

OTDK-dolgozat

2025

PARTIUMI KERESZTÉNY EGYETEM
GAZDASÁG- ÉS TÁRSADALOMTUDOMÁNYI KAR



Devizaárfolyam és pénzkínálat kapcsolata 2008-2023 között Romániában

**The relation between exchange rate and money supply in Romania between
2008 and 2023**

Balla János

Konzulens: dr. Fogarasi József

Kézirat lezárásának dátuma: 2024.06.20.

Tartalomjegyzék

I.	Bevezetés	1
II.	Szakirodalmi áttekintés.....	2
III.	Adatok, metodológia	7
IV.	Kutatás eredményei	8
	IV.1. A változók ismertetése	8
	IV.2. Leíró statisztika	9
	IV.3. Adatok stacionarizálása.....	10
	IV.3.1. M1 pénzaggregátum stacionarizálása	10
	IV. 3.2. Euró stacionarizálása.....	13
	IV.4. Összefüggés, hatás vizsgálat	16
V.	Összegzés	21
VI.	Felhasznált források	22

Ábrajegyzék

ábra 1: Euró árfolyam változása Romániában 2008-2023 között	8
ábra 2: Az M1 pénzaggregátum változása Romániában 2008-2023 között	9

Táblajegyzék

1. táblázat: Leíró statisztika eredményei	10
2.táblázat: M1 pénzaggregátum egységyök első tesztelése	10
3. táblázat M1 pénzaggregátum egységyök második tesztelése	11
4.táblázat: M1 pénzaggregátum egységyök harmadik tesztelése.....	12
5.táblázat:Euró egységyök első tesztelése	13
6.táblázat: Euró egységyök második tesztelése	14
7.táblázat: Euró egységyök harmadik tesztelése	15
8.táblázat: Johansen teszt.....	16
9. táblázat: Vektor hibakorrekciós modell	18
10.táblázat: Granger-okozati teszt.....	19
11.táblázat: Vektorhiba-korrekciós modell (logaritmusokkal).....	19

I. Bevezetés

Sok ország makrogazdasági célkitűzéseinek egyike a magas és stabil gazdasági növekedés elérése és fenntartása, aminek érdekében fontos különböző makroökonómiai mérőszámok közötti kapcsolat irányát és azoknak hatását vizsgálni. Számos olyan kutatás született már, mely ezeket a kapcsolatokat hivatott megvizsgálni, és sokan keresték a devizaárfolyam és a pénzkínálat közötti relációt és annak erősségét is, példának okáért a monetáris megközelítés hosszú távú érvényességét Bruyn, Gupta és Stander (2013) Dél-Afrika, Chin, Azali és Matthews (2007) Malajzia és Miyakoshi (2000) Korea esetében támasztotta alá. Törökországgal kapcsolatban Tümtürk (2017), Uz és Ketenci (2010), valamint Uz és Bildir (2009) hosszú távú kapcsolatot talált az árfolyamok és a monetáris változók között, mint amilyen a pénzkínálat is. Malajziában megállapították a pozitív hosszú távú kapcsolat jelenlétét a pénzkínálat és a nominális devizaárfolyam között, azt tehát, hogy a valuta leértékelődése a pénzkínálat növekedésével függ össze. (Tunggal & Kadir, 2015)

A jelenlegi kutatás célja, és fő kutatási kérdése az, hogy az elmúlt 15 évben Románia esetében milyen kapcsolat figyelhető meg a devizaárfolyam és a pénzkínálat között? Mivel Európában a fő fizetőeszköz az euró, a szűken vett pénzmennyiséget pedig az M1 pénzágregátum jelöli ebből kifolyólag az euró árfolyamát fogom megvizsgálni a lejhez képest havi lebontásban, amit a Román Nemzeti Bank honlapján értem el, a pénzkínálatot pedig az M1 pénzágregátummal.

A kutatás struktúráját tekintve, a szakirodalmi áttekintést az alapfogalmak rövid ismertetésével kezdem, majd a közöttük lévő kapcsolatról, korábban végzett kutatások eredményeinek összefoglalásával folytatom.

Ezt követően a mérésekhez felhasznált adatok bemutatása következik, amelyeket az idei év legelején töltöttem le, a már említett honlapról. A leíró statisztikával bemutatjuk a vizsgálatban használt adatok alapstatisztikai jellemzőit a változók átlagértékét, szórását, legkisebb, illetve legnagyobb értékét. Majd a módszertan az alkalmazott idősoros regresszió bemutatásával fog folytatódni, ahol a pénzkínálatot függő változóként, az euró, és amerikai dollár árfolyamokat pedig független változóként fogom beépíteni a modellbe. A használt változók stacionaritását Elliott-Rothenberg-Stock teszt elvégzésével vizsgálom, majd Johansen kointegrációs tesztel megvizsgáljuk a változók között fennál-e kointegráció. A tanulmányt egy összegzéssel zárom, kiértékelve a megállapításokat, a kutatási kérdésre kapott választ és megfogalmazva esetleges további irányokat, javaslatokat a jövőre nézve.

II. Szakirodalmi áttekintés

A szakirodalmi áttekintést szeretném kezdeni az alapfogalmak meghatározásával, megmagyarázásával majd a tényezők közötti összefüggésről, illetve azoknak hatásáról más tényezőkre, amelyeknek eredményeit kutatásokkal fogom ismertetni az elmúlt évekből.

A devizaárfolyam, vagy ahogy még a szakirodalomban ismeretes, a valutaárfolyam, az az arány, konkrétabban az ár, amelyen elcserélik, átszámolják egy ország fizetőeszközét egy másik ország fizetőeszközére. (Samuelson & Nordhaus, 2009)

A pénzkínálat mérésére használatos mérőszám, mutató, a monetáris aggregátum. A monetáris aggregátumok olyan különböző tényezők összesítését jelentik, amelyek elemei a pénzkínálat részét képezi. Nagyon fontos annak a monetáris aggregátumnak a kiválasztása, amelyik egy adott időszakban hatékonyan képes megfelelni a monetáris politika céljainak. Ezeknek az aggregátumoknak a szerkezete idővel változhat, a különböző külső vagy belső tényezőknek köszönhetően, erre volt példa Románia esete is, ahol 2007-ig, csak két monetáris aggregátum létezett, szimbolikusan M1 és M2 néven, attól az évtől kezdődően pedig kiegészült M3-mal is. (Popa, 2012)

Romániában, az M1 monetáris aggregátum, amelyet szűk monetáris kínálatnak is szokás jelölni, a forgalomban lévő készpénz (bankjegyek és érmék) mellett a látra szóló betétek lejben kifejezett értéke, valamint a látra szóló devizabetétek a lakosság és a gazdasági szereplők devizakészleteinek devizában való összegeként értelmezhető. Az M2-es aggregátum ezeken felül kiegészül a látra szóló állami megtakarításokkal, a legfeljebb kétéves lejáratú betétekkel, és a legfeljebb három hónapos felmondási idővel visszaváltható betétekkel. Az M3 aggregátum (angolul: broad money), amely a vizsgálat egyik elemét képezi, az M2-n felül, magába foglalja a monetáris piaci eszközöket, különösen a pénz pénzpiaci befektetési jegyeit, ugyanakkor a repóügyleteket is. (Popa, 2012)

Az utóbbi években egyre több olyan tanulmány jelent meg, amelyben valamelyik országban vizsgálták, hogy hatással van-e egymásra a devizaárfolyam és a pénzkínálat. Érdekességként a sort szeretném kezdeni egy romániai kutatással, amely pont az általam vizsgált időintervallumot megelőzően tanulmányozta a két makrogazdasági változó kapcsolatát 2000-2010 között. A kutatás fő célja az volt, hogy megvizsgálja a devizaárfolyamra milyen hatással vannak a különböző makroökonómiai tényezők, így nem csupán a pénzkínálattal fennálló kapcsolatot tanulmányozta. A modellben az euró árfolyamát vizsgálta meg és azt határozta meg függő változónak, a

pénzkinálatot pedig függetlennek. A Pearson-féle korrelációval közvetlen kapcsolatot azonosított a változók között. (Nucu, 2011)

A pénzkinálat, a reáljövedelem és az árszint magyarázhatja az árfolyam viselkedését a közép-kelet-európai országok esetében, amelyet egy panel adatelemzés segítségével tesztelték. (Dabrowski & al, 2014)

2015-ben Ajao 1981 és 2008 között tanulmányozta a reálárfolyam-volatilitás meghatározó tényezőit Nigériában általánosított autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás (GARCH) modell segítségével. A kointegrációs teszt eredményei azt mutatták, hogy a kormányzati kiadások, a kereskedelem nyitottsága, a pénzkinálat, a termelékenység, a reálárfolyam és a reálkamat között hosszú távú és stabil kapcsolat van, bár csak az állami kiadásokra és a reálárfolyamra volt kimutatható a szignifikáns pozitív kapcsolat a reálárfolyam volatilitásával. (Ajao, 2015)

2016-ban Mpofu a dél-afrikai árfolyam-ingadozást meghatározó tényezőket vizsgálta az 1986-tól 2013-ig tartó időszakban, a GARCH modell alkalmazásával. Az eredmények kimutatták, hogy a kibocsátás, a nyersanyagárak, a pénzkinálat és a devizatartalékok volatilitása jelentősen befolyásolja az árfolyamot Dél-Afrikában. (Mpofu, 2016)

Egy évvel később 2017-ben, Ugandát választották egy kutatás célpontjául, hiszen a Világbank és a Nemzetközi Valutaalap sikertörténetként említette a '90-es években a strukturális alkalmazkodási makrogazdasági reformok végrehajtása miatt. A kutatás során minimális Lagrange-multiplikátor (LM) egységgyök-teszteket alkalmaztak ARCH és GARCH modellekkel annak vizsgálatára, hogy a monetáris aggregátumok (M2 és M3), a tartalékok és a kamatláb-különbség változásai hogyan befolyásolják az ugandai shilling nominális effektív árfolyamát. Eredményeikkel kimutatták, hogy az M2 és M3 strukturális töréspontjainak figyelembevétele jelentősen javítja azt az előrejelzést, hogy a pénzkinálat növekedése leértékelődéshez vezet. (Ojede & Lam, 2017)

Erdal (2018) empirikusan megvizsgálta és elemezte a rugalmas ár-monetáris megközelítés meglétét az árfolyam-meghatározásában rugalmas törökországi devizaárfolyam esetében. Hosszú távra kointegrációs, rövid távra pedig hibakorrekciós modelleket alkalmazott. Megállapította, hogy a hazai pénzkinálat növekedése a külföldi pénzkinálathoz képest a nominális árfolyam növekedéséhez vezet, ami a hazai valuta leértékelődését jelenti. Következtetésképpen azt a konklúziót is levonta, hogy a rugalmas árfolyamrendszerben a pénzkinálat és a nominális kamatlábak hosszú távon hatnak a nominális árfolyamokra. (Bahar, 2018)

2019-ben egy dél-koreai kutató arra a kérdésre kereste a választ, hogy számít-e a nyitottság a fejlődő országokban? Az eredmények azt mutatták, hogy az átutalások beáramlása a nominális árfolyam felértékelődéséhez vezet és a pénzkínálat növekedéséhez a rögzített árfolyamrendszerben. Egy általános egyensúlyi monetáris modell segítségével vizsgálta meg a bevándorlók pénz hazautalásának hatását a fejlődő országok árfolyamára és pénzkínálatára. Megállapította, hogy a hazautalások és a nyitottság mértéke jelentős szerepet töltenek be a monetáris és árfolyam politikában, segítve ezáltal a gazdasági fejlődés fellendítését. A hazautalások növekedése felértékelte a pénzkínálatot és leértékelte az árfolyamot, az AH-IV ÉS GMM rendszer becsléseinek regresszió eredményei azt mutatták, hogy az átutalások 1 százalékos szignifikancia szinten pozitívan hatnak a pénzkínálatra, a nyitottság viszont fordított kapcsolatot mutatott a pénzkínálattal, de az is kiderült, hogy az átutalások negatív hatással vannak az árfolyamra. Az 1970-2013 időintervallumot figyelembe véve, 114 ország értékei szolgáltak mintául ennek az empirikus tesztekkel megvalósított kutatásnak. (Jounghyeon, 2019)

2020-ban Japánban az 1975-2017-es periódusra levetítve egy empirikus kutatásban tesztelték, hogy a pénzkínálat mennyire meghatározó szerepet játszott a japán jen és amerikai dollár árfolyamának meghatározásában. Megállapították, hogy a 2000-es évek elején megvalósított mennyiségi lazító politikák tartósan erősítették a monetáris bázis szerepét a rövid távú árfolyamok meghatározásában, ugyanakkor arra is felfigyeltek, hogy a pénzállomány jelentős törést szenvedett a mennyiségi lazító politikának köszönhetően, így nem tudták bebizonyítani a hosszú távú pozitív korrelációt az árfolyam és a pénzállomány között az egész időszakot tekintve, csupán rövid távra. (Funashima, 2020)

2021-ben Európa legnagyobb irodapiacai közül kettőt kiválasztva, az Egyesült Királyságot és Németországot megvizsgálva tesztelték, hogy a pénzkínálat (esetükben az M2 pénzaggregátumot figyelembe véve) és a devizaárfolyamok változásának milyen relatív jelentősége volt az irodapiaci árak dinamikájában 2009 és 2019 között. Az elemzés során olyan takarékos értékelési modellt alkalmaztak, amelyet gyakran használnak az ingatlanfinanszírozásban és közgazdaságtanban is, mellyel kimutatták, hogy a pénzkínálat és a monetáris politikák is jelentős szerepet játszanak, pozitív hatást gyakorolnak az irodák árdinamikájára. Az ötfaktoros ingatlaneszköz-árképzési modellben megállapították, hogy amikor a jegyzés emelkedik az épület hazai valutájában történő értékelése automatikusan emelkedik. Ugyanakkor azt is megfigyelték,

hogy az irodai árak pozitívan voltak érzékenyek négy pénznemre: a kínai jüanra, amerikai és kanadai dollárra, illetve svájci frankra. (Cöen & Benoit, 2022)

2022-ben egy tanulmány azt vizsgálta, hogy a feltörekvő európai országok belföldi és külföldi pénzforgalmi egyenlegét milyen mértékben befolyásolták a devizapiaci megfontolások. A kutatás során az a következtetés lett levonva, hogy a reálárfolyam-eltérések jelentős hatással vannak a belföldi pénzkeresletre, ugyanis a valuták túlértékelése esetén csökkent a belföldi pénzkereslet, ezzel szemben pedig nőtt a külföldi pénzkereslet, ami a belföldi valutáról a külföldre való átállást jelzi. Fordított helyzetben, alulértékelés esetén megnőtt a belföldi pénzkereslet. (Akdogan, 2023)

Szintén ugyanabban az évben, Malajziában az árfolyamváltozásnak a malajziai pénzkeresletre gyakorolt aszimmetrikus hatását vizsgálták lineáris és nemlineáris ARDL-megközelítéssel, magyarázatot keresve az elmúlt években bekövetkezett nagy mértékű devizaárfolyam-csökkenésre. Meg lett állapítva a kutatás során, hogy a pénzkereslet aszimmetrikusan reagál az árfolyamváltozásra rövid és hosszú távon egyaránt, a negatív sokkra adott válasz, a helyi valuta leértékelődése pedig meghaladja a pozitív sokra adott választ. (Abdullah, El-Rasheed, & Hammad Ahmad Khan, 2022)

2023-ban valósult meg Algériában egy olyan kutatás, amelyben 1990-2020 között vizsgálták meg a pénzkínálat és devizaárfolyam tényezőnek a kapcsolatát. A tanulmány során az F-próba elvégzése igazolta a kointegráció jelenlétét az árfolyam és a pénzkínálat között. Ezt követően az ARDL (Autoregressive Distributed Lag) modell segítségével, megvizsgálták a változók közötti rövid és hosszú távú kapcsolatot. A modell statisztikailag szignifikáns pozitív hatást mutatott a pénzkínálatnak az árfolyamra, 0,001-es szignifikanciaszint mellett, ami a közvetlen kapcsolatra utal, ugyanakkor megállapították, hogy az ország esetében a pénzkínálat 1%-os növekedése az árfolyam 0,006%-os növekedéséhez vezetett. Ugyanakkor a végső következtetések egyike volt az is, hogy a teljes vizsgált időszakban, mind hosszú, mind rövid távú egyensúlyi kapcsolat állt fent a két tényező között. (Aid & Benelbar, 2023)

Egy korábbi kutatásban Bulgária esetében is alkalmazták az ARDL modellt, 2020-ban, melyben tesztelték az infláció, az árfolyamváltozások és a pénzkínálat növekedése közötti kapcsolatot az 1997 februárjában tetőző hiperinflációs csúcs előtt. Kimutatták, hogy az infláció nagymértékben függ a devizaárfolyam változásától, míg a monetáris növekedés nem elég jelentős az infláció magyarázatához. Az árrobanást nem a pénz növekedésének tulajdonították, hanem

annak, hogy a hazai valutákat elutasították a külföldiekkel szemben a bolgár lakosok. Ugyanakkor a tanulmány során arra a megállapításra is jutottak, hogy a magas inflációt először a devizaárfolyam stabilizálásával kell kordában tartani, a túlzó monetáris növekedés összpontosítása helyett. (Charles & Marie, 2020)

Egy másik szintén 2023-as kutatásban, ezúttal Irakban, azzal a céllal vizsgálták meg az 1990 és 2022 közötti adatokat, hogy mérjék és elemezzék az árfolyam-sokkok hatását az iraki gazdaságra, a különböző sokkok miatt, amelyek hatással vannak a makrogazdasági tényezőkre, kifejezetten a pénzkínálatra és mezőgazdasági termelésre vonatkozóan. A kutatás kvantitív módszert alkalmazott az árfolyam-sokkok egyes gazdasági változókra gyakorolt hatásának szintjeinek becsléséhez, mint a VAR-modell, varanciabontás, vagy impulzusválaszfüggvény (Impulse Response Functions). Az eredmények azt mutatták, hogy az árfolyam-variáció az első évben elérte a 100%-ot, az időszak végére pedig 97%-re csökkent, ami az impulzusválaszban is megfigyelhető volt. Ezt egy belső reakcióként definiálták, amit árfolyam-emelkedés önhullámnak neveztek, míg mind a variáció, mind az iraki pénzkínálati sokkra adott válasz a Központi Bank politikájától függött, és összeegyeztethető volt azzal, ami az árfolyamban történt, mivel a varianciaelemzés az első évben elérte a 38,98%-ot, és annak 61%-a az árfolyamnak volt köszönhető. (Alwasity & Alattabi, 2023)

Rajbongshi és Suresh is leírták kutatásukban, hogy a kormányzati kiadásokon keresztül hatással van a pénzkínálat a devizaárfolyam ingadozásra, ugyanis a megemelkedett állami kiadások, növelik a pénzkínálatot a gazdaságban, ami azonnali hatást gyakorol a kamatlábak mellett az árfolyamra is. (Rajbongshi & Suresh, 2023)

III. Adatok, metodológia

A kutatás során felhasznált adatok a Román Nemzeti Bank (románul: Banca Națională a României) hivatalos oldaláról kerültek letöltésre, feldolgozásra majd elemzésre, a 2008-2023 időperiódust figyelembe véve.

Ugyanakkor szintén fontosnak gondolom megemlíteni, hogy az adatok havi lebontásban szerepelnek a kutatásban. Az egyik főeleme az összefüggés keresésnek a devizaárfolyam, amit a román lej esetében végeztem el az euróhoz képest, a pénzkínálatot pedig az M1 pénzaggregátummal mértem.

Az adatok feldolgozása, a tesztelések elvégzése az EViews, statisztikai szoftverben lettek megvalósítva, lefuttatva.

A fő kutatási kérdés, melyre kerestem a választ: Az elmúlt 15 évben Románia esetében volt-e kapcsolat a devizaárfolyam és a pénzkínálat között?

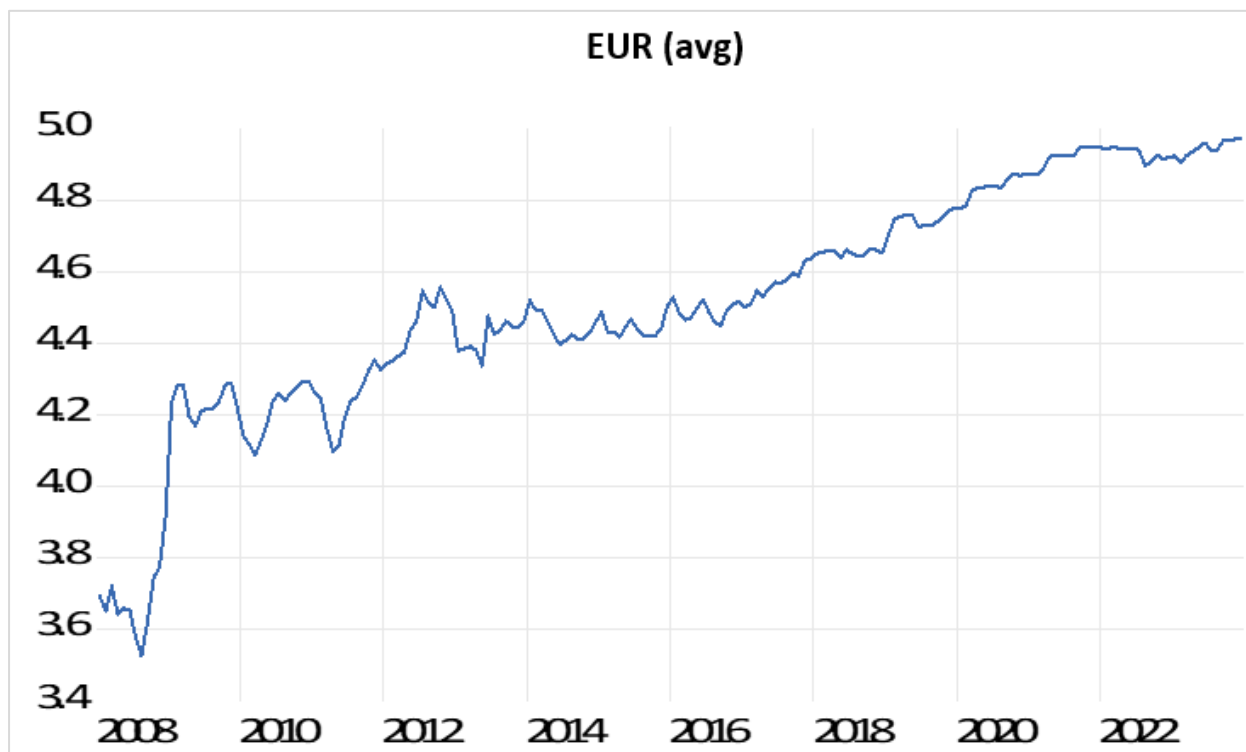
A változók bemutatását követően, az elemzés kezdetén az Elliott-Rothenberg-Stock egységgyök tesztelésével vizsgáltam az adatsor stacionaritását, majd a Søren Johansen által kifejlesztett Vektor Autoregresszió kointegrációs tesztel a változók között fennálló hosszú távú kapcsolat meglétét. Ezt követően a páronkénti Granger-okozati tesztel a kapcsolat irányát vizsgáltam, rövid és hosszú távú összefüggések megállapításával. Végezetül a Vektorhibakorrekciós modellel meghatároztam a független változó számszerű hatását a függő változóra.

IV. Kutatás eredményei

IV.1. A változók ismertetése

Továbbiakban szeretném szemléltetni a felhasznált adatokat, tényezőket a következő ábrák segítségével.

ábra 1: Euró árfolyam változása Romániában 2008-2023 között



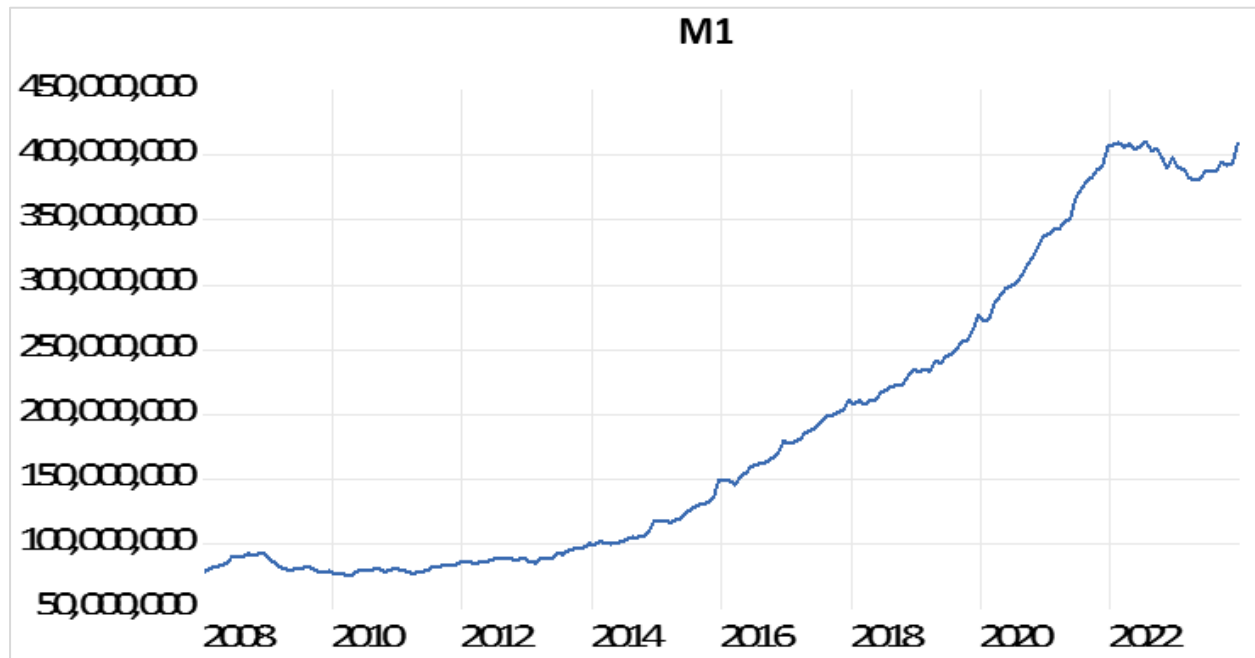
Forrás: saját szerkesztés, BNR (Román Nemzeti Bank rövidítése) adatai alapján

Az első ábra azt mutatja meg, hogy miként változott a román lej értéke az euróhoz képest 2008 januárjától, egész napjainkig, a havi átlagértékek figyelembe vételével. 2008 első hónapjában 1 euró 3.693 román lejnek felelt meg, mára már 5 lejhez közeledik ez az érték, így az elmúlt 15 évet tekintve, most ér legkevesebbet a román lej az euróhoz képest, bár ez igaz lenne, ha még hosszabb periódusra figyeltük volna meg a változásokat. Az alábbi ábrából leszűrhető és szemléltethető a román lej gyengülése is, az euróhoz képest. Ugyanakkor megfigyelhető egy egészen nagy ugrás a 2009 évben, amikor 0,6 lejt emelkedett az euró árfolyama egy pár hónapon belül. Azóta is megfigyelhető az emelkedés, bár kisebb ütemekben.

A pénzkereslet az M1 pénzaggregátum által lett mérve, mely ahogy korábban is leírtam Romániában a forgalomban lévő készpénz (bankjegyek és érmék) mellett a látra szóló betéteket

lejben, valamint a látra szóló devizabetéteket tartalmazza, a lakosság és a gazdasági szereplők devizakészleteinek devizában való összegeként.

ábra 2: Az M1 pénzaggregátum változása Romániában 2008-2023 között



Forrás: saját szerkesztés a BNR (Román Nemzeti Bank rövidítése) adatai alapján

Látszik az ábrából, míg 2008 januárjában 79,155,280 ezer lejnyi volt az M1 pénzaggregátum értéke addig 2023 legutolsó hónapjában több, mint ötszörösére növekedett a periódus elejéhez képest, elérve a 409,355,874 ezernyi lej szintjét.

IV.2. Leíró statisztika

Áttekintésképpen, az előbb említett változókra lefutattam a leíró statisztikát, melyekből az alábbi eredményeket kaptam. Az első oszlop (Variable) mutatja a változóinkat, rövidített elnevezései szerint, melyeket szintén módosíthattam a STATA szoftverben, eurmediu jelöli az euróárfolyamot, M1 pedig az M1 pénzaggregátumot. A második oszlop (Obs) a megfigyelések számát jelöli, a Mean az átlag értékeket, Std. dev a szórást szimbolizálja, a Min, illetve Max oszlopok pedig az adott változónak a legkisebb és legnagyobb értékeit mutatja. A leíró statisztika megmutatta, hogy az elmúlt 15 évben kerekítve, átlagosan 4.5 román lejt ért 1 euró, ugyanakkor az is látható, hogy az euróárfolyam egy kisebb skálán mozgott 3.52-4.97 között (hiszen ezek a szélsőértékek) ezekben az években.

1. táblázat: Leíró statisztika eredményei

Variable	Obs	Mean	Std.dev	Min	Max
eurmediu	192	4.51409	0.0236	3.5268	4.9704
M1	192	189043934.03	8378764.40	76370303.5	410798254.5

Forrás: Saját szerkesztés

IV.3. Adatok stacionarizálása

Annak érdekében, hogy a felállított modell a legmegfelelőbben működjön, szükséges megvizsgálni az adatok stacionaritását. Jelen modell az Elliott-Rothenberg-Stock féle egységgyök tesztet veszi alapul, mely különösen hasznos az idősorok szerkezeti töréseinek kezelésre. A strukturális törések az idősorok mintázataiban és trendjeiben bekövetkezendő változásokra utalnak. Ezt az egységgyök tesztet a Dickey–Fuller féle teszt egy módosított verziójaként tartják számon. (Elliott, Rothenberg, & Stock, 1996)

IV.3.1. M1 pénzaggregátum stacionarizálása

Az első vizsgálat az M1 pénzaggregátummal történt, mely a kutatásban a pénzkínálat mérésére szolgál.

2.táblázat: M1 pénzaggregátum egységgyök első tesztelése

Null Hypothesis: **M1** has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	0.714095
Test critical values: 1% level	-2.577945
5% level	-1.942614
10% level	-1.615522

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 04/16/24 Time: 13:43

Sample (adjusted): 2009M02 2023M12

Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	0.001736	0.002432	0.714095	0.4762
D(GLSRESID(-1))	-0.009392	0.073240	-0.128235	0.8981
D(GLSRESID(-2))	0.162644	0.072620	2.239658	0.0264

D(GLSRESID(-3))	0.141411	0.072810	1.942182	0.0538
D(GLSRESID(-4))	0.156129	0.074080	2.107561	0.0366
D(GLSRESID(-5))	0.237790	0.074968	3.171890	0.0018
D(GLSRESID(-6))	0.243718	0.077163	3.158494	0.0019
D(GLSRESID(-7))	-0.018209	0.077759	-0.234173	0.8151
D(GLSRESID(-8))	-0.074889	0.074987	-0.998693	0.3194
D(GLSRESID(-9))	-0.119621	0.074151	-1.613206	0.1086
D(GLSRESID(-10))	-0.176743	0.076163	-2.320597	0.0215
D(GLSRESID(-11))	-0.165618	0.077058	-2.149275	0.0331
D(GLSRESID(-12))	0.423430	0.079900	5.299508	0.0000
R-squared	0.356364	Mean dependent var	1795735.	
Adjusted R-squared	0.309836	S.D. dependent var	3908730.	
S.E. of regression	3247220.	Akaike info criterion	32.89435	
Sum squared resid	1.75E+15	Schwarz criterion	33.12584	
Log likelihood	-2931.044	Hannan-Quinn criter.	32.98822	
Durbin-Watson stat	1.892161			

Forrás: saját szerkesztés

Látható az első tesztelés eredménye alapján nem sikerült bebizonyítani az adatsor stacionaritását mivel a T-próba 0.71-es értéke meghaladja a teszt kritikus értékeit. Alatta látszanak azok az értékek, amelyek a különböző szignifikancia szintnél megfeleltetett küszöbértékek, azaz ha azoknál kisebb számot kapunk a T próba során, akkor tudjuk bizonyítani a stacionaritást.

Ennek következtében szükséges volt átalakítani az adatsort, melyet a lineáris trend szűrésével valósítottunk meg.

3. táblázat M1 pénzzaggregátum egységek második tesztelése

Null Hypothesis: **M1** has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic		-1.244785
Test critical values:	1% level	-3.485200
	5% level	-2.951000
	10% level	-2.661000

*Elliott-Rootenber-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
Dependent Variable: D(GLSRESID)
Method: Least Squares
Date: 04/16/24 Time: 13:39
Sample (adjusted): 2009M02 2023M12
Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.006053	0.004862	-1.244785	0.2150

D(GLSRESID(-1))	-0.021384	0.072646	-0.294356	0.7689
D(GLSRESID(-2))	0.149590	0.072074	2.075506	0.0395
D(GLSRESID(-3))	0.131356	0.072127	1.821174	0.0704
D(GLSRESID(-4))	0.145191	0.073450	1.976717	0.0497
D(GLSRESID(-5))	0.229570	0.074231	3.092663	0.0023
D(GLSRESID(-6))	0.240052	0.076292	3.146482	0.0020
D(GLSRESID(-7))	-0.015140	0.076904	-0.196876	0.8442
D(GLSRESID(-8))	-0.070197	0.074265	-0.945227	0.3459
D(GLSRESID(-9))	-0.114162	0.073440	-1.554507	0.1220
D(GLSRESID(-10))	-0.169224	0.075126	-2.252545	0.0256
D(GLSRESID(-11))	-0.159530	0.075693	-2.107576	0.0366
D(GLSRESID(-12))	0.428803	0.078019	5.496112	0.0000
R-squared	0.370574	Mean dependent var	247779.5	
Adjusted R-squared	0.325073	S.D. dependent var	3908730.	
S.E. of regression	3211175.	Akaike info criterion	32.87203	
Sum squared resid	1.71E+15	Schwarz criterion	33.10351	
Log likelihood	-2929.046	Hannan-Quinn criter.	32.96589	
Durbin-Watson stat	1.895870			

Forrás: saját szerkesztés

Látható, hogy ez sem segítette a bizonyítást, de ebben az esetben a T próba során kapott érték megközelítette a kritikus értékeket.

4.táblázat: M1 pénzaggregátum egységek harmadik tesztelése

Null Hypothesis: **D(M1)** has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

			t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic			-2.118808
Test critical values:	1% level		-2.577945
	5% level		-1.942614
	10% level		-1.615522

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 04/16/24 Time: 13:44

Sample (adjusted): 2009M02 2023M12

Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.235727	0.111255	-2.118808	0.0356
D(GLSRESID(-1))	-0.782392	0.118977	-6.576002	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.627918	0.129322	-4.855444	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.492427	0.136264	-3.613767	0.0004
D(GLSRESID(-4))	-0.339715	0.142260	-2.387984	0.0181
D(GLSRESID(-5))	-0.104046	0.145661	-0.714306	0.4760

D(GLSRESID(-6))	0.140193	0.147165	0.952625	0.3422
D(GLSRESID(-7))	0.125251	0.147626	0.848438	0.3974
D(GLSRESID(-8))	0.051446	0.142950	0.359890	0.7194
D(GLSRESID(-9))	-0.068779	0.131485	-0.523094	0.6016
D(GLSRESID(-10))	-0.247653	0.111197	-2.227155	0.0273
D(GLSRESID(-11))	-0.417256	0.077314	-5.396931	0.0000
R-squared	0.627255	Mean dependent var	110958.2	
Adjusted R-squared	0.602703	S.D. dependent var	5105589.	
S.E. of regression	3218130.	Akaike info criterion	32.87119	
Sum squared resid	1.73E+15	Schwarz criterion	33.08487	
Log likelihood	-2929.971	Hannan-Quinn criter.	32.95783	
Durbin-Watson stat	1.895510			

Forrás: saját szerkesztés

Végezetül újabb átalakítást követően az Elliott-Rothenberg-Stock egységgyök harmadik tesztelése során a T-próba értéke -2.11 lett, ami alacsonyabb, mint a 95%-os szignifikancia szint küszöbértéke, így elvethetjük a nulhipotézist, azaz azt, hogy az M1 pénzágregátumnak van egységgyöke, bizonyítva lett tehát a stacionaritás. Ebben az esetben a differenciáltakkal számoltunk, melyet úgy kapunk meg, hogy a tárgy havi periódus értékéből kivonjuk az előző havi megfigyelés értékét.

IV. 3.2. Euró stacionarizálása

Az euróra is el lett végezve az Elliott-Rothenberg-Stock egységgyök tesztelése. A T-próba értéke nagyobb volt a küszöbértékeknél, így szükséges volt további tesztek elvégzése, az adatsor átalakításával.

5.táblázat:Euró egységgyök első tesztelése

Null Hypothesis: **EUR__AVG_** has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	0.953381
Test critical values: 1% level	-2.577125
5% level	-1.942499
10% level	-1.615594

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 04/16/24 Time: 14:13

Sample (adjusted): 2008M02 2023M12
Included observations: 191 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	0.004177	0.004381	0.953381	0.3416
R-squared	-0.020933	Mean dependent var		0.006688
Adjusted R-squared	-0.020933	S.D. dependent var		0.041733
S.E. of regression	0.042168	Akaike info criterion		-3.489109
Sum squared resid	0.337840	Schwarz criterion		-3.472081
Log likelihood	334.2099	Hannan-Quinn criterion		-3.482212
Durbin-Watson stat	1.448605			

Forrás: saját szerkesztés

Ezt követően lineáris trenddel lett kiszűrve az adatsor, de még ez sem volt elég a stacionaritás bizonyításához.

6.táblázat: Euró egységgyök második tesztelése

Null Hypothesis: **EUR_AVG** has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.644593
Test critical values: 1% level	-3.470800
5% level	-2.939000
10% level	-2.649000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
Dependent Variable: D(GLSRESID)
Method: Least Squares
Date: 04/16/24 Time: 14:14
Sample (adjusted): 2008M02 2023M12
Included observations: 191 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.029724	0.018074	-1.644593	0.1017
R-squared	0.013922	Mean dependent var		-0.000446
Adjusted R-squared	0.013922	S.D. dependent var		0.041733
S.E. of regression	0.041442	Akaike info criterion		-3.523845
Sum squared resid	0.326306	Schwarz criterion		-3.506818
Log likelihood	337.5272	Hannan-Quinn criterion		-3.516948

Durbin-Watson stat 1.449835

Forrás: saját szerkesztés

A harmadik tesztelésnél, a differenciáltakkal való számolásnál azonban már 99%-os szignifikancia szintnél jelzett jobb eredményt a T próba a kritikus értékekhez viszonyítva, így sikerült bizonyítani a stacionaritást.

7.táblázat: Euró egységyök harmadik tesztelése

Null Hypothesis: $D(EUR_AVG_)$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic		3.398574
Test critical values:	1% level	-2.577387
	5% level	-1.942536
	10% level	-1.615571

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 04/16/24 Time: 14:14

Sample (adjusted): 2008M06 2023M12

Included observations: 187 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.241134	0.070952	-3.398574	0.0008
D(GLSRESID(-1))	-0.270903	0.085828	-3.156361	0.0019
D(GLSRESID(-2))	-0.263005	0.079558	-3.305816	0.0011
D(GLSRESID(-3))	-0.130325	0.070903	-1.838067	0.0677
R-squared	0.252121	Mean dependent var	-8.88E-05	
Adjusted R-squared	0.239861	S.D. dependent var	0.048871	
S.E. of regression	0.042609	Akaike info criterion	-3.452349	
Sum squared resid	0.332240	Schwarz criterion	-3.383234	
Log likelihood	326.7946	Hannan-Quinn criter.	-3.424343	
Durbin-Watson stat	1.997198			

Forrás: saját szerkesztés

IV.4. Összefüggés, hatás vizsgálat

A továbbiakban a két változó egymásra gyakorolt hatását vizsgáltam, kezdetben a Johansen kointegrációs teszt lett alkalmazva. Két változó azonos sorrendű integrálhatósága lehetővé teszi, hogy kointegrációs tesztek segítségével megvizsgáljuk a közöttük fennálló hosszú távú kapcsolat meglétét. A kointegrációs tesztek alátámasztják vagy elfogadják azt az előzetes meggyőződést, hogy az érintett változók hosszú távú mozgásai kapcsolatban állnak egymással. Johansen által kifejlesztett módszertan alapján Vektor Autoregresszió (VAR) alapú kointegrációs teszteket alkalmazva azt vizsgáljuk, hogy az euró árfolyam és a pénzkínálat kointegráltak-e. (Johansen, 1991)

8.táblázat: Johansen teszt

Date: 04/16/24 Time: 14:42
Sample (adjusted): 2008M06 2023M12
Included observations: 187 after adjustments
Trend assumption: **Linear deterministic trend** (that is model 3 of
Johansen test: Intercept (no trend) in CE and VAR
Series: M1_LOG_EUR_AVG_
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.099587	19.88529	15.49471	0.0102
At most 1	0.001436	0.268644	3.841465	0.6042

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.099587	19.61665	14.26460	0.0065
At most 1	0.001436	0.268644	3.841465	0.6042

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

M1_LOG_	EUR_AVG_
-6.359931	6.818549
5.333947	-1.391015

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(M1_LOG_)	0.000524	0.000298
D(EUR__AVG_)	-0.011559	0.000460

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	991.0797
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

M1_LOG_	EUR__AVG_
1.000000	-1.072111
	(0.11783)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(M1_LOG_)	-0.003336
	(0.00383)
D(EUR__AVG_)	0.073517
	(0.01760)

Forrás: saját szerkesztés

Az eredményeket úgy szükséges értelmeznünk, hogy amennyiben a nyomvonal (angolul trace) statisztika értéke nagyobb, mint a 95%-os kritikus érték, akkor elvetjük a null hipotézist, ellenben a második sor esetén láthatjuk, hogy legfeljebb 1 a kointegrációs vektoraink száma, 0.60 szignifikancia szinten, így az eredményekből az következik, hogy amennyiben figyelembe vesszük a töréspontot, akkor találunk kointegrációs, azaz hosszú távú kapcsolatot az M1 pénzágregátum és az euró árfolyama között.

A Vektoros Autoregresszív Modellt (VAR) többváltozós idősorok esetén használjuk. Lényegében minden változó önmagának múltbeli késleltetése és a többi változó múltbeli késleltetésének lineáris függvénye. (Sims, 1980)

A Johansen-féle kointegrációs tesztekől levezetett vektorhiba-korrekción (VEC) modell becslésével megvizsgáljuk a kointegrált változók rövid távú dinamikáját.

$$\begin{aligned} \Delta et &= 0.0065 + 0.0649zt_{-1} + 0.2782\Delta et_{-1} - 0.0209\Delta et_{-2} + 0.1216\Delta mt_{-1} - 0.5929\Delta mt_{-2} \\ t & \quad [1.982] \quad [3.614] \quad [3.931] \quad [-0.295] \quad [0.359] \quad [-1.768] \\ \Delta mt &= 0.0032 + 0.0008zt_{-1} + 0.0836\Delta mt_{-1} + 0.1147\Delta mt_{-2} - 0.0139\Delta et_{-1} - 0.0311\Delta et_{-2} \\ t & \quad [4.529] \quad [-0.003] \quad [1.135] \quad [1.571] \quad [-0.904] \quad [4.529] \end{aligned}$$

Előbbiben az árfolyamot tekintjük a függő változónak, majd utóbbiban a pénzágregátumot. A függő és független változók késleltetési is megjelennek az egyenlet jobb oldalán a konstansokkal együtt, és a t paraméterekkel melyek a következő táblázatból lehet kiolvasni.

9. táblázat: Vektor hibakorrekciós modell

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/16/24 Time: 14:50

Sample (adjusted): 2008M04 2023M12

Included observations: 189 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
M1_LOG_(-1)	1.000000	
EUR__AVG_(-1)	-1.005880 (0.13760) [-7.31007]	
C	-3.650745	
Error Correction:	D(M1_LOG_)	D(EUR__AVG_)
CointEq1	-1.38E-05 (0.00391) [-0.00354]	0.064939 (0.01796) [3.61492]
D(M1_LOG_(-1))	0.083638 (0.07369) [1.13503]	0.121626 (0.33822) [0.35961]
D(M1_LOG_(-2))	0.114795 (0.07305) [1.57145]	-0.592988 (0.33529) [-1.76859]
D(EUR__AVG_(-1))	-0.013949 (0.01542) [-0.90480]	0.278233 (0.07076) [3.93194]
D(EUR__AVG_(-2))	-0.031195 (0.01547) [-2.01650]	-0.020986 (0.07100) [-0.29556]
C	0.003260 (0.00072) [4.52983]	0.006549 (0.00330) [1.98273]
R-squared	0.053002	0.149003
Adj. R-squared	0.027128	0.125752
Sum sq. resids	0.013122	0.276430
S.E. equation	0.008468	0.038866
F-statistic	2.048441	6.408368
Log likelihood	636.6803	348.6737
Akaike AIC	-6.673866	-3.626177
Schwarz SC	-6.570953	-3.523264
Mean dependent	0.003677	0.006606
S.D. dependent	0.008585	0.041567
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.07E-07	
Determinant resid covariance	1.00E-07	
Log likelihood	986.7943	
Akaike information criterion	-10.29412	
Schwarz criterion	-10.05399	
Number of coefficients	14	

Forrás: saját szerkesztés

Ezt követően el lett végezve a Granger-okozati teszt is, amely azt vizsgálja, hogy egy lineáris kapcsolat egyik változója leírható-e a függő változóként és a másik változó függetlenként, illetve hogy a kapcsolat kétirányú-e vagy egyáltalán nem létezik funkcionális kapcsolat. (Stern, 2004)

10.táblázat: Granger-okozati teszt

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/16/24 Time: 14:47

Sample: 2008M01 2023M12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
EUR__AVG_ does not Granger Cause M1_LOG_	187	3.83130	0.0026
M1_LOG_ does not Granger Cause EUR__AVG_		3.29241	0.0072

Forrás: saját szerkesztés

A páronkénti Granger-féle oksági tesztek azt mutatják, hogy rövid távon kétirányú oksági kapcsolat áll fenn, mivel az F-statisztika értéke magasabb mint a valószínűségé mindkét esetben. A VEC modellben a kiigazítási együttható nem jelentős (CointeqEc1 = -1,38E-05, T stat= -0,000) a D (M1_LOG_) egyenlethez, ami azt sugallja, hogy a pénzkínálat nem alkalmazkodik az árfolyamból származó sokkokhoz. Ezzel szemben a kiigazítási együtthatónak jelentős az értéke (CointeqEc1 = 0,064939, T stat= 3,61) a D(EUR_AVG) egyenletre, ami azt sugallja, hogy az árfolyam alkalmazkodik a pénzkínálatból származó sokkokhoz. Az eredmények azt mutatják, hogy a hosszú távú Granger-okozati összefüggés az M1-től az EUR_AVG-ig tart, azaz hosszú távon az M1 Granger-okozati összefüggést okoz az EUR_AVG-vel.

A logaritmus értékekkel tovább dolgozva, megállapíthatjuk, hogy hosszú távon a pénzkínálat, M1 aggregátum szerinti 1%-os változása 0.216%-nyi változást eredményez az euró devizaárfolyamban. Bár az adatsor eredetileg nem a logaritmus értékekkel lett stacionarizálva, ennek stacionaritása is fennáll. Azért érdekesebb ezekkel az értékekkel számolni, mert kisimítja a nagyobb különbségeket, ezáltal kevésbé torz képet fog mutatni.

11.táblázat: Vektorhiba-korrekcións modell (logaritmusokkal)

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/16/24 Time: 15:22

Sample (adjusted): 2008M04 2023M12

Included observations: 189 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

LOG_EUR__AVG_(-1)	1.000000	
M1_LOG_(-1)	-0.216791 (0.04153) [-5.22037]	
C	0.271127	
Error Correction:	D(LOG_EUR__AVG_)	D(M1_LOG_)
CointEq1	-0.063270 (0.01750) [-3.61500]	0.000813 (0.01586) [0.05124]
D(LOG_EUR__AVG_(-1))	0.295736 (0.07049) [4.19522]	-0.062432 (0.06388) [-0.97733]
D(LOG_EUR__AVG_(-2))	-0.021913 (0.07073) [-0.30980]	-0.133792 (0.06410) [-2.08732]
D(M1_LOG_(-1))	0.026955 (0.08114) [0.33219]	0.080888 (0.07353) [1.10003]
D(M1_LOG_(-2))	-0.143583 (0.08031) [-1.78777]	0.113276 (0.07278) [1.55644]
C	0.001514 (0.00079) [1.90902]	0.003280 (0.00072) [4.56429]
R-squared	0.159980	0.056635
Adj. R-squared	0.137029	0.030860
Sum sq. resids	0.015918	0.013071
S.E. equation	0.009327	0.008452
F-statistic	6.970414	2.197302
Log likelihood	618.4243	637.0436
Akaike AIC	-6.480680	-6.677710
Schwarz SC	-6.377767	-6.574798
Mean dependent	0.001531	0.003677
S.D. dependent	0.010040	0.008585
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.13E-09
Determinant resid covariance		5.75E-09
Log likelihood		1256.730
Akaike information criterion		-13.15058
Schwarz criterion		-12.91045
Number of coefficients		14

Forrás: saját szerkesztés

V. Összegzés

Ahogy a szakirodalmi áttekintésben is láthattuk, sok olyan kutatás született, amelyekben a devizaárfolyam és pénzkínálat kapcsolatára kerestek választ. Ugyanakkor azt is sokan megállapították, hogy valóban fenn áll szignifikancia a két tényező között.

Jelen kutatás Romániában nézte meg, hogy milyen következtetések vonhatóak le a 2008-2023 időintervallumot tekintve. Az adatokat a Román Nemzeti Bank hivatalos weboldalán keresztül értem el. A leíró statisztikát figyelve, látszódtott, hogy az utóbbi 15 évben jeletős mértékben csökkent a román lej értéke az euróhoz képest.

A változók bemutatását követően az adatsorok stacionarizálása következett, melyek Elliott-Rothenberg-Stock egységgyök teszttel lettek ellenőrizve. Mindkét változó esetén a differenciáltaknál lett kimutatva az adatsorok stacionaritása, míg az M1-nél 95%, addíg az eurónál 99%-os szignifikancia szint esetén.

Ezt követően Johansen kointegrációs teszt, Vektor Autokorrekcións modell, és Granger-okozati tesztek lettek elvégezve, melyek bizonyították rövid és hosszú távon egyaránt a változók közötti kapcsolatot. Sőt a kutatás legmértvadóbb következtetése szerint: hosszú távon a pénzkínálat 1%-os változása (mely az M1 pénzaggregátummal lett mérve) 0.216%-nyi változást eredményez a devizaárfolyamban (melyet az euró árfolyama szimbolizál).

A további kutatási javaslatok terén, érdemes lenne újabb devizaárfolyamokkal is megvizsgálni az eredményeket, mint például az amerikai dollár árfolyamával. Érdemes lehet az M3 pénzaggregátummal is megnézni a kapcsolatok hatását az euróra, de akár egy komplex kutatásban az amerikai dollárral is, nem csak Románia, hanem a környező országok esetében is.

VI. Felhasznált források

- Abdullah, H., El-Rasheed, S., & Hammad Ahmad Khan, H. (2022). Asymmetric Impact of Exchange Rate Changes on Money Demand in Malaysia. *Contemporary Economics*, 16(3), 317-328.
- Aid, L., & Benelbar, M. (2023). Study of the Standard Relationship between the Money Supply and the Exchange Rate in Algeria during the Period (1990/2020). *Financial Markets, Institutions and Risks*, Volume 7, Issue 2, 56-71.
- Ajao, M. G. (2015). The determinants of real exchange rate volatility in Nigeria. *Ethiopian Journal of Economics / Vol. 24 No. 2*, 43-62.
- Akdogan, I. U. (2023. July). The demand for money and the real exchange rate misalignments in emerging European countries: A nonlinear approach. *Bulletin of economic research*, 75(3), 776-807.
- Alwasity, R., & Alattabi, H. A. (2023). THE ECONOMIC RELATIONSHIP BETWEEN EXCHANGE RATE AND MONEY SUPPLY AND THEIR IMPACT ON AGRICULTURAL PRODUCTS IN IRAQ. *Iraqi Journal of Agricultural Sciences-2023*, 1374-1386.
- Bahar, E. (2018). Monetary Approach to Exchange Rate Determination under Flexible Exchange Rate Regime: Empirical Evidence from Turkey. *Advances in Management & Applied Economics*, vol. 8, no. 3, 1-9.
- Charles, S., & Marie, J. (2020). A Note on the Competing Causes of High Inflation in Bulgaria during the 1990s: Money Supply or Exchange Rate? *Review of Political Economy*, 433-443.
- Cöen, A., & Benoit, L. (2022). Money supply, exchange rates and office market dynamics: comparative evidence from the UK and Germany. *Journal of Property Investment & Finance*, 237-248.
- Dabrowski, & et.al. (2014). Exchange rates and monetary fundamentals in CEE countries: Evidence from a panel approach. *Journal of Macroeconomics*, vol. 41, 148-159.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). EFFICIENT TESTS FOR AN AUTOREGRESSIVE UNIT ROOT. *Econometrica*, 64(4), 813-836.
- Funashima, Y. (2020). Money stock versus monetary base in time–frequency exchange rate determination. *Journal of International Money and Finance*.
- Insah, B., & Chiaraah, A. (2013). Sources of real exchange rate volatility in the Ghanaian economy. *Journal of economics and international finance*.

- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Jounghyeon, K. (2019). The Impact of Remittances on Exchange Rate and Money Supply: Does “Openness” Matter in Developing Countries? *Emerging Markets Finance and Trade*.
- Koop, G. (2006). *ANALYSIS OF FINANCIAL DATA*. New Jersey: Wiley.
- Maitra, B., & Mukhopadhyay, C. K. (2011). Causal Relation Between Money Supply and Exchange Rate in India Under the Basket Peg and Market Determination Regimes: A Time Series Analysis. *The IUP Journal of Applied Economics*, Vol. X, No. 2, 40-56.
- Mpofu, T. R. (2016). The Determinants of Exchange Rate Volatility in South Africa. *ERSA working paper* 604.
- Nucu, A. E. (2011). The Relationship between Exchange Rate and Key Macroeconomic Indicators. Case Study: Romania . *The Romanian Economic Journal* , 127-145.
- Ojede, A., & Lam, E. (2017). The impact of changes in monetary aggregates on exchange rate volatility in a developing country: Do structural breaks matter? *Economics Letters*, 155, 111-115.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 335-346.
- Popa, C. E. (2012). MONETARY AGGREGATES - INSTRUMENT OF THE. *Annals of the University of Petroșani, Economics*, old.: 211-218.
- Rajbongshi, G., & Suresh, P. S. (2023). Exchange Rate Volatility:. *The IUP Journal of Applied Economics*, Vol. 22, No. 4,, 52-72.
- Samuelson, P. A., & Nordhaus, W. D. (2009). *Economics 19th Edition*. New York City: McGraw Hill.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Stern, D. I. (2004). Economic Growth and Energy. *Encyclopedia of Energy*, 35-51.
- Tunggal, N. Z., & Kadir, S. U. (2015). THE LONG-RUN RELATIONSHIP BETWEEN EXCHANGE RATE AND ITS DETERMINANTS. *Labuan Bulletin of International Business & Finance*, 10-23.