok jelentős készpénzkereslet-növekedését nem magyarázza. A készpénzkereslet megtakarításokban betöltött jelentőségét az 1. ábra jól szemlélteti, amely a reál-készpénzmennyiség és a reáljövedelem (GDP) kapcsolatát mutatja be Magyarországon és az eurózónában 2001–2022 között.

Az ábrán látható, hogy a két változó közti kapcsolat korántsem stabil, hanem strukturális törésekkel szabdalts, 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 Covid–19 okozta krízis nyomán jelentkeznek a strukturális törések.

¹ MNB 2022.

² FISHER 1912.

Kutatásunkban a megtakarítási célú készpénzkereslet alakulását és befolyásoló tényezőit vizsgáljuk hazánkban, valamint az eurózónában. A fókuszált elemzés érdekében a készpénztartási hányad kiszámításával a készpénzkeresletből kiszűrtük a tranzakciós pénzkereslet, vagyis a jövedelemváltozás hatását.³

Adatok

Az adatok összegyűjtése során 2000–2022 szeptemberéig terjedő, havi gyakoriságú adatbázist állítottunk össze Magyarországra és az eurózónára. Adatforrásként az Eurostat, az ECB, a KSH és az MNB honlapján publikált adatok szolgáltak.

A mutatók kiválasztása során a készpénzmennyiséget az *M0* monetáris aggregátummal közelítettük. A készpénztartási hányad kiszámítása során a reáljövedelem *proxyjának* a reál-GDP-t tekintettük. Ez a mutató azonban csak negyedéves gyakorisággal áll rendelkezésre, ezért havi gyakoriságú idősorra bontottuk a Chow–Lin-módszerrel, indikátorsorként az ipari termelés volumenindexe szolgált. Az így megkapott reáljövedelmet a harmonizált fogyasztói árindexszel (*HICP_t*) inflálva állítottuk elő a nomináljövedelem idősorát. A készpénztartási hányadot a következő képlettel számítottuk:

$$k_t = \frac{M0_t}{GDP_t \times HICP_t}.$$

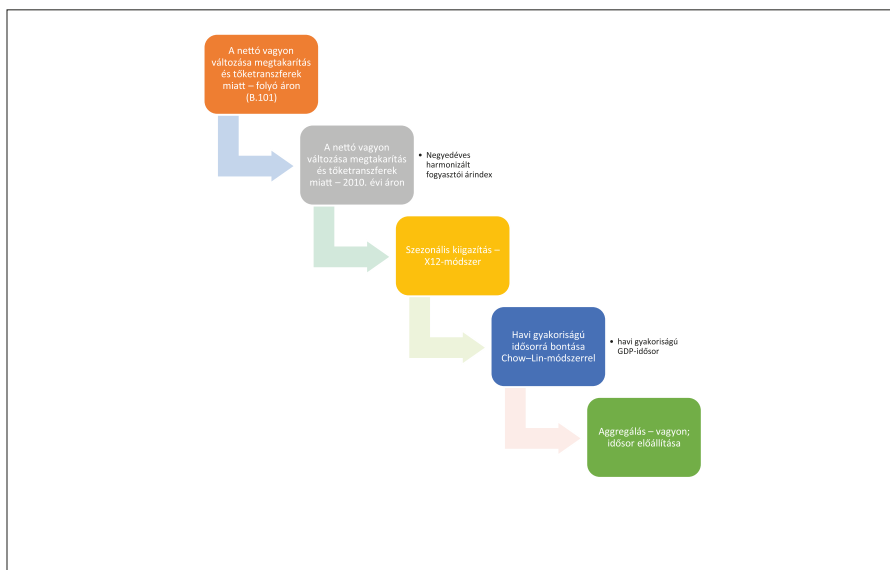
Magyarázó változóként az új mennyiségi pénzelméletet alapul véve a vagyon és a különböző alternatív eszközök hozama szolgált.⁴ A vagyon változásának mérésére „a nettó vagyon változása megtakarítás és tőketranszferek miatt” mutatót a háztartások és a háztartásokat segítő nonprofit intézmények szektorára használtuk. Ez a mutató azonban csak folyó áron és negyedéves gyakorisággal áll rendelkezésre, miközben a vizsgálatunk céljára a vagyon reálértékére volt szükségünk, ezért a 2. ábra szerinti átalakításokat végeztük el.

A hozamok alakulására vonatkozóan a hazai gazdaságra a 3 hónapos és a 10 éves *benchmarkkamatláb*at, míg az eurózónára a 3 hónapos EURIBOR-t és a 10 éves lejáratú államkötvények kamatlábát használtuk. A kamatok alakulását a 3. ábra mutatja be.

A szubjektív bizonytalanságot és a befektetések kockázatát a keynesi elmélet nyomán tartottuk szükségesnek megvizsgálni, amely azt mondja, hogy a likviditási függvény – amely a kamatláb és a jövedelem függvényében mutatja meg a gazdaság szereplői által tartani kívánt készpénz mennyiségét – megváltozik a jövőre vonatkozó

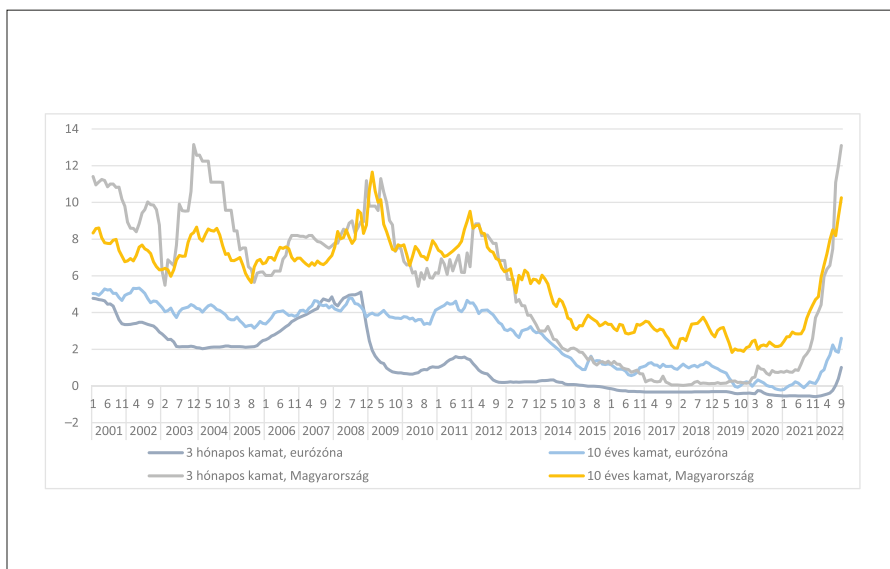
³ DREGER–WOLTERS 2009.

⁴ FRIEDMAN 1986.



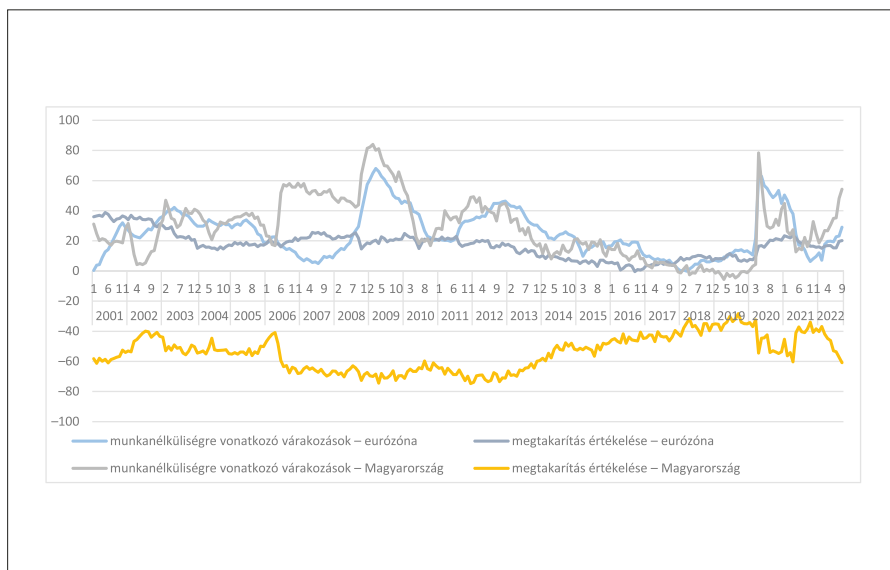
2. ábra. A nettó vagyon kiszámításának lépései

Forrás: saját szerkesztés



3. ábra. A 3 hónapos és a 10 éves kamatlábak alakulása, %

Forrás: MNB, ECB



4. ábra. A munkanélküliségre vonatkozó várakozások és a megtakarítás értékelése, ESI-k, %

Forrás: Eurostat

bizonytalanság változásának hatására.⁵ Ezeket a tényezőket az ESI (*Economic Sentiment Indicators*) mutatóhalmazából választott indexekkel mértük. A bizonytalanságot jól tükrözi a következő 12 hónapra vonatkozó munkanélküliségi várakozások alakulása, míg a kockázatot a jelenlegi megtakarítási lehetőségek megítélése; a 4. ábra ezeknek a mutatóknak az alakulását tartalmazza.

Az ábrán látható, hogy a válságok kialakulásakor a bizonytalanság jelentősen megnő, míg a kockázat megítélésében ezek a kiugró változások nem jelennek meg. Érdeemes azt is kiemelni, hogy a bizonytalanság ugrásszerű növekedésével a készpénztartási hányad is jelentősen emelkedik, ugyanakkor a csökkenés során a készpénztartás lassabb igazodást mutat. Jó példa erre, hogy a 2020 márciusát követő időszakban mind a bizonytalanság, mind a kockázat korábbi alakulásához képest jelentősebb volatilitást mutat.

A pénzügyi szolgáltatások fogyasztói árindexét is bevontuk a modellbe, mert a készpénztartás nem racionális motivációja lehet a vagyonelemek allokációját terhelő, a lakosság által magasnak ítélt tranzakciós költség.⁶

⁵ KEYNES 1965.

⁶ HICKS 1935.



5. ábra. A hibakorrekciós modell illesztésének lépései

Forrás: saját szerkesztés

Módszertan

A modellezés során hibakorrekciós modellt használtunk, amely két egyenlet becslését teszi szükségessé. Az első egyenlet a hosszú távon egymáshoz közel, egyfajta egyensúlyi pályán mozgó idősorok létét feltételezi. Ekkor a tényleges egyensúly nem alakul ki, azonban 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.⁷ A modell illesztésének lépéseit az 5. ábra mutatja be.

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

$$k_{EU,t} = \gamma_{EU} + \beta_{EU,1} nw_{EU,t} + \beta_{EU,2} sr_{EU,t} + \beta_{EU,3} lr_{EU,t} + \beta_{EU,4} (esi_u_{EU,t})^2 + u_{EU,t},$$

$$k_{HU,t} = \gamma_{HU} + \beta_{HU,1} nw_{HU,t} + \beta_{HU,2} sr_{HU,t} + \beta_{HU,3} lr_{HU,t} + \beta_{HU,4} (esi_u_{HU,t})^2 + \beta_{HU,5} esi_s_{HU,t} + \beta_{HU,6} cpi_k_{HU,t} + u_{HU,t},$$

ahol k jelenti a készpénztartási hányadot, nw a nettó vagyon, sr a 3 hónapos, lr a 10 éves kamat, esi_u a munkanélküliségre, esi_s a megtakarítások értékelésére vonatkozó ESI, cpi_k pedig a pénzügyi szolgáltatások fogyasztói árindexe.

⁷ ENGLE–GRANGER 1987.

Eredmények

A vizsgált változók első differenciája stacionáriusnak tekinthető. Meg kell azonban jegyezni, hogy az eurózóna-vagyoni változó első differenciája csak a 2020 elejétől jelentkező adaptív hatások figyelembevételével (innovációs *outlier*) tekinthető stacionáriusnak. 2020 első negyedében szinteltolódás jelent meg a vagyoni növekedésében, amely a következő időszakok vagyonalakulásában adaptív folyamatot indított el. Ez két tényezőre vezethető vissza, egyrészt az eurózónában már az első negyedében megjelenő korlátozó intézkedések és a lakossági magatartás változása miatti fogyasztáscsökkenésre, másrészt – és ez inkább a második negyedétől jelentkező tényező – a kormányzat által nyújtott transzferek és támogatások növekedésére. A hazai vagyoni változásában ilyen hatás nem volt kimutatható.

A hosszú távú egyenletek eredményét az 1. táblázat foglalja össze.

1. táblázat. *A hosszú távú egyenletek paraméterei*

Változó		Magyarország		Eurózóna	
		paraméter	t statisztika	paraméter	t statisztika
Konstans	γ	0,792	23,6427	0,1659	5,7374
Nettó vagyoni	nw	2,36E-08	24,1908	9,25E-08	38,5138
Három hónapos kamat	sr			-0,0058	-2,115
Tízéves kamat	lr	-0,0523	-11,0144	-0,0095	-2,8958
Az ESI munkanélküliség megítélése a következő 12 hónapban	esi_u^1	4,08E-05	11,4662	3,11E-05	11,7812
A jelenlegi ESI-megtakarítási lehetőségek megítélése	esi_s	0,0047	9,3193		
Pénzügyi szolgáltatások árindexe	cpi_k	0,0007	2,4281		
Adjusted R ²		0,9743		0,9714	
Durbin–Watson-statisztika		0,3289		0,2543	
A megfigyelések száma		261		225	
A hibagra vonatkozó ADF-teszt értéke		t statisztika	p érték	t statisztika	p érték
		-4,6242	0	-3,2375	0,0192

Forrás: saját szerkesztés

A fenti hosszú távú egyenletek struktúrája nem azonos. A befektetések kockázatának tekintett, a megtakarítások szubjektív értékelésére vonatkozó ESI az eurózóna hosszú távú egyenletében nem bizonyult szignifikánsnak. Ennek statisztikai oka a kamatlábakkal való multikollinearitással magyarázható. Míg az eurózónában 70% fölötti a korrelációja mindkét kamatlábbal, addig a hazai adatokat tekintve a kapcsolat ellenétes irányú és közepes erősségű. Ugyanakkor a hosszú és a rövid távú kamatok hazai alakulása között 92%-os a korreláció, ez az eurózónában 82,8%-os.

Ki kell még emelnünk, hogy a pénzügyi szolgáltatások árindexe az eurózóna készpénztartási hányadában nem meghatározó, vélhetően az eurózóna pénzügyi szektorának heterogenitása miatt.

A rövid távú egyenleteket a 2. táblázat foglalja össze.

2. táblázat. *A rövid távú egyenletek paraméterei*

Változó	Magyarország [eredményváltozó: $D(k)$]			Eurózóna [eredményváltozó: $DLOG(k)$]		
		paraméter	t statisztika		paraméter	t statisztika
Konstans	c	0,0032	3,2787	c	0,0024	3,8811
A pénztartási hányad előző időszaki értéke 2020. márciustól	$D(k(-1))$	0,1649	12,8988	$DLOG(k(-1))$	0,2853	3,3555
Három hónapos kamat	$D(sr)$	0,0034	1,4881	$D(sr)$	-0,0193	-4,2944
Tízéves kamat	$D(lr)$	-0,0047	-1,771			
Az ESI munkanélküliség-megítélése a következő 12 hónapban	$D(esi_u^3)$	1,16E-05	4,3005	$D(esi_u(-2)^3)$	-1,01E-05	-4,5402
Additív outlier, 2008. október	dum_{2020m8}				0,06726	7,3303
Innovációs outlier, 2020. március	dum_{2020m3}	0,1306	8,3603		0,0908	9,8013
Innovációs outlier, 2020. április	dum_{2020m4}				0,1298	10,2098
Innovációs outlier, 2020. május	dum_{2020m5}	-0,1211	-6,1045		-0,0906	-5,4983
Innovációs outlier, 2020. június	dum_{2020m6}	-0,0731	-4,4155			
Levelshift, 2022. márciustól az időszak végéig	dum_{2022m3}	-0,0324	-5,0668			
Hibakorrekciós tényező	$ect(-1)$	-0,0623	-3,2457	$ect(-1)$	-0,0825	-4,3667
Adjusted R^2	0,7536			0,7112		
Akaike-féle információs kritérium	5,4567			-6,514		
RMSE	0,1212			0,1664		

Forrás: saját szerkesztés

A rövid távú egyenletek 2020. márciusig stabil összefüggéseket mutatnak, azonban a Covid-járvány kitörését követő turbulencia a készpénztartási hányad rövid távú folyamataira jelentős hatást gyakorolt. A járvány újabb hullámai, az emiatt szükségessé váló lezárások és ezek részleges és átmeneti feloldása, a gazdaságtámogató intézkedések több időszakon keresztül megvalósuló adaptálódási folyamatokat indítottak el. Ezek a folyamatok egymást átfedve alakultak, az egyes hatások így nehezen szétválaszthatók. A 2022 februárjában kirobbant orosz–ukrán háború a drasztikusan növekvő bizonytalanságon keresztül további emelkedést okozott a készpénztartási hányadban, amit lassú igazodási folyamat követett.

Következtetés – összefoglalás

Tanulmányunkban bemutattuk, hogy a hazai és az eurózána készpénztartási hányada hasonló törvényszerűségek szerint alakul. A klasszikus pénzpiaci összefüggések mindkét vizsgált fizetőeszköz esetében igazolhatók. A vagyon növekedése növeli, míg az eszközök hozamának emelkedése csökkenti a készpénztartási hányadot. A bizonytalanság változása és a készpénztartási hányad között nem lineáris, hanem négyzetes a kapcsolat, a magas bizonytalansági szinteken a bizonytalanság változása a készpénztartási hányadban nagyobb növekedést idéz elő, ugyanakkor a bizonytalanság mérséklődésével a készpénztartás korrekciója nem automatizmus.

A hazai készpénztartási hányad hosszú távon a pénzügyi szolgáltatások árától mint tranzakciós alternatív költségűtől is függ. Az áremelkedés növeli a készpénztartási hányadot. A gazdasági szereplők nem racionális vélekedése szerint a magasabb költségek mellett kevésbé éri meg a megtakarítások befektetése. Hasonló oka lehet a kockázatot jelző indikátor hosszú távú magyarázó erejének is, az egyirányú kapcsolat szintén egyfajta kockázatkerülő magatartásként értékelhető.

A készpénztartási hányad alakulásában a 2020 márciusától kezdődő időszakra jellemző feszültségek, gyors egymásutánban következő intézményi változások egymást átfedő igazodási pályákat indítottak el, amelyeket a lakossági magatartás folyamatos adaptálódása jellemezett. Az orosz–ukrán háború kirobbanását követően a hazai készpénztartási hányad változásának tartós csökkenése volt jellemző. A jelenleg rendelkezésünkre álló információk alapján ez a folyamat megszakadt, és az új pálya kialakulása a jelenleg is nagy bizonytalanság miatt nem előre jelezhető.

Felhasznált irodalom

- DREGER, Ch. – WOLTERS, J. (2009): Money Velocity and Asset Prices in the Euro Area. *Empirica*, 36, 51–63. Online: <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. Online: <https://doi.org/10.2307/1913236>
- European Central Bank (2023): *Statistical Data Warehouse*. Online: <https://sdw.ecb.europa.eu/home.do>
- Eurostat (2023): *Data Browser*. Online: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/explore/all/economy?lang=en&display=list&sort=category>
- FISHER, I. (1912): *The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit Interest and Crises*. New York: Macmillan.
- FRIEDMAN, M. (1986): *Infláció, munkanélküliség, monetarizmus: válogatott tanulmányok*. Ford. Király Júlia, Száz János. Budapest: Közgazdasági és Jogi.
- HICKS, J. R. (1935): A Suggestion for Simplifying the Theory of Money. *Economica*, 2(5), 1–19. Online: <https://doi.org/10.2307/2549103>
- KEYNES, J. M. (1965): *A foglalkoztatás, a kamat és a pénz általános elmélete*. Ford. Erdős Péter. Budapest: Közgazdasági és Jogi.
- KSH (2022): *Tájékoztató adatbázis*. Online: <https://statinfo.ksh.hu/Statinfo/themeSelector.jsp?lang=hu>
- MNB (2022): *Statisztikai táblarendszer*. Online: <https://statisztika.mnb.hu/nyito>
- MNB (2022): *Fizetési rendszer jelentés*. Online: <https://www.mnb.hu/letoltes/fizete-si-rendszer-jelente-s-2022.pdf>