

Univerzita Pardubice

Fakulta ekonomicko-správní

Ústav ekonomických věd

**Alternativní přístup k měření množství peněz v oběhu a jeho vztah
k míře inflace**

Bc. Kateřina Tauchmanová

**Diplomová práce
2017**

Univerzita Pardubice
Fakulta ekonomicko-správní
Akademický rok: 2016/2017

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

(PROJEKTU, UMĚLECKÉHO DÍLA, UMĚLECKÉHO VÝKONU)

Jméno a příjmení: **Bc. Kateřina Tauchmanová**
Osobní číslo: **E15781**
Studijní program: **N6202 Hospodářská politika a správa**
Studijní obor: **Ekonomika veřejného sektoru**
Název tématu: **Alternativní přístup k měření množství peněz v oběhu a jeho vztah k míře inflace**
Zadávající katedra: **Ústav podnikové ekonomiky a managementu**

Z á s a d y p r o v y p r a c o v á n í :

Cílem práce je zjistit vhodnost měření množství peněz v ekonomice pomocí alternativního přístupu Money Zero of Maturity ve vztahu k vývoji míry inflace.

Osnova:

- Emise peněz a standardní měření množství peněz v oběhu.
- Alternativní přístup Money of Zero Maturity.
- Vztah množství peněz v oběhu (měřených standardním a alternativním přístupem) k míře inflace.
- Vlastní shrnutí a závěry pro měnovou politiku.

Rozsah grafických prací:

Rozsah pracovní zprávy: cca 50

Forma zpracování diplomové práce: tištěná/elektronická

Seznam odborné literatury:

ABEL, A. B., BERNANKE, B. S., AND CROUSHORE, D. *Macroeconomics*. 8th Global ed. Boston: Prentice Hall, 2014. 672 s. ISBN 027379230X.

ČERNOHORSKÁ, L. *Komplexní pohled do bankovního světa*. Pardubice: Univerzita Pardubice, 2015. ISBN 978-80-7395-863-3.

FEDERAL RESERVE SYSTEM. *Economic Research & Data*. [online]. 2016. Dostupné z: <https://www.federalreserve.gov/econresdata/default.htm>.

KOHOUT, P. *Nová abeceda financí*. Praha: C. H. Beck, 2013. Beckova edice ABC. 231 s. ISBN 978-80-7179-361-8.

MANDEL, M., DURČÁKOVÁ, J. *Mezinárodní finance a devizový trh*. Praha: Management Press, 2016. ISBN 978-80-7261-287-1.

REVENDA, Z. *Centrální bankovníctví*. 3. aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2011. 558 s. ISBN 978-80-7261-230-7.

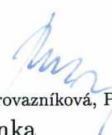
Vedoucí diplomové práce:


Ing. Jan Černohorský, Ph.D.


Ústav ekonomických věd

Datum zadání diplomové práce: 4. září 2016

Termín odevzdání diplomové práce: 28. dubna 2017


doc. Ing. Romana Provazníková, Ph.D.
děkanka

L.S.


doc. Ing. Marcela Kožená, Ph.D.
vedoucí ústavu

V Pardubicích dne 4. září 2016

PROHLÁŠENÍ

Prohlašuji, že jsem tuto práci vypracovala samostatně. Veškeré literární prameny a informace, které jsem v práci využila, jsou uvedeny v seznamu použité literatury.

Byla jsem seznámena s tím, že se na moji práci vztahují práva a povinnosti vyplývající ze zákona č. 121/2000 Sb., autorský zákon, zejména se skutečností, že Univerzita Pardubice má právo na uzavření licenční smlouvy o užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 autorského zákona, a s tím, že pokud dojde k užití této práce mnou nebo bude poskytnuta licence o užití jinému subjektu, je Univerzita Pardubice oprávněna ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které na vytvoření díla vynaložila, a to podle okolností až do jejich skutečné výše.

Beru na vědomí, že v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách a o změně a doplnění dalších zákonů (zákon o vysokých školách), ve znění pozdějších předpisů, a směrnici Univerzity Pardubice č. 9/2012, bude práce zveřejněna v Univerzitní knihovně a prostřednictvím Digitální knihovny Univerzity Pardubice.

V Pardubicích dne

Kateřina Tauchmanová

PODĚKOVÁNÍ

Ráda bych touto cestou chtěla vyjádřit velké díky všem, kteří mě po celou dobu mého studia podporovali a pomáhali mi. V první řadě bych chtěla poděkovat celé mé rodině. Zejména pak mamce a tatškovi za finanční podporu, bez které bych dnes nedokončovala tyto studia. Děkuji jim také za morální podporu a pomoc při občasných strastech, které mě při studiu potkali. Dále také moji mladší sestřičce Aničce, která mne vždy velice ráda rozptýlila od učení či psaní této práce. Další obrovské díky patří mé babičce Věře, která se o mě vždy starala ve všech ohledech a je to z velké části i její zásluha, že dnes píši tyto řádky.

Nesmím rovněž opomenout svého přítele Pavla a jeho rodinu, která mi vždy vlévala optimismus do žil a poskytovala mi slova povzbuzení po celých pět let studií. Díky také mým nejbližším přátelům, zejména Adélce, Gabrielce a Terezce.

V neposlední řadě také velice děkuji panu Ing. Janu Černohorskému, Ph.D. za jeho pomoc, již s výběrem tématu této práce, ale i nadále při zpracování diplomové práce. Velice si cením každé konzultace a poskytnuté rady. Rovněž děkuji panu prof. Ing. Josefu Arltovi, CSc. z Vysoké školy ekonomické v Praze za poskytnutou konzultaci.

ANOTACE

Diplomová práce se věnuje analýze vhodnosti měření množství peněz v ekonomice pomocí alternativního přístupu Money of Zero Maturity ve vztahu k vývoji míry inflace. Na začátku práce jsou uvedeny základní pojmy a charakteristika peněz a inflace. Dále je popsán alternativní měnový agregát Money of Zero Maturity. V další části je stručný popis statistických metod, které jsou dále využity k analýze vztahu množství peněz v oběhu a vlivu na inflaci na území ČR a USA. V závěru práce jsou shrnuty výsledky provedené analýzy a možné závěry pro měnovou politiku České republiky.

KLÍČOVÁ SLOVA

Money of Zero Maturity, měnové agregáty, inflace, kointegrace, Grangerova kauzalita

TITLE

An Alternative Approach to the Measuring of the Quantity of Money in Circulation and its Relation to the Inflation Rate

ANNOTATION

This thesis is devoted to the analysis of the suitability of measuring quantity of money in the economy using the alternative approach of Money of Zero Maturity in relation to the inflation rate. At the beginning of the work, the basic concepts and definitions of money and inflation are mentioned. Further, the presentation of the alternative monetary aggregate Money of Zero Maturity is described. The next section concisely describes the statistical methods, which are then used for the analysis of the relationship of the quantity of money in circulation and the effect on inflation in the Czech Republic and the USA. In the conclusion of the thesis there is a summary of the results of the analysis and the possible conclusions for the monetary policy of the Czech Republic.

KEYWORDS

Money of Zero Maturity, money supply, inflation, cointegration, Granger causality test

OBSAH

Úvod.....	10
1 EMISE PENĚZ A STANDARDNÍ MĚŘENÍ MNOŽSTVÍ PENĚZ V OBĚHU	11
1.1 VZNIK A FUNKCE PENĚZ	11
1.2 STRUČNÝ VÝVOJ EMISE PENĚZ	13
1.3 SOUČASNÉ ZPŮSOBY EMISE PENĚZ.....	16
1.3.1 EMISE HOTOVOSTNÍCH PENĚZ.....	17
1.3.2 EMISE BEZHOTOVOSTNÍCH PENĚZ	19
1.4 MĚNOVÉ AGREGÁTY	20
1.4.1 MĚNOVÉ AGREGÁTY ČESKÉ NÁRODNÍ BANKY	22
1.4.2 MĚNOVÉ AGREGÁTY FEDERÁLNÍHO REZERVNÍHO SYSTÉMU	24
1.4.3 VYUŽÍVÁNÍ MĚNOVÝCH AGREGÁTŮ	27
2 ALTERNATIVNÍ PŘÍSTUP MONEY OF ZERO MATURITY	30
2.1 PROČ PŘÁVĚ MZM.....	30
2.2 MZM JAKO VODÍTKO PRO MĚNOVOU POLITIKU	32
2.3 SOUVISLOST MZM S INFLACÍ.....	33
2.3.1 MĚŘENÍ INFLACE A MÍRA INFLACE.....	34
2.3.2 TYPY INFLACE	38
2.3.3 DŮSLEDKY INFLACE.....	39
2.3.4 MZM A INFLACE	40
3 VZTAH MNOŽSTVÍ PENĚZ V OBĚHU K MÍŘE INFLACE.....	43
3.1 KRITÉRIA PRO VOLBU MODELU	44
3.2 KOINTEGRAČNÍ ANALÝZA	45
3.3 GRANGEROVA KAUZALITA	51
3.4 VYHODNOCENÍ VÝSLEDKŮ	53
4 VLASTNÍ SHRNTÍ A ZÁVĚRY PRO MĚNOVOU POLITIKU	71
ZÁVĚR.....	74
POUŽITÁ LITERATURA.....	76
SEZNAM PŘÍLOH	81

SEZNAM TABULEK A ILUSTRACÍ

Tabulka 1: Měnové agregáty podle ČNB	23
Tabulka 2: Měnové agregáty podle amerického FEDu	26
Tabulka 3: Porovnání základních měnových agregátů a MZM dle FED	31
Tabulka 4: Kritické hodnoty Dickey-Fullerova testu	47
Tabulka 5: Kritické hodnoty pro Engle-Grangerův test kointegrace.....	50
Tabulka 6: Optimální řád zpoždění pro MZM a HICP/CPI podle AIC.....	54
Tabulka 7: Optimální řád zpoždění pro M2 a HICP/CPI podle AIC.....	55
Tabulka 8: Výsledky ADF testů stacionarity pro ČR.....	56
Tabulka 9: Výsledky ADF testů stacionarity pro USA	60
Tabulka 10: Výsledky Engle-Grangerova testu kointegrace pro ČR a USA.....	63
Tabulka 11: Výsledky Grangerovy kauzality MZM a HICP v ČR	65
Tabulka 12: Výsledky Grangerovy kauzality M2 a HICP v ČR	67
Tabulka 13: Výsledky Grangerovy kauzality MZM a CPI v USA.....	68
Tabulka 14: Výsledky Grangerovy kauzality M2 a CPI v USA.....	70
Tabulka 15: Shrnutí – směry kauzálního působení mezi proměnnými	71
Obrázek 1: Schéma vývoje systémů emise a oběhu peněz.....	16
Obrázek 2: Struktura současné emise peněz.....	17
Obrázek 3: Schéma měnových agregátů.....	22
Obrázek 4: Vývoj měnových agregátů M1, M2 a M3 v ČR.....	24
Obrázek 5: Vývoj měnových agregátů M1, M2 a M3 v USA	25
Obrázek 6: Průběh původních nestacionárních řad MZM a HICP v ČR.....	57
Obrázek 7: Průběh stacionárních řad MZM a HICP v ČR	58
Obrázek 8: Průběh stacionárních řad M2 a HICP v ČR	59
Obrázek 9: Průběh původních nestacionárních řad MZM, M2 a CPI v USA	60
Obrázek 10: Průběh stacionárních řad MZM a CPI v USA	61
Obrázek 11: Průběh stacionárních řad M2 a CPI v USA	62

SEZNAM ZKRATEK A ZNAČEK

ADF test	rozšířený Dickey-Fullerův test
AIC	Akaikeho informační kritérium
CPI	index spotřebitelských cen
ČNB	Česká národní banka
ČR	Česká republika
DF-test	Dickey-Fullerův test
EUROSTAT	Statistický úřad Evropských společenství
FED	Federální rezervní systém
HDP	hrubý domácí produkt
HICP	harmonizovaný index spotřebitelských cen
HQIC	Hannanovo-Quinnovo informační kritérium
Kč	koruna česká
mld.	miliarda
MZM	Money of Zero Maturity
SC	Schwartzovo kritérium
USA	Spojené státy americké
USD	americký dolar
VAR	vektorový autoregresní model

ÚVOD

Peníze jsou jedním z nejdůležitějších výtvarků ekonomiky a samotné civilizace. Hrají důležitou roli v životě každého člověka, a přesto jen málo lidí ví, jak a kde peníze vznikají. Vliv peněz se projevuje jak na individuální úrovni, tak na makroekonomické úrovni. V současném globalizovaném světě ovlivňují finanční trhy celou společnost. To vede k tomu, že na globálních finančních trzích a celkově v ekonomikách jednotlivých zemí jsou odbornou ekonomickou i laickou veřejností mimořádně vnímány kroky centrálních bank v oblasti měnové politiky. Měnová politika reguluje množství peněz v ekonomice za účelem dosažení předem stanovených konečných cílů, jimiž jsou především stabilní cenová hladina a udržitelný hospodářský růst. Způsoby pro určení množství peněz v ekonomice se napříč spektrem různých zemí liší. Tradičně jsou využívány standardní měnové agregáty. Ovšem je možné využít i alternativní, jinak definované, měnové agregáty. Příkladem může být přístup Money of Zero Maturity, kterým se tato práce zabývá.

Na základě výše uvedeného je **cílem práce zjistit vhodnost měření množství peněz v ekonomice pomocí alternativního přístupu Money of Zero Maturity ve vztahu k vývoji míry inflace.**

K ověření tohoto cíle byla stanovena hypotéza, jež vychází z klasického monetaristického pojetí, že nabídka peněz má přímý vliv na cenovou hladinu. Stanovená hypotéza tedy zní „Vývoj množství peněz v oběhu se dá využít k přesnější predikci inflace“.

Pro dosažení stanoveného cíle je nejprve nutné definovat základní pojmy. Práce proto začíná definicí samotného pojmu „peníze“, popisuje historický vývoj emise peněz a v neposlední řadě také obsahuje definici a vymezení měnových agregátů. Právě měnové agregáty jsou jedním z hlavních pojmů, které prolínají celou práci. Pojmu Money of Zero Maturity se již v historii věnovalo několik autorů. Obsahem práce je proto i rešerše odborné literatury, jež se tímto vymezením zabývala. Dále je definice pojmu Money of Zero Maturity a jsou uvedeny odlišnosti od klasických měnových agregátů. V další části je provedena samotná analýza vlivu množství peněz v oběhu na výši inflace. Množství peněz je definováno prostřednictvím alternativního přístupu Money of Zero Maturity a zároveň i skrze tradiční měnový agregát M2. Vzájemné vlivy jsou zkoumány v prostředí České republiky a Spojených států amerických. Na základě provedené analýzy pak bude v závěru práce zhodnocení výsledků analýzy, potvrzení či vyvrácení stanovené hypotézy a určení vhodnosti obou využitých měnových agregátů se závěrečnými doporučeními pro měnovou politiku České republiky.

1 EMISE PENĚZ A STANDARDNÍ MĚŘENÍ MNOŽSTVÍ PENĚZ V OBĚHU

V ekonomické teorii je možné zaznamenat různé přístupy k vymezení peněz a jejich definování. V nejobecnějším pojetí jsou peníze brány jako prostředek směny. Prostředek směny je pak jakékoliv aktivum, které lidé všeobecně akceptují jako platbu za nákup zboží a služeb.¹ Důležitý je zde prvek všeobecnosti. Pokud by v dané společnosti nebylo dané aktivum akceptováno všemi členy, tak by se nejednalo o peníze, ale pouze o jakousi „krátkodobou“ náhražku peněz. V první kapitole budou popsány základní funkce peněz a jejich vznik. V další část první kapitoly se bude pojednávat o vývoji emise peněz a na závěr budou popsány standardní možnosti měření množství peněz v oběhu.

1.1 VZNIK A FUNKCE PENĚZ

Vynález peněz patří mezi nejvýznamnější vynálezy v historii lidstva. Existují téměř v každé lidské společnosti a jsou s ní spjaty již několik tisíc let. Podle Jílka² jsou peníze srdcem fungování každé tržně orientované ekonomiky, neboť tyto ekonomiky jsou přímo životně závislé na fungování bankovního a vůbec celého finančního systému. Bez existence peněz by tedy dnešní společnosti vůbec neexistovaly v takové podobě, v jaké je známe. Byly by nevyvinuté a bylo by jen otázkou času, kdy by si lidé existenci peněz vynutili.

Díky penězům dochází ve společnosti k rozvoji výroby, rozmachu služeb, a hlavně k usnadnění, zlevnění a zpřehlednění směny mezi jednotlivými výrobky a službami. Kdyby se peníze nepoužívaly, tak je velice pravděpodobné, že by většina dnes již vyspělých společností zůstala u původního, historicky prvního způsobu, tedy barterové směny. **Barterová směna**, nebo také naturální směna, znamenala výměnu jednoho zboží za jiné. Tento způsob ovšem přinášel několik nevýhod. Nejobtížnější bylo najít dva spotřebitele, kteří by si dokázali navzájem nabídnout přesně ten druh zboží či služby, který každý poptával. Dalším problémem byla nedělitelnost a neekvivalentnost některých druhů zboží a služeb. Díky těmto nevýhodám, jež barterový obchod přinášel, se historicky přirozeně vyčlenilo několik druhů všeobecně uznávaných komodit, které fungovaly jako platidla. Mezi nejznámější a nejpoužívanější patřil dobytek, plátno, med nebo drahé kovy a kamení. A právě drahé kovy díky svým vlastnostem převážily ostatní komodity. Hlavními výhodami drahých kovů bylo to, že byly jednoduše dělitelné, dělením neztrácely svou hodnotu, byly trvanlivé, bylo možné je jednoduše skladovat, opětovně slévat do různých slitků, a hlavně i v malém kousku drahého kovu byla obsažena

¹ WELCH, Patrick J. a Gerry F. WELCH. *Economics: theory & practice*. 11th edition, 2016. str. 178

² JÍLEK, Josef. *Peníze a měnová politika*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2004. str. 17

relativně velká tržní síla. Proto se postupem času z drahých kovů začaly razit mince.³ O dalším vývoji emise peněz bude pojednávat následující kapitola (viz kapitola 1.2). V teoretické rovině jsou peníze vymezeny třemi funkcemi, které napomáhají k pochopení, proč je penězům všeobecně přisuzován tak velký význam.^{4,5}

Prostředek směny

Funkce peněz jako prostředku směny je jednou z rozhodujících charakteristik a klíčových vlastností peněz, jež odlišuje peníze od ostatních finančních aktiv či hmotných statků. Jde o schopnost peněz uskutečnit směnné transakce na trhu mezi ekonomickými subjekty, které chtějí směnu provádět. Peníze plněním funkce prostředku směny redukuje transakční náklady uskutečněné směny a díky tomu je směna zboží a služeb v ekonomice snadnější. Tuto funkci však mohou peníze na nějaké dostatečné úrovni plnit pouze tehdy, pokud jsou při směně a vzájemné úhradě závazků akceptovány všude a všemi ekonomickými subjekty.

Zúčtovací jednotka

Funkce zúčtovací jednotky je velmi blízko spjata s předchozí funkcí. Díky této funkci je možné využít peníze k oceňování zboží a služeb pomocí jediného „univerzálního“ statku – v peněžních jednotkách. Ceny zboží a služeb, které jsou na trhu směňovány, tak již není nutné vyjadřovat v jejich kvantitativních směnných poměrech. Pokud penězi ve funkci účetní jednotky vyjadřujeme cenu zboží, služeb i pohledávek v tržní ekonomice, je vyjádření vzájemných směnných relací jednotlivých zboží a služeb velmi jednoduché a rychlé. Navíc díky využití peněz jako účetní jednotky dochází v ekonomice k podstatné redukci všech možných cen, které se odvíjí od existujících vzájemných směnných relací všech zboží a služeb.

Uchovatel hodnoty

Pokud budou peníze brány jako aktivum, pak je možné s jejich pomocí přenášet hodnotu do budoucna a udržovat tak kupní sílu v čase. Protože domácnosti a firmy zpravidla nepoužívají celý svůj peněžní důchod v okamžiku jeho příjmu, využívají skutečnosti, že peníze mohou být použity k nákupům či platbám teprve v budoucnu. Část svého důchodu tak mají po určitou dobu uschovanou ve formě peněz. Schopnost peněz plnit funkci uchovatele hodnoty je stejně tak jako předešlé funkce spojena s existencí uspořádaných měnových poměrů v zemi. Ve chvíli, kdy dochází k vysoké nebo nestabilní inflaci, peníze přestávají tuto funkci částečně plnit. V případě hyperinflace pak peníze mohou tuto funkci zcela ztratit.

³ JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice – Peníze a platební styk*. Praha: Grada Publishing, 2013. str. 18

⁴ LIPOVSKÁ, Hana. *Moderní ekonomie: jednoduše o všem, co byste měli vědět*. Praha: Grada, 2017. str. 109

⁵ POLOUČEK, Stanislav. a kol. *Bankovnictví*. 1. vyd. Praha: C. H. Beck, 2006. str. 49-51

1.2 STRUČNÝ VÝVOJ EMISE PENĚZ

V předchozí podkapitole byl popsán vznik peněz, který skončil u vzniku mincí. První mince z drahých kovů se objevily přibližně v 7. až 6. stol. př. n. l. První kovové mince měly nejdříve podobu neopracovaných plíšků a až později se začaly případně zdobit a tvarovat. Tuto vývojovou fázi je možné pojmenovat jako „mincovnictví“.⁶

Pojem **mincovnictví** lze definovat jako emisi mincí, tj. ražbu mincí z měnového kovu. V historii lze mincovnictví dělit dle různých hledisek. První dělení vychází z obsahu drahého kovu v minci a druhé dle toho, kdo měl právo mince razit.

Podle toho, z jakého měnového kovu byla mince ražena se dají mince rozčlenit na monometalické nebo bimetalické. Monometalické mince v sobě obsahovaly pouze jeden kov, zatímco u bimetalických mincí šlo o směs dvou a více kovů. V první fázi mincovnictví byly mince raženy pouze z drahých kovů (stříbro, zlato a směs těchto dvou kovů). Tím pádem jejich nominální hodnota byla totožná s jejich vnitřní hodnotou. Díky tomu bylo v oběhu jen takové množství peněz, které bylo potřeba k uskutečnění transakcí a nedocházelo k výkyvům u cenové hladiny. Takovými mincím se pak říkalo „plnohodnotné“ mince. Ovšem plnohodnotné mince se začaly potýkat s problémy. Díky opotřeбенí (ošoupaní, ulomení) docházelo ke snížení skutečné hodnoty mince a tím pádem vznikala rozdíly oproti nominální hodnotě. Také docházelo k situacím, kdy poptávka po penězích převyšovala nabídku. To vycházelo zejména ze samotné podstaty drahých kovů – neboli jejich vzácnosti. Ve chvílích, kdy poptávka byla vyšší, než nabídka se dalo postupovat následujícími způsoby:⁷

- aby se vyrovnala poptávka s nabídkou, tak bylo množství peněz doplněno z pokladu (z panovníkovi pokladnice);
- pro uskutečnění části transakcí se vracelo k barterové směně;
- snížila se cenová hladina;
- drahé kovy, ze kterých mince byly, se začaly nahrazovat běžnými kovy;
- vznik nekomoditních peněz – státovky a bankovky.

Chronologicky prvním nejvíce využívaným způsobem bylo nahrazování drahých kovů kovy běžnými. Tato forma emise mincí se značila jako neplnohodnotné mince. Hlavní podstatou bylo zjištění, že i když plnohodnotné mince ztrácely svoji vnitřní hodnotu, tak lidé je používali

⁶ POLOUČEK, Stanislav. *Peníze, banky, finanční trhy*. V Praze: C.H. Beck, 2009. str. 45-47

⁷ ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ. *Základy financí*. Praha: Grada Publishing, 2011. str. 33

i nadále. Panovníci tedy začali záměrně část drahého kovu v mincích nahrazovat kovy běžnými. Tyto mince s sebou však přinášely již možnost výkyvů cenové hladiny – neboli inflaci.⁸

Dalším zmíněným způsobem vyrovnávání poptávky a nabídky po penězích bylo využívání nekomoditních peněz. Tento způsob představuje druhou vývojovou fázi emise peněz – **papírové státočky**. Pod tímto pojmem si lze představit peníze vydávané panovníkem za účelem získání finančních prostředků pro stát. Jak už samotný název napovídá, jednalo se o papírové peníze, které vydával „stát“, tím pádem představovaly jakýsi dluh státu.⁹ Vznik státoček skýtal výhodu v podobě jednodušší manipulace, úschově a nákladovosti oproti těžkopádným kovovým mincím. To však představovalo asi jedinou výhodu této emise. V mnohem větší míře tento způsob emise přinášel nevýhody s ní spojené. Prvním problémem bylo to, že vydávání státoček prováděl panovník, a to ve chvílích, kdy potřeboval vyrovnat deficit státního rozpočtu. Tím pádem tato emise nereflektovala potřeby peněžního oběhu, nýbrž pouze potřeby panovníka či vlády (což byl zároveň i emitent). Emitent se tedy zavazoval, že později dojde k zpětné výměně státoček za mince z drahých kovů. Ovšem pouhý slib ze strany panovníka nefungoval. Využívání státoček se tedy začalo vymáhat pod hrozbou hrdelního trestu.¹⁰

Slib, že dojde k opětovné výměně státoček za mince z drahého kovu, nebyl téměř nikdy naplněn. Nadměrná emise státoček a s ní spojený rychlý růst cenové hladiny vedly vlády a parlamenty ve většině států až k úplnému zákazu krytí státního deficitu emisí státoček. V dnešní době je možné se se státočkami setkat již výjimečně (podrobněji viz kapitola 1.3.1).

Dalším historicky důležitým milníkem jsou **bankovky**. Opět lze jednoduše z názvu odvodit, že emitentem byly banky. Tento způsob emise již představoval stabilnější emisi než u státoček, protože více respektoval vazbu peněz s ekonomickou potřebou. Základ emise spočíval v bankovním úvěru, protože k vydávání peněz docházelo při poskytnutí úvěru a ke snížení peněz docházelo při splacení bankovního úvěru.¹¹

Vzhledem k tomu, že emitování státoček a ražba mincí již nestačila k vyřízení všech transakcí na trhu, docházelo tak u plateb k velkému zpoždění. S touto situací je spojen pojem „obchodní směnka“. **Obchodní směnka** je často v odborné literatuře označována jako „první podnikatelské peníze světa“^{12,13} Podstatou obchodních smének je jakýsi zápis o dlužné částce,

⁸ ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ. *Základy financí*. Praha: Grada Publishing, 2011. str. 33-34

⁹ JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice – Peníze a platební styk*. Praha: Grada Publishing, 2013. str. 23

¹⁰ REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 6. vyd. Praha: Management Press, 2015. str. 23-24

¹¹ ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ. *Základy financí*. Praha: Grada Publishing, 2011. str. 35

¹² REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 5. vyd. Praha: Management Press, 2012. str. 25

¹³ ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ. *Základy financí*. Praha: Grada Publishing, 2011. str. 35

dlužníkovi a datumu splatnosti směňky. Tyto směňky se pak vydávaly oproti klasickému zboží. Podmínkou bylo, že dlužník musel být známý a solventní a částka na směnce musela odpovídat ceně při transakci. Z těchto důvodů držitelé takovýchto směnek shledávali výhodnějším tyto směňky prodávat bance, než je držet do data splatnosti. Banky tyto směňky od věřitelů odkupovaly za bankovky. Banky však neodkupovaly pouze obchodní směňky, ale již dříve emitovaly bankovky za odkup zlata a stříbra. Bankovky tím pádem představovaly potvrzení o tom, že někdo přinesl do banky buď zlaté nebo stříbrné mince nebo obchodní směňku. Na základě těchto dvou způsobů emise bankovek je zřejmé, že nebylo možné emitovat větší množství bankovek, než jaké bylo kryté již existujícími hodnotami. Proto bankovky nepůsobily inflačně.

Ovšem s růstem poptávky po penězích, způsobené rozmachem výroby, postupem času došlo k emisi bankovek nad rámec plného krytí. Banky tak emisí peněz, proti nimž neexistovaly původní hodnoty, vlastně začaly **poskytovat úvěr**. Tento objev bankéřů je považován za naprosto zásadní v měnových dějinách, protože došlo k zániku samoregulačních mechanismů množství peněz a úvěrová emise nekrytých peněz nabyla výrazných rozměrů. Výhoda poskytování úvěrů spočívala v tom, že úvěr podporoval růst ekonomiky, protože docházelo k podpoře budoucích investic. Samozřejmě i tento způsob emise přinášel nějaké nevýhody. Na první pohled viditelnou nevýhodou je možnost inflace. Další nevýhodou mohla být i časová omezenost bankovky, územní omezenost bankovky a možnost emitování bankovek každou bankou a tím pádem velké množství různých bankovek.

Vzhledem k těmto nevýhodám se celý systém stával nepřehledným, což vedlo k další – poslední – vývojové fázi.

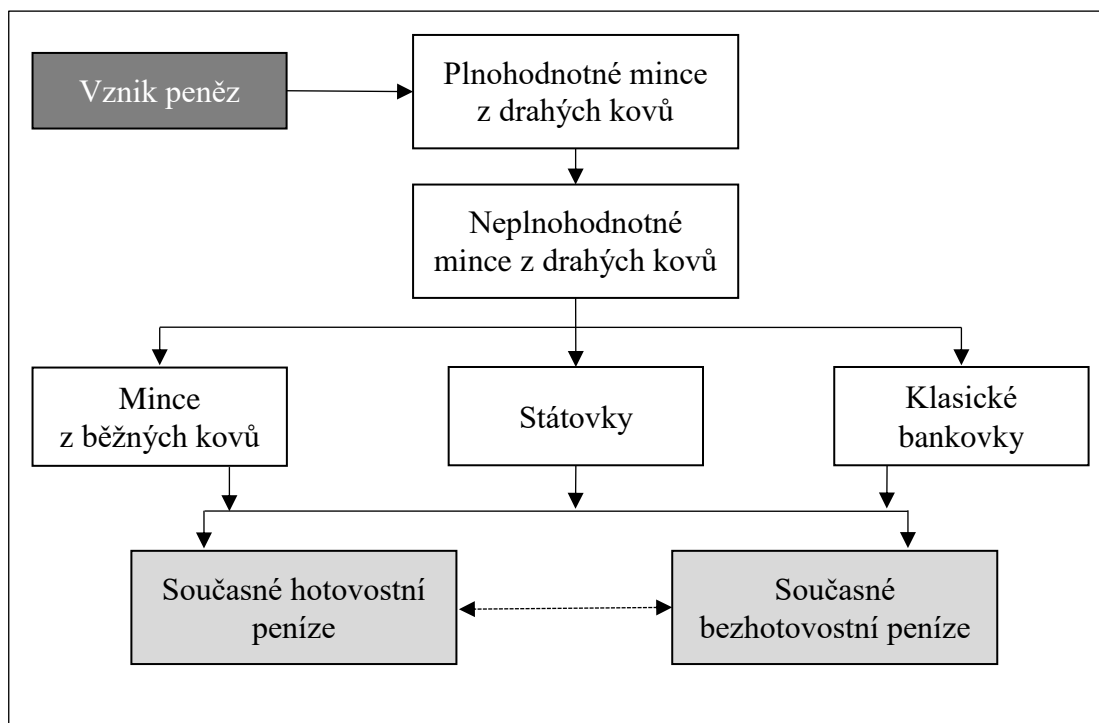
Poslední vývojovou fází emise peněz je **modifikovaná bankovně úvěrová emise** či **moderní bankovně úvěrová emise peněz**. Tento typ emise funguje v současných tržních ekonomikách a jedná se o emisi nekrytých peněz. Emise bankovek je svěřena jedné instituci, kterou ve většině zemí představuje centrální banka. Ovšem v této době byly centrální banky ve vlastnictví státu, což pro správné provádění měnové politiky nebylo příhodné.

K centralizaci bankovek došlo hlavně ze dvou důvodů.¹⁴ Prvním byla již zmíněná přehlednost. Díky mnoha různým bankovkám od mnoha různých bank na trhu bylo téměř nemožné se v tomto systému zorientovat. Druhým důvodem byly mocenské a finanční zájmy státu. Vzhledem k tomu, že centrální banky měly „monopol“ na emisi bankovek, tak mohly v malé míře realizovat určitý výnos z každé emise. Také fakt, že centrální banky nebyly nezávislé,

¹⁴ REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovnictví*. 5. vyd. Praha: Management Press, 2012. str. 28

nahrával do karet státu, který tak měl relativně snadný přístup k úvěrům. Důsledkem toho byla nadměrná emise peněz, jejímž dopadem byl růst cenové hladiny.

Na následujícím obrázku (Obrázek 1) je znázorněno schéma vývoje systémů emise, který byl popsán v této kapitole.



Obrázek 1: Schéma vývoje systémů emise a oběhu peněz

Zdroj: REVENDA¹⁵

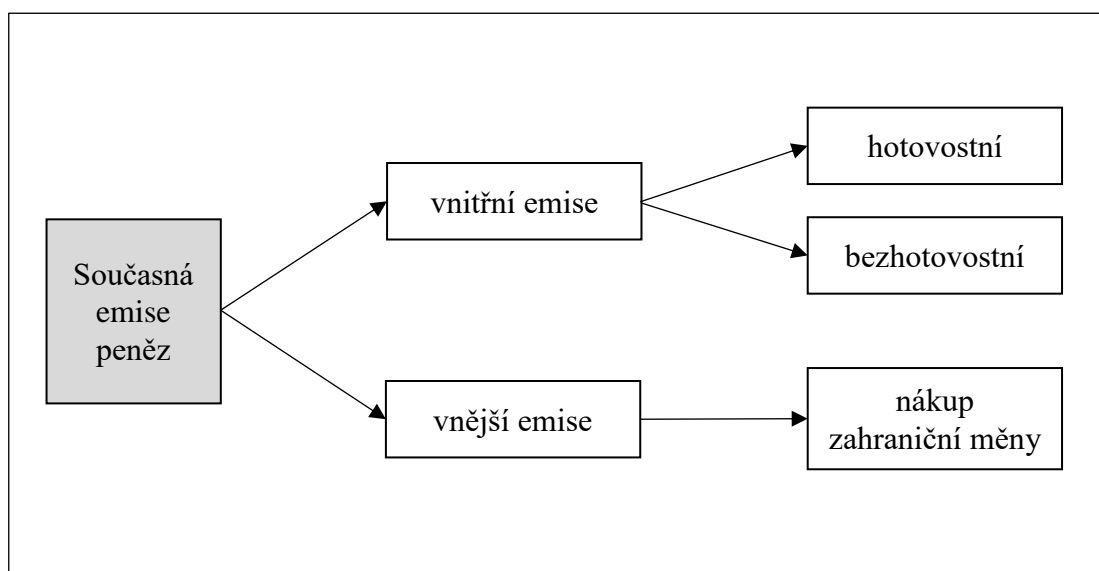
1.3 SOUČASNÉ ZPŮSOBY EMISE PENĚŽ

Jak již bylo uvedeno, tak v současných ekonomikách je využívána **moderní bankovní úvěrová emise peněz**. Ovšem v současné době již centrální banky nejsou vlastněny státem, ale jedná se o nezávislé měnové instituce. K rozhodnutí, že centrální banky by měly být nezávislé, došlo přibližně v 70. letech 20. století v návaznosti na nadměrnou emisi peněz způsobenou právě díky závislosti centrálních bank na státu.¹⁶

Současnou emisi peněz lze vyjádřit následujícím obrázkem (Obrázek 2). Schéma dělí emisi peněz do dvou „základních“ bloků, tj. vnitřní a vnější emise. V rámci těchto bloků se pak dá emise rozčlenit na emise hotovostních peněz, bezhotovostních peněz a nákup zahraniční měny. Vnitřní emise peněz bude obsahem následujících podkapitol.

¹⁵ REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 3. vyd. Praha: Management Press, 2011. str. 53

¹⁶ ŠANDOR, Matěj. *Nezávislost evropské centrální banky*. Praha: Acta Oeconomica Pragensia, 2013. str. 14



Obrázek 2: Struktura současné emise peněz

Zdroj: ČERNOHORSKÝ a TEPLÝ¹⁷

1.3.1 EMISE HOTOVOSTNÍCH PENĚZ

Hlavním druhem hotovostních peněz jsou ve vyspělých tržních ekonomikách bankovky a mince emitované centrální bankou a pouze v tomto smyslu se dá hovořit o emisním monopolu. Bankovky a mince se do oběhu dostávají především výběry z účtů bank u centrální banky nebo účtů klientů u obchodních bank. Při těchto transakcích nejde v přesném smyslu slova o emisi, dochází jen ke změně formy již existujících peněz. K emisi hotovostních peněz by došlo pouze při zcela výjimečně poskytnutých hotovostních úvěrech centrální bankou bankám obchodním, to je při zvýšení množství oběživa bez souběžného snížení rezerv bank.

Poskytnutí hotovostního úvěru obchodní bankou nebankovnímu subjektu ani jiné hotovostní transakce žádnou emisí nepředstavují. Obchodní banka musí mít oběživo ve své pokladně nebo je vyzvednout ze svého účtu u centrální banky – obchodní a další banky neemitují hotovostní peníze. Hotovostní peníze mohou v současnosti mít tři základní podoby.

Papírové bankovky

Papírové bankovky, jak již název napovídá, jsou z papíru, případně z plastu. Papírové bankovky až na výjimky, které si ještě uvedeme, emituje na daném území výhradně jediná instituce, nejčastěji centrální banka. V České republice (ČR) upravuje vydávání bankovek v současné době zákon č.6/1993 Sb., o České národní bance.¹⁸

¹⁷ ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ. *Základy financí*. Praha: Grada Publishing, 2011. str. 38

¹⁸ Česká národní banka. *Vysvětlení pojmů bankovka, státovka, obchodní mince, pamětní bankovka a mince*. [online] [cit. 2017-03-18] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/faq/vysvetleni_pojmu_bankovka_statovka.html

Drobné kovové mince

Mince již v dnešní době neobsahují žádné drahé kovy a v drtivé většině případů mají pouze nominální hodnoty (když se nebudou brát v potaz příležitostně vydávané pamětní mince). Jejich podíl na celkovém množství hotovostních peněz je proto relativně nízký, zatím však mají významnou úlohu při realizaci drobných hotovostních plateb. Bývají emitovány centrální bankou nebo státem (ministerstvem financí).¹⁹

Papírové státopky

Papírové státopky mají rovněž nízké nominální hodnoty a jsou emitované opět centrální bankou nebo státem. Ve druhém případě je stát emituje odkupem bankovek či mincí, to znamená, že nedochází ke změně emitovaného množství hotovostních peněz. Státopky již rozhodně nelze považovat za zdroje krytí schodků státních rozpočtů, hlavním důvodem jejich existence je tradice. V České republice vydávání státopek skončilo se zrušením zákona č.41/1953 Sb. o peněžní reformě.

Ve smyslu výše uvedených poznámek k „emisi“ oběživa a při abstrakci od možných rozdílů mezi bankovkami a mincemi je možné uvést, že výsadním emitentem je centrální banka. Ovšem mohou nastat tři následující výjimky na daném území:²⁰

- centrální banka neexistuje;

V situaci, kdy na daném území nepůsobí žádná centrální banka je možné vydáváním hotovostních peněz pověřit buď *jinou instituci* (například měnovou radu), *zahraniční centrální banku* (ovšem za předpokladu, že vzájemný poměr mezi měnou domácí a zahraniční je fixní), *zahraniční centrální banku* při zákonném oběhu zahraniční měny (oficiální dolarizace), nebo je možnost „*společné*“ *centrální banky* zemí měnové unie (například Evropská měnová unie).

- působí více centrálních bank;

V případě, že na daném území působí více centrálních bank, pak hotovostní peníze mohou emitovat všechny tyto banky. Podmínkou však je, že všechny centrální banky v tomto území musí peníze emitovat podle stejných pravidel, pod stejným názvem a v neměnném vzájemném poměru 1:1.

¹⁹ REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 6., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2015. str. 21-28

²⁰ REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*, 3. aktual. vyd. Praha: Management Press, s.r.o., 2011. str. 65

- oficiálně mohou obíhat bankovky více bank;

Tento případ je typický například pro Velké Británii, kde jsou kromě bankovek anglické centrální banky v oběhu bankovky tří skotských bank, které je vydávají na základě nezaplatněného odkupu bankovek Bank of England v poměru 1:1. Vydávání a oběh těchto bankovek jsou spojeny především s tradicí a politickými důvody.

Z hlediska celkového množství peněz v oběhu je nepodstatné, zda jde o hotovostní či bezhotovostní peníze. Svou roli hraje stupeň použitelnosti, resp. likvidita jednotlivých druhů peněz (viz kapitola 1.4).

V současné době by se význam oběživa měl poměrně snižovat, a to především v souvislosti s velkým rozmachem bezhotovostních plateb. I když význam oběživa by měl klesat, tak objemově množství peněz v oběhu naopak roste. Ovšem podíl na celkovém množství by měl klesat. Význam oběživa se vytrácí zejména v mezibankovním platebním styku, v podnikatelském sektoru, v oblasti státního rozpočtu a ve vztazích k zahraničí. Jeden z posledních segmentů, kde si oběživo drží stále svůj význam je u plateb v maloobchodní síti. Dominantní roli však má v oblastech tzv. šedé a černé ekonomiky, to znamená, při transakcích, které souvisejí s činností „na hraně zákona“ nebo kriminální činností. Vývoj celkové poptávky po oběživu tak může být jedním z nepřímých indikátorů vývoje těchto aktivit na území dané ekonomiky.²¹

1.3.2 EMISE BEZHOTOVOSTNÍCH PENĚZ

Druhou formou emise peněz v současné době jsou bezhotovostní peníze. Ty se začínají objevovat již v druhé polovině 19. století v ekonomicky vyspělých zemích. Jejich emitenty jsou centrální banky ale také již obchodní banky (popř. další banky). Bezhotovostní peníze mají dvě základní podoby. První mají podobu bezhotovostních rezerv bank v centrální bance, které jsou součástí měnové báze, a druhou podobu představují bezhotovostní vklady nebankovních subjektů v obchodních a dalších bankách, které jsou součástí měnových agregátů.

Bezhotovostní rezervy bank emituje centrální banka třemi základními způsoby:

- úvěry domácím bankám;
- nákupy cenných papírů od domácích bank;
- nákupy zahraničních měn od těchto bank.

²¹ REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*, 3. aktual. vyd. Praha: Management Press, s.r.o., 2011. str. 650

Rezervy bank mohou vznikat také jinými způsoby, především při úložkách hotovostních peněz nebankovními klienty na bankovní účty. V těchto případech dochází k přeměně hotovostních peněz do bezhotovostních, nikoli k emisi bezhotovostních peněz.²²

Jejich vznik je spojen s ukládáním peněžních prostředků, nejčastěji bankovek, na vkladové účty do bank. V tento okamžik hotovostní peníze získávají podobu zápisu na účtu, tedy podobu bezhotovostních peněz. Subjekty mohou takto uložené peníze použít především jako:

- peněžní úspory, s cílem získat z nich výnos v podobě depozitní úrokové sazby;
- prostředky, které lze použít k úhradě jejich závazků vůči jiným subjektům.

Druhý případ se týká především běžných účtů, a nikoliv účtů úsporných či termínovaných, na kterých jsou transakce s uloženými prostředky omezené výpovědní lhůtou, nebo nemožností vypisovat proti nim šeky.

Vývoj v oblasti bezhotovostního platebního styku se stále zrychluje. Bezhotovostní peníze na běžných účtech plní stejné funkce, jaké dříve plnily pouze hotovostní peníze. Subjekty mohou například uhradit své závazky pomocí převodů na běžných účtech. Obdobné charakteristiky platí pro další platební instrumenty v podobě platebních a úvěrových karet, „papírových“ či elektronických inkasních a úhradových příkazů apod.²³

1.4 MĚNOVÉ AGREGÁTY

Měnové agregáty měří peněžní zásobu (nabídku), která představuje množství peněz v dané ekonomice k určitému časovému okamžiku. Pomocí měnových agregátů je možné sledovat velikost peněžní zásoby. Peněžní zásoba je právě ten peněžní agregát, který je chápán jako nejpřesnější reprezentant množství peněz v oběhu. Měření této zásoby zpravidla zajišťuje centrální banka, která také příslušné výsledky publikuje v každoročním měnovém přehledu. Do peněžní zásoby měřené měnovými agregáty se nepočítá pouze oběživo, které běžně používáme, ale je do ní zařazeno široké spektrum dalších finančních prostředků.²⁴

Měnové agregáty představují souhrn peněžních prostředků s určitým stupněm likvidity. Označují se velkým písmenem M, číslicí a každý měnový agregát s vyšším číslem obsahuje

²² REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 6., aktuální vyd. Praha: Management Press, 2014. str. 33-34

²³ REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*, 3. aktualiz. vyd. Praha: Management Press, s.r.o., 2011. str. 61

²⁴ POLOUČEK, S. a kol.: *Peníze, banky, finanční trhy*. 1. vyd. Praha: C. H. Beck, 2009. str. 48

celý měnový agregát s číslem o jednotku menší plus určitou další část méně likvidních peněžních prostředků.²⁵

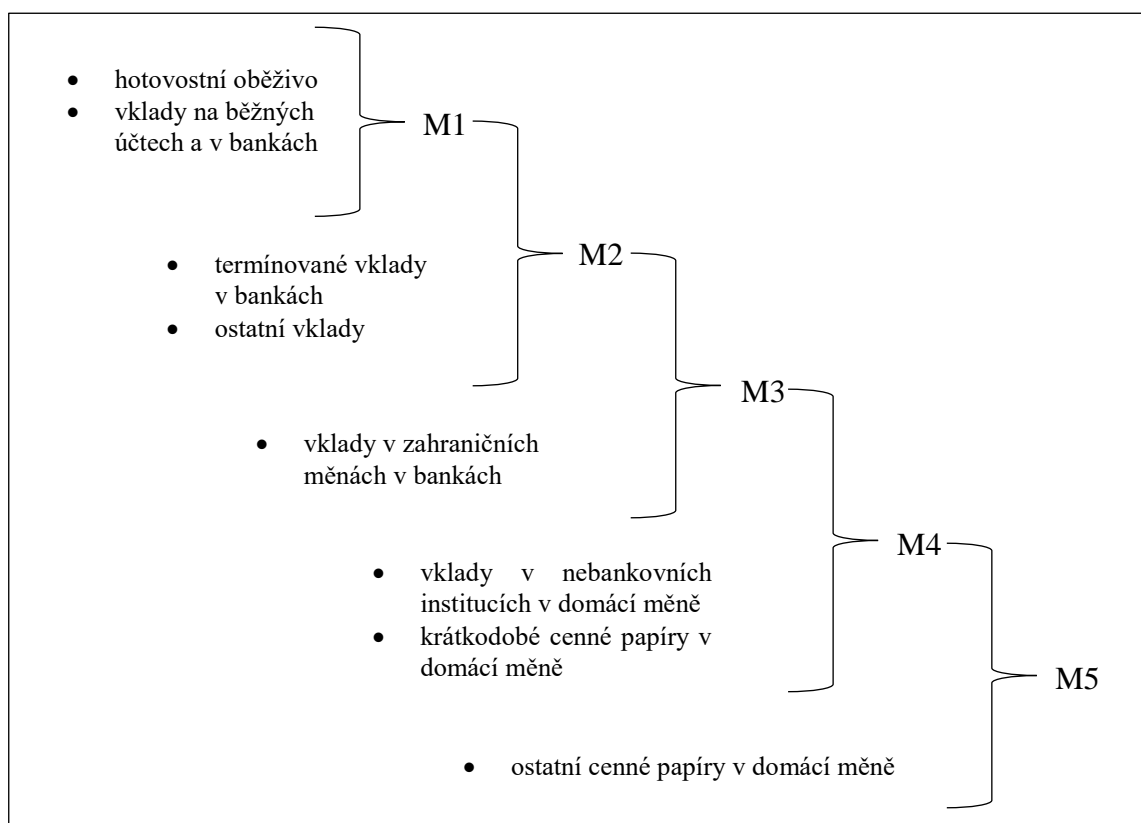
Je nutné si také uvědomit, že měnové agregáty jsou produktem praktických potřeb měření vývoje množství peněz v oběhu. Náplň měnových agregátů proto může být v různých ekonomikách rozdílná, především v závislosti na využívání peněžních instrumentů v dané zemi. Obsah se také může vlivem času měnit a upravovat. Rozdíly jsou také v počtu měnových agregátů, které jsou v různých zemích sledovány a vykazovány.

Nejčastěji se užívá členění na M1, M2 a M3. Toto členění používá např. Evropská centrální banka (ECB) pro účely implementace společné monetární politiky. V České republice se podle metodiky Evropské unie sledují rovněž tyto tři základní měnové agregáty. Rozlišení agregátů s nižší likviditou je obvyklé například ve Velké Británii, kdy se sleduje také M4.²⁶ Ve Švýcarsku peněžní agregáty rozlišují dokonce až do osmi skupin.²⁷

²⁵ REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 6., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2015. str. 17-19

²⁶ Bank of England. *Explanatory Notes – M4*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: <http://www.bankofengland.co.uk/statistics/Pages/iadb/notesiadb/m4.aspx>

²⁷ Federal Statistical Office Switzerland. *Monetary policy* [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: <https://www.bfs.admin.ch/bfs/en/home/statistics/money-banks-insurance/monetary-policy.html>



Obrázek 3: Schéma měnových agregátů

Zdroj: Vlastní zpracování dle Zbyněk REVENDA²⁸

Nejběžnější měnové agregáty a jejich obsah je znázorněn na předchozím obrázku (Obrázek 3). Schéma začíná měnovým agregátem M1 a postupuje až k měnovému agregátu M5. To však neznamená, že se jiné měnové agregáty nevyužívají. Zvláštním případem je například tzv. měnová báze, která by se dala označit jako M0. Měnová báze představuje hotovostní oběživo a celkové rezervy bank.²⁹ U měnového agregátu M5, který obsahuje všechny předešlé agregáty, je možné se setkat s označením „L“, neboli likvidní aktiva.

1.4.1 MĚNOVÉ AGREGÁTY ČESKÉ NÁRODNÍ BANKY

Jak bylo zmíněno, tak měření měnových agregátů nejčastěji zajišťuje centrální banka daného státu. V České republice proto tuto činnost vykonává Česká národní banka (ČNB), která publikuje na měsíční bázi měnové agregáty M1, M2 a M3. V rámci těchto agregátů jsou také vykazovány jednotlivé komponenty každého agregátu. Před vstupem do Evropské unie ČNB vykazovala měnový agregát M1, M2 a měnový agregát L. Ovšem po vstupu do Evropské unie přijala harmonizované peněžní agregáty, které jsou znázorněny v následující tabulce (Tabulka 1).

²⁸ REVENDA, Zbyněk a kol. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. Praha: Management Press, 2000. str. 26-27

²⁹ REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*, 3. aktual. vyd. Praha: Management Press, s.r.o., 2011. str. 74

Tabulka 1: Měnové agregáty podle ČNB

Měnový agregát	Obsah měnového agregátu
M1 úzké peníze	- oběživo (bankovky a mince) - zůstatky, které lze okamžitě převést na oběživo nebo použít k bezhotovostní platbě, např. jednodenní vklady
M2 střední peníze	- M1 - vklady se splatností do dvou let - vklady s výpovědní lhůtou do tří měsíců
M3 široké peníze	- M2 - repo operace - akcie/podílové listy fondů peněžního trhu a papíry peněžního trhu - emitované dluhové cenné papíry do 2 let

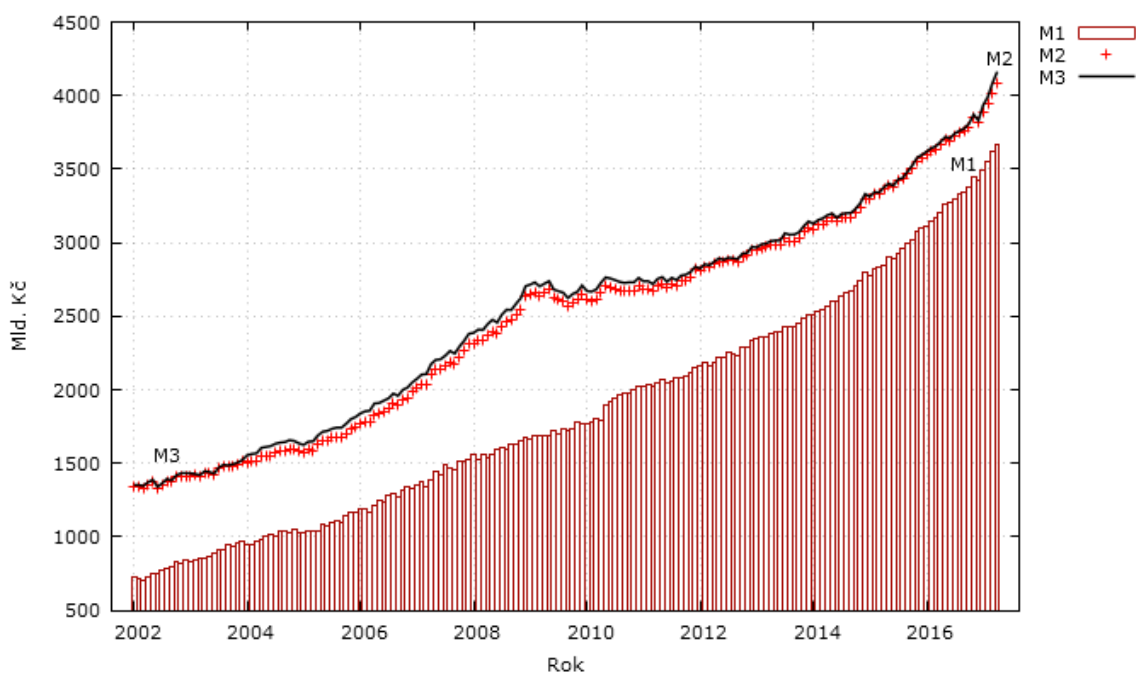
Zdroj: Vlastní zpracování podle ČNB³⁰

Při vykazování těchto agregátů se ČNB řídí přesně podle metodiky Evropské centrální banky, přestože ČNB dosud není členem Eurosystemu³¹. Peněžní agregáty měnových finančních institucí v České republice budou po vstupu České republiky do eurozóny součástí měnových agregátů eurozóny.³² Na Obrázku 4 je zachycen vývoj měnových agregátů M1, M2 a M3 od roku 2002 do prvního čtvrtletí roku 2017. Jak je z obrázku patrné, tak růst všech agregátů má poměrně konstantní vývoj. Pouze po roce 2009 lze zaznamenat jisté výkyvy ve vývoji agregátu M2 a M3, které se dají připsat vlivům tehdejší celosvětové finanční krize.

³⁰ Česká národní banka. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAA DA&p_lang=CS

³¹ Eurosystem – se skládá z Evropské centrální banky a národních centrálních bank zemí, které zavedly euro. Eurosystem a Evropský systém centrálních bank budou souběžně fungovat, dokud se všechny členské státy Evropské unie nestanou členy eurozóny.

³² JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice – Peníze a platební styk*. Praha: Grada Publishing, 2013. str. 41



Obrázek 4: Vývoj měnových agregátů M1, M2 a M3 v ČR

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat ČNB a výpočtu programu Gretl³³

1.4.2 MĚNOVÉ AGREGÁTY FEDERÁLNÍHO REZERVNÍHO SYSTÉMU

Americký Federální rezervní systém (FED) publikuje měnové agregáty na měsíční bázi od roku 1959. Ovšem jak bylo zmíněno, tak složení a množství jednotlivých vykazovaných agregátů se může lišit. FED prošel dlouhým vývojem ve vykazování měnových agregátů. Postupem času snižoval počet publikovaných měnových agregátů:

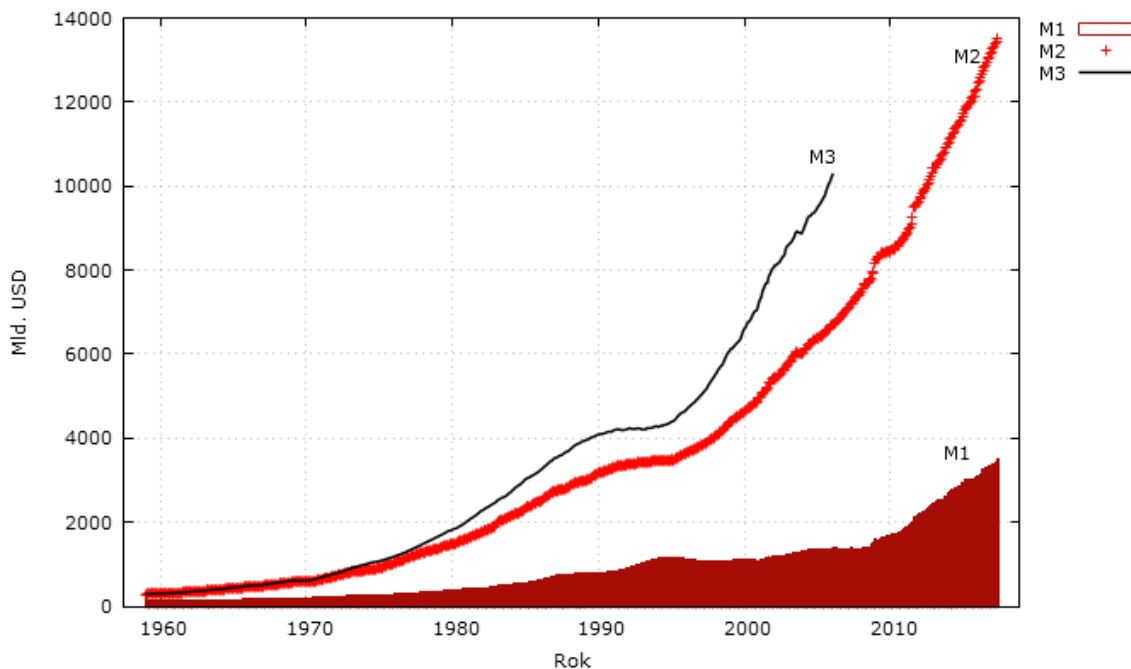
- do roku 1998 vykazoval čtyři měnové agregáty M1, M2, M3 a L;
- do února 2006 vykazoval tři měnové agregáty M1, M2 a M3.

Od března 2006 již vyazuje pouze dva měnové agregáty M1 a M2. FED zrušil publikaci měnového agregátu M3 s odůvodněním, že vztah mezi růstem peněžní zásoby a výkonností amerického hospodářství se stal slabším a důraz na peněžní zásobu jako vodítka měnové politiky se vytratil.

Na následujícím obrázku (Obrázek 5) je vývoj měnových agregátů M1, M2 a M3 na území Spojených států amerických (USA). Jak bylo uvedeno, tak měnový agregát M3 se přestal sledovat v roce 2006, proto zde časová řada končí. Oproti vývoji těchto agregátů na území ČR

³³ Česká národní banka. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAA DA&p_lang=CS

Lze vidět určité rozdíly. Na první pohled je zřejmé, že měnový agregát M1 má značně pomalejší tempo růstu než agregát M2. Další rozdíl je patrný mezi agregáty M2 a M3. Zatímco v ČR se tyto agregáty vyvíjí poměrně srovnatelně, tak v USA je vidět patrný rozdíl v objemu prostředků, které každý agregát zahrnuje – v případě agregátu M3 zahrnoval.



Obrázek 5: Vývoj měnových agregátů M1, M2 a M3 v USA

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat FED a programu Gretl³⁴

Definice měnových agregátů dle FEDu je v Tabulce 2. U všech agregátů se jedná pouze o závazky FEDu (například bankovky), amerického Ministerstva financí (například mince), vkladových institucí a fondů peněžního trhu vůči domácnostem, nefinančním institucím, státním a místním vládám (nikoli však vůči federální vládě).

První měnový agregát M1 obsahuje peníze, které se obvykle používají k placení, tj. oběživo, cestovní šeky, vklady na běžných účtech a šekovatelné vklady, a to u obchodních a bank a u spořicíh institucí. Asi dvě třetiny dolarových bankovek se nacházejí mimo území USA, neboť některé země jsou plně či částečně dolarizovány.

Druhý měnový agregát M2, obsahuje M1 plus malé termínové vklady o částkách nižších než 100 000 dolarů, spořicí vklady, účty vkladů peněžního trhu, podílové listy fondů peněžního trhu

³⁴ Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic data*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/M1SL>, <https://fred.stlouisfed.org/series/M2SL> a <https://fred.stlouisfed.org/series/M3SL>

nevlastněné institucionálními investory a jednodenní eurodolary³⁵. Agregát M2 drží zejména domácnosti.

Tabulka 2: Měnové agregáty podle amerického FEDu

Měnový agregát	Obsah měnového agregátu
M1	<ul style="list-style-type: none"> - oběživo mimo oběživa na pokladnách Ministerstva financí, FEDu a vkladových institucí - cestovní šeky - vklady na běžných účtech (vklady na viděnou) všech obchodních bank kromě těch, na které mají nárok vkladové instituce, federální vláda, zahraniční banky a oficiální instituce, a to po odečtení položek v procesu inkasa a floatu FEDu - jiné šekovatelné vklady včetně účtů NOW, účtů Super NOW a účtů služeb o automatickém převodu ve vkladových institucích - vklady na běžných účtech spořicíh institucí
M2	<ul style="list-style-type: none"> - M1 - malé termínované vklady (včetně drobných rep) o částkách nižších než 100 000 dolarů - spořicí vklady a účty vkladů peněžního trhu - podílové listy fondů peněžního trhu nevlastněné institucionálními investory - vyloučeny jsou důchodové účty osob a důchodové samozaměstnanecké zůstatky, ve vkladových institucích a ve fondech peněžního trhu - vyloučeny jsou všechny zůstatky držené americkými obchodními bankami, drobné fondy peněžního trhu, zahraničních vlád, zahraničních obchodních bank a americké vlády. - jednodenní eurodolary
M3*	<ul style="list-style-type: none"> - M2 - velké termínové vklady (včetně velkých rep) o částkách 100 000 dolarů a více u obchodních bank a spořicíh institucí - termínové eurodolary držené americkými rezidenty v zahraničních pobočkách amerických bank na celém světě a ve všech bankách ve Velké Británii a v Kanadě - podílové listy fondů peněžního trhu vlastněné institucionálními investory - vyloučeny jsou částky držené vkladovými institucemi, americkou vládou, fondy peněžního trhu, zahraničními bankami a oficiálními institucemi
L**	<ul style="list-style-type: none"> - M3 - dlouhodobá likvidní aktiva, tj. nebankovní instituce do amerických spořicíh dluhopisů, krátkodobých amerických federálních dluhopisů, komerčních papírů a bankovních akceptů

* do února 2006 **do roku 1998

Zdroj: JÍLEK³⁶

Třetí měnový agregát M3, obsahoval M2 plus velké termínové vklady o částkách 100 000 dolarů a více u obchodních bank a spořicíh institucí, termínové eurodolary držené americkými rezidenty v zahraničních pobočkách amerických bank na celém světě a ve všech bankách ve Velké Británii a v Kanadě a podílové listy fondu peněžního trhu vlastněné

³⁵ eurodolar – jedná se o dolarové pohledávky a depozita na účtech bank mimo jurisdikci USA.

³⁶ JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice – Peníze a platební styk*. Praha: Grada Publishing, 2013. str. 36

institucionálními investory. Je patrné, že kromě M2 se jednalo o účty bohatých domácností a účty jiných jednotek než domácností (včetně institucionálních investorů) u bank nebo u spořicíh institucí.

1.4.3 VYUŽÍVÁNÍ MĚNOVÝCH AGREGÁTŮ

Měnové agregáty byly v minulosti celkem v rozsáhlé míře využívány, jako jeden z nástrojů měnové politiky. Období 70. a 80. let 20. století se dá považovat za období měnové expanze. V té době působila zvýšená inflace v mnoha vyspělých zemích nemalé problémy. Proto většina těchto zemí musela přehodnotit stávající měnovou politiku a rozhodla se více spoléhat na množství peněz jako na indikátor měnových podmínek, nebo dokonce jako na zprostředkující cíl. Mělo se za to, že peněžní zásoba by se mohla osvědčit jako dobrý vedoucí indikátor inflačních podmínek, tj. jeho udržení pod kontrolou by mohlo stabilizovat inflaci. Proto se množství peněz začalo aktivně využívat v provádění měnové politiky. Ovšem výsledky se napříč zeměmi lišily. Zatímco v USA, Kanadě a ve Velké Británii nebylo dosaženo uspokojivých výsledků, tak ve Švýcarsku a Německu byl tento nástroj používán poměrně s úspěchem.

V Německu se Bundesbanka zaměřila na množství peněz v oběhu od roku 1975. V té době byla mezi vyspělými zeměmi v provádění měnové politiky považována za velice úspěšnou. Prvních 11 let byla zaměřena na měnovou bázi (měnový agregát M0). Později v roce 1987 přehodnotila vhodnost využívaného agregátu M0 a zaměřila se na agregát M3. Celkem 11 let se Německu dařilo držet kontrolu nad celkovým množstvím peněz v oběhu, což se považovalo za úspěch.³⁷

USA a měnová politika FEDu zaměřila orientaci na peněžní zásobu ještě dříve než Německo, a to již v roce 1971. V té době byl tento nástroj v USA dokonce ukotven v zákoně. Jednalo se o zákon o plné zaměstnanosti a vyrovnaném růstu z roku 1978. FED se zde zavázal, že jednou ročně bude zveřejňovat svůj cíl ohledně růstu peněžní zásoby a úvěru. Toto zákonné opatření bylo založeno na předpokladu, že existuje dostatečně stabilní vztah mezi růstem peněz a úvěru na jedné straně a cíli měnové politiky na straně druhé. V případě, že by se tento vztah stal z nějakých důvodů nestabilním (nepředvídatelným), tak FED nemusel dosahovat svých stanovených cílů. Tento stav však mohl nastat pouze za předpokladu, že Kongresu a veřejnosti objasní důvody tohoto neplnění.³⁸

³⁷ REVENDA, Zdeněk. *Politická ekonomie – Monopoly centrálních bank a emise peněz*. Praha: VŠE, 2009. str. 595

³⁸ JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice II: Měnová a kurzová politika*. Praha: Grada Publishing, 2013 str. 79-81

Cílení peněžní zásoby vychází z poznatku empirického výzkumu, že růst cen je v dlouhodobém horizontu ovlivňován vývojem peněžní zásoby. Měnová politika se v tomto režimu soustřeďuje na zjištění přiměřeného tempa růstu zvoleného peněžního agregátu. Rozmanitost tohoto režimu se projevuje ve volbě peněžního agregátu, v rozsahu zvoleného cíle a ve způsobu řízení zvoleného agregátu.

Otázkou je samotná volba vhodného peněžního agregátu, tj. takového, který se vyznačuje ekonometricky doloženou stabilní vazbou s cenovým vývojem, resp. vývojem jmenovitého hrubého domácího produktu (HDP).³⁹ Problémem je dále to, že centrální banka nemusí být schopna dostatečně přesně řídit vybraný peněžní agregát. Z empirických analýz i teoretických poznatků dále vyplývá, že nepřiměřeně vysoká tempa růstu peněžního agregátu se projeví v inflaci s velkým zpožděním. Centrální banka musí tedy jednat se značným časovým předstihem při ovlivňování budoucího inflačního vývoje.⁴⁰

Centrální banky proto definují různé vymezení peněz, od úzkého vymezení v podobě agregátu M1, až po široký agregát M3 (případně M4, M5...). Postup centrálních bank není ve výběru měnového agregátu jednotný. Konstruuje se další modifikace „množství peněz“ v ekonomice (viz kapitola 2). Zkušenosti ukazují, že čím širší je vymezení peněz, tím zřetelnější je jejich vztah k inflačnímu cíli, ale tím nižší je jejich kauzalita k určité míře inflace, ale zase je snadnější jejich zvládnutelnost centrální bankou.⁴¹ Přehřátí ekonomiky je spojeno s růstem peněžní zásoby. Proto centrální banka zvýší úrokové míry a potlačí poptávku a inflační tlaky. Naopak oslabení ekonomiky je spojeno s poklesem peněžní zásoby. Za takové situace centrální banka sníží úrokové míry a oživí poptávku a inflační tlaky.

Řízení měnové politiky prostřednictvím cílení peněžní zásoby je tedy vhodné především v prostředí, kde existuje stabilní, spolehlivá a predikovatelná vazba mezi cíleným peněžním agregátem a inflací. Současná praxe peněžní politiky ukazuje však na to, že do determinace vývoje cenových hladin vstupují stále více i jiné faktory. Analytické přístupy k odkrývání těchto souvislostí byly velmi obohaceny Grangerovými testy kauzality (viz kapitola 3.3). Hledá se především časový průběh zpoždění cen proti penězům v různých hospodářských podmínkách, a to nejen vztah peněz k různým cenám, ale i vztah různých peněz k různým

³⁹ ŠMÍDKOVÁ, Kateřina a Miroslav HRNČÍŘ. *Přechod na strategii cílování inflace*. Finance a úvěr, 1998, str. 205–222

⁴⁰ JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice II: Měnová a kurzová politika*. Praha: Grada Publishing, 2013 str. 71–72

⁴¹ Tamtéž str. 70–72

cenám a nezbytně i vztah peněz k HDP atd. Zkoumá se i opačná kauzalita, zejména jak ceny souvisejí s budoucími penězi, a jak ceny působí přes úvěry na peníze a na HDP.

V 90. letech většina centrálních bank začala pomalu od tohoto způsobu provádění měnové politiky upouštět. Důvodem bylo, že peněžní agregáty se staly nestabilními a nekorelovanými s inflací. Protože neexistoval vhodný zprostředkující cíl, mnoho zemí zvolilo měnovou politiku, která se zaměřuje přímo na cíl měnové politiky. Tímto cílem je inflaci a provádění takovéto měnové politiky se odborně nazývá tzv. cílování inflace.

Neznamená to však, že peněžní zásoba je pro měnovou politiku zbytečná. Nepředstavuje však celý transmisní mechanismus a není zprostředkujícím cílem měnové politiky. Přesto má úlohu informační proměnné. Rozhodnutí o měnové politice se vždy provádí na základě nedokonalých informací o vyhlídkách ekonomiky a peněžní agregáty představují část informací spolu s jinými ekonomickými indikátory, které pomáhají v těchto rozhodnutích.⁴²

⁴² JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice II: Měnová a kurzová politika*. Praha: Grada Publishing, 2013 str. 71-72

2 ALTERNATIVNÍ PŘÍSTUP MONEY OF ZERO MATURITY

Jak již bylo uvedeno v předchozí kapitole, tak peněžní nabídka v ekonomice představuje celkovou částku peněžních aktiv dostupných v dané ekonomice v určitém čase. Také bylo uvedeno, že peníze se dají definovat několika různými způsoby. Přístup Money of Zero Maturity (MZM), neboli „peníze s nulovou splatností“, jsou právě jedním z možných vymezení. V následujících podkapitolách bude nejdříve vysvětleno, co to MZM je. Dále bude následovat úvaha, zda by MZM bylo dobrým vodítkem pro měnovou politiku a v závěru bude popsán vztah tohoto agregátu k inflaci.

2.1 PROČ PRÁVĚ MZM

Za „průkopníka“ v definování alternativních měnových agregátů by mohl být považován ekonom Brian Motley. Tento ekonom již v roce 1988 zveřejnil práci s názvem „*Mělo by být M2 znovu definováno?*“, kde uvádí důvody, proč je měnový agregát M2 i M1 nepřesný.⁴³ Další autoři, kteří zkoumali alternativní agregáty v souvislosti s měnovou politikou byli William C. Whitesell a Sean Collins⁴⁴. Tito ekonomové ve své práci s názvem „*Menší redefinice agregátu M2*“ z přelomu let 1995-1996 spekulují o možnosti předefinování klasických měnových agregátů. Dalšími světovými autory, kteří se zabývali tématem měnových agregátů jsou například Frank Shostak⁴⁵ nebo třeba Michael Pollaro⁴⁶. Ovšem termín MZM poprvé veřejně použil William Poole v roce 1991 ve své práci „*Výběr peněžního agregátu: jiný pohled*“.⁴⁷ Tato definice vychází z poznatků Motleye a zahrnuje a měří pouze aktiva, která jsou splatná prakticky na požádání podle potřeby. Pro názornou ukázkou jsou v následující tabulce (Tabulka 3) vymezeny základní měnové agregáty v porovnání s agregátem MZM. Vzhledem k tomu, že tento agregát vykazuje (počítá) velice málo zemí, tak vydefinování obsahu jednotlivých agregátů je dle Federálního rezervního systému.⁴⁸

Z tabulky je patrné, že v takto nedefinovaném MZM nemohou být zahrnuty žádné cenné papíry a ani terminované vklady. Je tomu tak proto, že cenné papíry s sebou nesou možnou ztrátu

⁴³ MOTLEY, Brian. *Should M2 be Redefined?* Federal Reserve Bank of San Francisco: Economic Review (Winter) 1988. str. 33-51

⁴⁴ COLLINS Sean a WHITESELL William C. *A minor redefinition of M2*. Federal Reserve Bank. 1995 str. 32 [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: <https://ideas.repec.org/p/fip/fedgfe/96-7.html>

⁴⁵ SHOSTAK, Frank. *The Mystery of the Money Supply Definition*. The Quarterly Journal of Austrian Economics, 2000. vol. 3, no. 4. str. 69–76. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: https://mises.org/system/tdf/qjae3_4_3.pdf?file=1&type=document

⁴⁶ POLLARO, Michael. *Money Supply Metrics, the Austrian Take*. Mises Daily, 2010. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: <https://mises.org/library/money-supply-metrics-austrian-take>

⁴⁷ POOLE, William. *Choosing a Monetary Aggregate: Another Look*. Rochester: University of Rochester, 1991. str. 91-104. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z:

<https://urresearch.rochester.edu/institutionalPublicationPublicView.action?institutionalItemId=1162>

⁴⁸ SALERNO, Joseph T. *Money, Sound and Unsound*. Auburn: Ludwig von Mises Institute, 2015. str. xxiii

kapitálu. Terminované vklady jsou zase vyloučeny z důvodu možných sankcí za předčasné vypovězení.

Tabulka 3: Porovnání základních měnových agregátů a MZM dle FED

Obsah agregátu	M0	M1	M2	M3	MZM
Bankovky a mince v oběhu	✓	✓	✓	✓	✓
Cestovní šeky nebankovních emitentů		✓	✓	✓	✓
Vklady na požádání		✓	✓	✓	✓
Ostatní vklady		✓	✓	✓	✓
Spořicí účty (včetně peněžního trhu vkladových účtů)			✓	✓	✓
Krátkodobé termínované vklady			✓	✓	
Podílové fondy peněžního trhu			✓	✓	✓
Dlouhodobé termínované vklady				✓	
Institucionální fondy peněžního trhu				✓	✓

Zdroj: Zpracováno podle CARLSON, John, and Benjamin KEEN⁴⁹

MZM tedy obsahuje všechny položky M1, tj. oběživo (bankovky a mince v oběhu), cestovní šeky, vklady na požádání a ostatní vklady. Dále obsahuje část agregátu M2 – spořicí účty a podílové fondy peněžního trhu. Z agregátu M3 pak zahrnuje institucionální fondy peněžního trhu. Pomocí zápisu ve tvaru vzorce by šel měnový agregát MZM vypočítat následujícími způsoby:

$$MZM = M2 - \text{krátkodobé termínované vklady} + \text{institucionální fondy peněžního trhu} \quad (1)$$

$$MZM = M3 - \text{všechny termínované vklady} \quad (2)$$

Díky těmto schémátům je možné vypočítat MZM pro všechny země. Tedy za předpokladu, že centrální banka dané země vykazuje jednotlivé komponenty samostatně.

V oblasti měnových agregátů je tedy MZM širší než M1 ale zase užší než M2.⁵⁰ A právě široké a úzké vymezení peněz je už dlouhou dobu otázkou trvalé debaty, jaké z těchto vymezení má předvídatelnější vazbu na nominální HDP a případně inflaci. Uvádí se, že rychlost MZM je historicky relativně přesným prediktorem inflace.⁵¹

⁴⁹ CARLSON, John, and Benjamin KEEN. *MZM: A Monetary Aggregate for the 1990s?* Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Review, 1996. vol. 32, no. 2, str. 15-23. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25] Dostupné z: <https://pdfs.semanticscholar.org/2869/73df5e3d7950b3d7432ece13e99bd6958283.pdf>

⁵⁰ Tamtéž str. 15-23

⁵¹ World Heritage Encyclopedia. *Money with Zero Maturity*. World Heritage Encyclopedia. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: http://self.gutenberg.org/articles/money_with_zero_maturity#cite_note-16

2.2 MZM JAKO VODÍTKO PRO MĚNOVOU POLITIKU

Nejvíce pozornosti se měnovému agregátu MZM dostalo v 80. a 90. letech minulého století v USA. Hlavní postavou, která se zasloužila o „proslavení“ tohoto agregátu byl již zmiňovaný Brian Motley. V té době Motley působil jako senior ekonom ve Federální rezervní bance v San Franciscu. Díky tomu mohl, ač velice nepatrně, ovlivňovat měnovou politiku v zemi. V roce 1992 provedl výzkum, ve kterém zkoumal rychlost oběhu agregátu M2 a MZM v závislosti na jejich stabilitě a možnosti predikovat budoucí vývoj nominálního HDP. Motley zkoumal časové řady od roku 1989 do 1992. Z výsledků určil, že rychlost agregátu M2 v tomto časovém období byla větší, než se očekávalo vzhledem k úrovni nominálního HDP a úrokových sazeb. Ovšem u MZM k žádným změnám v chování rychlosti nedošlo. Motley také uvedl, že vymezení agregátu MZM se mnohem více přibližuje tradiční představě ekonomů o tom, co znamenají „peníze“. Díky tomu v závěru své práce uvedl, že „*toto zjištění dokazuje, že by Federální rezervní banka měla zvážit nahrazení agregátu M2 agregátem MZM*“.⁵²

Nicméně hned v dalším odstavci uvádí fakt, že si nelze myslet, že nahrazení agregátu M2 agregátem MZM bude znamenat výraznou změnu v provádění měnové politiky. Je třeba brát v potaz, že i když v minulosti nějaký měnový agregát přinášel stabilní výsledky ohledně vývoje výkonnosti ekonomiky, tak že ty samé výsledky nemusí přinášet i nadále.

V roce 1996 na výzkum Motleye navázal ekonom John B. Carlson z Federální rezervní banky v Clevelandu a absolvent ekonomie z Virginské univerzity Benjamin D. Keen. Autoři hned v úvodu práce uznávají, že alternativní měnový agregát MZM v sobě obsahuje potenciál poskytovat lepší a predikovatelnější výsledky pro měnovou politiku, a to díky úrokové citlivosti poptávky po MZM. Autoři v práci pomocí Engle-Grangerova testu kointegrace (viz kapitola 3.3) zkoumali, zda rychlost agregátu MZM vykazuje dlouhodobě trvající vztahy vůči příležitostným nákladům (míře ušlého příjmu z držby MZM). Zkoumané časové období bylo od roku 1975 do roku 1994. Výsledky testu potvrdily kointegrační vztahy mezi zkoumanými veličinami neboli, že mezi nimi existuje dlouhodobý vztah. V závěru práce autoři uvádí „*Relativní stabilita poptávky po MZM má tendenci potvrdit závěry Motleye (1988) a Poola (1991), že nulová splatnost je důležitá k teoretickému rozlišení a určení, která aktiva*

⁵² MOTLEY, Brian. *Would a New Monetary Aggregate Improve Policy?* Federal Reserve Bank of San Francisco, 1992. [online] [cit. 2017-03-25] Dostupné z: <http://www.frbsf.org/economic-research/files/el92-38.pdf>

by měla být zahrnutá v jednotlivých agregátech“. Dále také konstatují, že „*nástroje s nulovou splatností mají tendenci lépe odolávat účinkům deregulace a finančním inovacím*“.⁵³

I přes to, že došlo k potvrzení kointegračních vztahů a závěru, že aktiva s nulovou splatností jsou stabilnější, autoři konstatovali, že měnový agregát MZM se nezdá být vhodným kandidátem na měnově-politický cíl. Zejména pak když reálné šoky v ekonomice vedou k požadovaným změnám v rovnovážném stavu úrokových měr. Nicméně, to neznámá, že sledování tohoto agregátu shledali zbytečným. Autoři Carlson a Keen se shodují, že sledování agregátu MZM může přinést i užitečné informace. MZM může hrát důležitou doplňující roli v hodnocení vlastností indikátoru ostatních měnových agregátů. Jako nejvhodnější se projevil zejména u agregátu M2. Autoři zjistili, že MZM bylo imunní vůči efektům vývoje investičních fondů, zatímco agregát M2 nebyl. Z toho se dá dovodit, že slabina agregátu M2 byla značně portfoliovým fenoménem – reflektujícím nahrazování fondů za termínované vklady, a ne signálem o slabosti ekonomiky. Sledování MZM tak umožňuje získat jakýsi pohled na potenciální problémy spojené s agregátem M2. Navíc se stále větším rozšířením „sweep“ účtů⁵⁴ se agregáty jako M1 stávají stále méně spolehlivými.⁵⁵

2.3 SOUVISLOST MZM S INFLACÍ

Aby bylo možné popsat souvislosti mezi MZM a inflací, tak je nejprve nutné popsat a definovat samotnou inflaci. Slovo inflace pochází z latinského slova „inflatio“ od „inflare“, což znamená nafouknutí, zvětšování objemu.⁵⁶ Inflace tedy představuje „*dlouhodobý nepřetržitý růst cenové hladiny, který je spojen s nadměrnou emisí peněz a vede k poklesu kupní síly peněz*“.⁵⁷

Inflaci lze také definovat jako všeobecný růst cen, kdy dochází ke zvyšování průměrné cenové hladiny. Je však nezbytné k vymezení podstatě inflace dodat šest základních poznámek.⁵⁸

- ne každý růst cenové hladiny lze označit za inflaci;
- cenová hladina může růst i nárazově;
- při růstu cenové hladiny mohou ceny některých produktů stagnovat či klesat;

⁵³ CARLSON, John, and Benjamin KEEN. *MZM: A Monetary Aggregate for the 1990s?* Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Review, 1996. vol. 32, no. 2, str. 21. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25] Dostupné z: <https://pdfs.semanticscholar.org/2869/73df5e3d7950b3d7432ece13e99bd6958283.pdf>

⁵⁴ Sweep account – účet kde se automaticky na konci každého dne zkontroluje výše zůstatku a objem prostředků nad stanovenou úroveň se přesune na více úročený účet.

⁵⁵ CARLSON, John, and Benjamin KEEN. *MZM: A Monetary Aggregate for the 1990s?* Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Review, 1996. vol. 32, no. 2, str. 15-23. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25] Dostupné z: <https://pdfs.semanticscholar.org/2869/73df5e3d7950b3d7432ece13e99bd6958283.pdf>

⁵⁶ FLAMMANT, Maurice, *Inflace*, 1. vyd. Praha: HZ, 1995. s. 4

⁵⁷ REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*. 3., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2011. str. 274

⁵⁸ Tamtéž str. 273-275

- ceny nemohou dlouhodoběji a nepřetržitě růst, pokud neroste nabídka peněz;
- dlouhodobější nepřetržitý růst množství peněz v oběhu ještě nemusí vést k inflaci;
- centrální banku nelze za inflaci činit vždy zodpovědnou.

S inflací je spojeno mnoho dalších ekonomických pojmů. Například opakem inflace je deflace. **Deflace** znamená, že dochází k poklesu cenové hladiny. Tento jev může působit pozitivně, ale i negativně. Deflace je prospěšná pro spotřebitele, neboť za služby a zboží platí méně, avšak pro výrobce a prodejce je nežádoucí, protože mají menší výdělků za vyrobenou produkci a poskytnuté služby. **Dezinflace** vyjadřuje pokles tempa růstu míry inflace. **Akcelerující inflace**, tento pojem lze vnímat jako opak dezinflace, u kterého dochází ke zvyšování tempa růstu míry inflace. **Stagflace** je kombinace stagnace s inflací. Situace, kde se reálný produkt nemění – stagnuje, ale cenová hladina roste. **Slumpflace** je situace, ve které dochází k poklesu reálného produktu a k růstu cenové hladiny.⁵⁹

2.3.1 MĚŘENÍ INFLACE A MÍRA INFLACE

Měření inflace u jednotlivých statků není velký problém, ovšem když je těchto statků více, tak dochází k jistým problémům. Ceny každého statku se vyvíjejí různým tempem. Některé ceny statků mohou růst a jiné zase v ten samý okamžik naopak klesat. Měření cenové hladiny tak není vůbec jednoduchým úkolem. K měření vývoje cenové hladiny se využívají cenové indexy. Cenové indexy poměřují úroveň cen, nejčastěji však vybraného koše reprezentujících výrobků a služeb, ve dvou srovnávaných obdobích, kde váhy respektují strukturu spotřeby. Všechny cenové indexy vykazují změnu cenové hladiny v běžném roce ve srovnání s rokem základním. Pokud změny budou vyjádřeny v procentech, pak se jedná o míru inflace. Mezi nejznámější indexy patří index spotřebitelských cen, cenový index výrobců a implicitní cenový deflátor.

Index spotřebitelských cen (CPI – Consumer Price Index)

Tento index představuje pravděpodobně nejznámější nástroj pro měření inflace a je využíván po celém světě. Pomocí indexu je možné zjistit změnu cen zboží a služeb, které nakupují domácnosti. Vychází se z porovnávání vydaných nákladů na nákup daného spotřebního koše zboží a služeb ve dvou různých, avšak srovnatelných obdobích. Zjednodušený zápis může vypadat takto:⁶⁰

⁵⁹ JUREČKA, Václav a Ivana JÁNOŠÍKOVÁ. *Makroekonomie – základní kurs*, 1. vyd. Ostrava: VŠB Technická univerzita Ostrava, 2004. str. 90

⁶⁰ JUREČKA, Václav a kolektiv. *Makroekonomie*. 3. vyd. Praha: Grada Publishing a.s., 2017. str. 129-131

$$CPI = \frac{\text{hodnota daného spotřebního koše v cenách běžného roku}}{\text{hodnota daného spotřebního koše v cenách základního období}} * 100 \quad (3)$$

Spotřební koš pak představuje soubor zboží a služeb nakupovaných/spotřebovávaných běžnou domácností. Hodnota koše se vypočítá tak, že uvedený počet každého výrobku či služby je násoben jeho cenou příslušného období. Pokud je hodnota indexu vyšší než 100, tak to znamená, že cenová hladina vzrostla, takže probíhá inflace. Ve statistice tento index může vycházet ze dvou podobných indexů. Z indexu Laspeyresova nebo Paascheho. Pokud vychází z Laspeyresova indexu (4), tak pracuje v čitateli i jmenovateli se stejným spotřebním košem (Q_0). V praxi to znamená, že je spotřební koš fixovaný k základnímu období a tím pádem obsahuje i stejné váhy zastoupených produktů. Tedy vychází z toho, že domácnosti budou spotřebovávat stále stejné množství daného statku při jakékoliv ceně. A to je za předpokladu racionálního chování domácnosti nemožné. Pokud však vychází z Paascheho indexu (5), tak ten pracuje s aktualizovanými váhami spotřebních statků (Q_1). Pro výpočet je nutné znát aktuální strukturu spotřeby a reflektovat možnost substituce zboží. Splnit obě tyto podmínky je ve skutečnosti velice obtížné. Proto se při výpočtu častěji vychází z Laspeyresova indexu. Vzorce obou indexů mají podobu:⁶¹

$$\text{Laspeyresův index} \quad CPI = \frac{\sum Q_0 * P_1}{\sum Q_0 * P_0} * 100 \quad (4)$$

$$\text{Paascheho indexu} \quad CPI = \frac{\sum Q_1 * P_1}{\sum Q_1 * P_0} * 100 \quad (5)$$

kde:

Q_0 je spotřební koš v základním období;

Q_1 je spotřební koš v základním období s aktualizovanými vahami;

P_0 jsou ceny statků zahrnutých do spotřebního koše v běžném období;

P_1 jsou ceny statků zahrnutých do spotřebního koše v běžném roce, ve kterém je vývoj cenové hladiny měřen.

Harmonizovaný index spotřebitelských cen (HICP – Harmonised Index of Consumer Prices)

Harmonizovaný index spotřebitelských cen vypovídá o cenové hladině zboží a služeb nakupovaných domácnostmi. Pro výpočet indexu HICP se využívá vždy stejných vah jednotlivých spotřebitelských segmentů ve všech zemích, což zajišťuje srovnatelnost tohoto

⁶¹ JUREČKA, Václav a kolektiv. *Makroekonomie*. 3. vyd. Praha: Grada Publishing a.s., 2017. str. 129-131

ukazatele napříč zeměmi. HICP je oficiálním cenovým indexem pro výpočet spotřebitelské inflace v eurozóně pro účely měnové politiky Evropské centrální banky a pro vyhodnocení tzv. maastrichtských kritérií.⁶² Rozdíl mezi HICP a CPI je v tom, že HICP nemá fixní koš položek. HICP je založen na pevně stanovených „spotřebních segmentech“. Údaje vztahující se k HICP každý měsíc zveřejňuje Eurostat – statistický úřad Evropských společenství.⁶³

Cenový index výrobců (PPI – Producer Price Index)

Cenový index výrobců, někdy také označovaný jako „cenový index vstupů“ je velice blízkou obdobou indexu spotřebitelských cen. Tento index má úplně stejnou logiku výpočtu, až na to, že spotřební koš nyní neobsahuje statky spotřebovávané domácnostmi, nýbrž obsahuje statky produktivní, které spotřebovávají výrobci. Mezi takové statky patří například energie, polotovary, práce, suroviny atd.⁶⁴ Tento index měří změny v cenové hladině u jednotlivých odvětví výrobců. Tím pádem se dá určit několik indexů, které odpovídají dílčím odvětvím. Například v ČR se tak lze setkat s indexem cen průmyslových výrobců, indexem cen zemědělských výrobců, indexem cen tržních služeb v produkční sféře atd.⁶⁵

Implicitní cenový deflátor (IPD – Implicit Price Deflator)

Implicitní cenový deflátor se vypočítá jako podíl nominálního a reálného produktu. Vyjadřuje, jak se změní cena daného koše komodit v běžném období oproti základnímu období při koši komodit běžného období.⁶⁶

$$IPD = \frac{\textit{nominální HDP}}{\textit{reálný HDP}} * 100 \quad (6)$$

kde:

nominální HDP představuje v čitateli hodnotu HDP běžného roku vyjádřenou v běžných cenách daného roku;

reálný HDP představuje ve jmenovateli HDP běžného roku, vyjádřený v cenách stálých či základních.

⁶² Česká národní banka. *Slovník pojmů: HICP*. [online] 2017. [cit. 2017-03-25] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/obecne/slovník/h_ch.html

⁶³ HighSky Brokers. *Eurozóna: HICP*. [online] 2017. [cit. 2017-03-25] Dostupné z:

<https://www.highsky.cz/trhy/eurozona/hicp-harmonizovany-index-spotrebitelskych-cen#buttonsTop>

⁶⁴ JUREČKA, Václav a kolektiv. *Makroekonomie*. 3. vyd. Praha: Grada Publishing a.s., 2017. str. 131

⁶⁵ ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ. *Základy financí*. Praha: Grada Publishing, 2011. str. 98

⁶⁶ KLIKOVÁ, Christiana a Igor KOTLÁN. *Hospodářská politika*. 2. aktualiz. vyd. Ostrava: Institut vzdělávání SOKRATES, s.r.o., 2006. str. 98

Výpočet IPD je podobný jako CPI jen s rozdílem, že IPD zahrnuje všechny statky, jež jsou v produktu ekonomiky zastoupeny. Proto lze považovat IPD za přesnější, ale zároveň i za náročnější na zjištění. V běžné praxi je proto více využíván index CPI.

Cenové indexy vypovídají o vývoji cenové hladiny, nevyjadřují však ještě míru inflace. Pokud by byl k výpočtu míry inflace použit index spotřebitelských cen (CPI), postupovalo by se podle následujícího vzorce:⁶⁷

$$\pi = \frac{CPI_{t+1} - CPI_t}{CPI_t} * 100 \quad (7)$$

kde:

π je míra inflace;

CPI_{t+1} je index spotřebitelských cen v běžném období;

CPI_t je index spotřebitelských cen v základním období.

Nyní nastává otázka, jak určit běžné a základní období. V České Republice se inflace dá vyjádřit čtyřmi různými způsoby:⁶⁸

- míra inflace vyjádřená přírůstkem **průměrného ročního indexu** spotřebitelských cen vyjadřuje procentní změnu průměrné cenové hladiny za 12 posledních měsíců proti průměru 12 předchozích měsíců;
- míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen **ke stejnému měsíci předchozího roku** vyjadřuje procentní změnu cenové hladiny ve vykazovaném měsíci daného roku proti stejnému měsíci předchozího roku;
- míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen **k předchozímu měsíci** vyjadřuje procentní změnu cenové hladiny sledovaného měsíce proti předchozímu měsíci;
- míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen **k základnímu období (průměr roku 2015=100)** vyjadřuje změnu cenové hladiny sledovaného měsíce příslušného roku proti průměru roku 2015.

⁶⁷ ABEL, B. Andrew, BERNANKE, S. Ben a Dean CROUSHORE. *Macroeconomics*. 8th Global ed. Boston: Prentice Hall, 2014. str. 74

⁶⁸ Český statistický úřad. *Inflace – druhy, definice, tabulky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-27] Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/mira_inflace

2.3.2 TYPY INFLACE

Rozlišení typů inflace je důležité, neboť ve skutečném hospodářství se čisté typy inflace neobjevují. Podle toho, zda podněty k inflaci vznikají na straně nabídky nebo poptávky, podle povahy samotných inflačních podnětů a rychlosti inflace, se dá rozlišit několik typů inflace. Obecnou příčinou inflace je peněžní jev, způsobený tím, že množství peněz v ekonomice roste daleko rychleji než reálný produkt ekonomiky.

Zjevná a skrytá inflace

Zjevná, nebo také otevřená inflace se zjevně projevuje v ekonomice růstem cenové hladiny. Naopak inflace skrytá se zjevně neprojevuje růstem cenové hladiny v ekonomice. Jde o zvyšování cen, které se z různých důvodů nepromítá do cenových indexů. Důvodem může být regulace cen, plánování cen, nebo například špatné sestavení spotřebního koše, zhoršení kvality výrobků bez změny ceny apod.

Plíživá (mírná) inflace

Inflace, která trvá po delší dobu mírným a stabilním tempem. Tempo růstu cen nepřevyšuje tempo růstu produkce. Za plíživou se považuje, neboť její míra je nižší než 10 %. Tato inflace se považuje za přijatelnou a pro ekonomiku nemá příliš výrazné negativní důsledky.⁶⁹

Pádivá inflace

Tato inflace je považována za rychlou inflaci, při které rostou ceny ve výši dvojciferných i třiciferných čísel. Tempo růstu produkce zaostává za tempem růstu cen, tzn. že tempo růstu cen převyšuje tempo růstu produkce. Peníze zde ztrácejí svou hodnotu.⁷⁰

Hyperinflace

Hyperinflace je extrémní případ inflace pádivé. V ekonomice dochází k vysoké nerovnováze. Při této inflaci rostou ceny o tisíce až statisíce procent ročně. Peníze přestávají vykonávat své funkce, a může docházet k barterové směně případně k využívání jiné zahraniční měny.⁷¹

Poptávková inflace

Poptávková inflace vzniká ve chvíli, kdy agregátní poptávka má převahu nad agregátní nabídkou. Jedná se o situaci, kdy domácnosti, firmy, vláda a zahraniční subjekty poptávají větší množství produktu, než je daná ekonomika v té chvíli při stálých cenách schopna vytvářet.

⁶⁹ JUREČKA, Václav a Ivana JÁNOŠÍKOVÁ. *Makroekonomie – základní kurs*, 1. vyd. Ostrava: VŠB Technická univerzita Ostrava, 2004. str. 96

⁷⁰ RUSMICOVÁ, Lada, SOUKUP, Jindřich a kol., *Makroekonomie – základní kurs*, 5. vyd. Slaný: Melandrium, 2002. str. 82

⁷¹ ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ. *Základy financí*. Praha: Grada Publishing, 2011. str. 96

Z toho důvodu vzniká na trhu produkční mezera, která se dá vyplnit buď zvýšením nabídky, nebo zvýšením cen. Zvýšení cen bývá častější způsob řešení, protože ceny reagují na převahu poptávky pružněji než nabídka. Zvýšení cen vyvolá snížení kupní síly subjektů a tím dojde k vyrovnání poptávky a nabídky. Poptávková inflace se někdy označuje termínem „inflace tažená poptávkou“, kde ceny jsou nahoru taženy vysokou poptávkou.⁷²

Nákladová inflace

Nákladová inflace je logicky ovlivňována nabídkou. K nákladové inflaci dochází, když rostou ceny vstupů, jako jsou náklady na práci, kapitál a přírodní zdroje. Tím, že dochází k růstu nákladů, jsou ceny tlačeny „nahoru“ a proto bývá nákladová inflace označována za „inflaci tlačенou náklady“.⁷³ Často bývá nákladová inflace také spojována s tzv. inflační spirálou. Inflační spirála je jev, kdy růst cen vede k rostoucím mzdovým požadavkům. Pokud je tento požadavek splněn, tak dochází k růstu cen (vlivem předchozího růstu mzdových nákladů) atd.⁷⁴

2.3.3 DŮSLEDKY INFLACE

I když se inflace považuje za škodlivou, existuje úroveň inflace, která může být prospěšná. Pokud má být zkoumána škodlivost či prospěšnost inflace, je nutné analyzovat veličiny, které inflace pozitivním nebo negativním způsobem ovlivňuje. Veličinami, které inflace ovlivňuje, jsou například ekonomický růst nebo přerozdělování důchodů ve společnosti.⁷⁵

Pozitivní efekty

Jedním z důvodů, proč lze na inflaci nahlížet jako na prospěšnou je fakt, že díky ní dochází ke stimulaci ekonomických subjektů k činnostem, které by jinak nedělaly. V takovém případě se uvažuje inflace mírná cca do 5 %. Při takové výši ceny pozvolna rostou a tím vytvářejí motivy pro rozšíření produkce a nabídky práce. Pokud si chce ekonomický subjekt v takové situaci zachovat stávající reálný důchod, musí zvýšit kvalitu nebo kvantitu své ekonomické činnosti. Dále také přijatelná míra inflace může zvýšit dlouhodobý ekonomický růst zvýšením tempa růstu technického pokroku. A to hlavně díky tomu, že mírná inflace nebrání krátkodobě růstu cen, což je hlavní předpoklad pro provádění investic a zavádění inovací.

⁷² JUREČKA, Václav, JÁNOŠÍKOVÁ, Ivana. *Makroekonomie – základní kurs*, 1. vyd. Ostrava: VŠB Technická univerzita Ostrava, 2004. str. 96

⁷³ Tamtéž str. 100

⁷⁴ ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ. *Základy financí*. Praha: Grada Publishing, 2011. str. 96

⁷⁵ KLIKOVÁ, Christiana a Igor KOTLÁN. *Hospodářská politika*, 2. aktualiz. vyd. Ostrava: Institut vzdělávání SOKRATES, s.r.o., 2006. str. 94

Negativní efekty

Většina ekonomů je názoru, že inflace má o hodně více negativních efektů než pozitivních, tzn. že způsobuje větší náklady než přínosy. Mezi hlavní negativní důsledky inflace lze zařadit zvyšování nejistoty finančního rozhodování, což si lze představit tak, že domácnosti trpí nejistotou ohledně spotřeby. Podniky pak podléhají té samé nejistotě ohledně investic apod. Dalším důsledkem je orientace investorů na krátkodobější investice, čímž odpadá zájem investorů o dlouhodobější investování, které je bráno jako motor růstu ekonomiky. Dále také dochází k růstu nákladů na zajištění se proti inflaci a k růstu transakčních nákladů. V neposlední řadě také dochází k narušení funkce peněz jako prostředku směny, funkce cen nemusí vždy dobře vyjadřovat skutečnou hodnotu zboží a služeb, dochází k přílivu krátkodobého spekulativního kapitálu atd.^{76,77}

2.3.4 MZM A INFLACE

Peněžní zásoba je důležitá i z pohledu inflace. Jak již bylo uvedeno na začátku této kapitoly (Kapitola 2.3), tak „*ceny nemohou dlouhodoběji a nepřetržitě růst, pokud neroste nabídka peněz*“.⁷⁸ To znamená, že množství peněz v oběhu má přímý vliv na cenovou hladinu. S touto tezí přišel v roce 1911 Irving Fisher, který tvrdil, že platí:⁷⁹

$$M * V = P * Q \quad (8)$$

kde:

M je množství peněz v ekonomice vyjádřené jedním z měnových agregátů;

V je průměrná důchodová rychlost oběhu příslušného měnového agregátu;

P je agregátní cenová hladina;

Q je reálný agregátní výstup.

Tato rovnice je známá jako „kvantitativní teorie peněz“ nebo také „rovnice směny“. Teorie se snaží zavést vztah mezi peněžními agregáty a cenami. Snaží se objasnit, jak je možné řídit inflaci prostřednictvím množství peněz. V matematickém pojetí je tato rovnice identitou, která platí spíše z definice, než že by popisovala ekonomické chování. To znamená, že každá proměnná je definována hodnotami ostatních tří proměnných. Bohužel transakční rychlost oběhu peněz se vůči ostatním výrazům nedá nezávisle změřit a může být pouze odhadnuta

⁷⁶ ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ. *Základy financí*. Praha: Grada Publishing, 2011. str. 92-93

⁷⁷ ŽÁK, Milan. *Hospodářská politika*. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu, 2006. str. 22-23

⁷⁸ REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*. 3., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2011. str. 274

⁷⁹ Tamtéž str. 273-275

dělením součinu $P * Q$ proměnnou M . Znamená to, že nákupní síla peněz je přímo úměrná hodnotě vyrobené produkce. Ve své nejstriktnější verzi teorie hovoří o tom, že změna cenové hladiny P je přímo úměrná změně množství peněz M . Přesněji za předpokladu určité konstantní úrovně objemu vyrobené produkce Q a rychlosti oběhu peněz V se změny množství peněz M promítají přímo úměrně do změn cenové hladiny P . Pozdější verze kvantitativní teorie peněz připouštějí vliv množství peněz nejen na cenovou hladinu, ale částečně i na objem vyrobené produkce. V takovém případě pak změny v proměnné M mohou být použity pro predikci změn v proměnných PQ . Pokud tomu tak není, pak je požadováno modelovat proměnnou V , aby rovnice směny byla použitelná jako makroekonomický model nebo jako ukazatel cen.

Většina makroekonomů nahrazuje rovnici směny za rovnici poptávky po penězích, která popisuje běžnější a predikovatelnější ekonomické chování. Ačkoliv předvídatelnost rychlosti obratu peněz je podobná jako předvídatelnost poptávky po penězích (od chvíle, kdy jsme v rovnovážném stavu je reálná poptávka po penězích jednoduše Q/V). Tak či onak tato nepředvídatelnost nutí tvůrce měnové politiky se méně spoléhat na nabídku peněz při řízení ekonomiky. Místo toho se velice často využívají úrokové sazby. Například FED využívá funds rate.^{80, 81}

V praxi makroekonomové nejčastěji k měření proměnné Q používají reálné HDP a opomíjí tak roli všech transakcí kromě těch zahrnující nově vyprodukované zboží a služby (například spotřební zboží, investice, vládní výdaje a export). Jediná aktiva počítaná jako součást proměnné Q jsou nové investice. Ovšem originální kvantitativní teorie peněz takto proměnnou Q nechápe. PQ byla peněžní hodnota všech nových transakcí bez ohledu na to, jestli se jedná o reálné statky a služby nebo finanční aktiva.⁸²

Ignorování efektu růstu peněžní zásoby na růstu reálných nákupů a rychlosti může napovídat, že růst peněžní nabídky může způsobit různé druhy inflace v různých časech. Například růst mezi léty 1970 a současností v americké peněžní nabídce způsobil prvně růst míry inflace nově vyprodukovaného zboží a služeb (zde rozumíme inflaci tak, jak je běžně definována) a růst ceny finančních aktiv v pozdějších dekáдах. Růst peněžní nabídky mohl způsobit boom na akciovém trhu v 80. a 90. letech a pak po roce 2001 růst cen domů – známý jako hypoteční

⁸⁰ Funds rate – jedná se o úrokovou sazbu, kterou stanovuje FED pro mezibankovní trh, je stanovována na denní bázi, a proto se považuje za klíčovou úrokovou sazbu v USA.

⁸¹ World Heritage Encyclopedia. *Money with Zero Maturity*. World Heritage Encyclopedia. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: http://self.gutenberg.org/articles/money_with_zero_maturity#cite_note-16

⁸² TAQWAAMANI, Amaanah. *The Moorish Diarium: A Diary of a Moor – The Great Maze of an International Monetary System*. 2014. str. 140

bublina. Tento příběh samozřejmě předpokládá, že množství peněz bylo příčinou pro různé typy inflace spíše než endogenní výsledek ekonomické dynamiky.

3 VZTAH MNOŽSTVÍ PENĚZ V OBĚHU K MÍŘE INFLACE

Hlavním cílem diplomové práce je statistické ověření hypotézy o využití množství peněz v oběhu k lepší predikci vývoje inflace. Množství peněz je nadefinováno prostřednictvím tradičního měnového agregátu M2 a prostřednictvím alternativního agregátu MZM. Na základě předchozího vývoje množství peněz v ekonomice České republiky a USA bude testován vývoj inflace v těchto zemích. Výsledkem bude prokázat nebo vyvrátit, zda vývoj množství peněz v ekonomice může přispět k přesnější predikci výše inflace ve vybraných zemích a zhodnotit vhodnost využití obou měnových agregátů. Vazby mezi zvolenými proměnnými budou testovány kointegrační analýzou, a následně Grangerovými testy kauzality v souladu s metodikou, která je obsahem této kapitoly. Volba využití Engle-Grangerovy metody pro kointegrační analýzu a vektorové autoregrese pro zjištění Grangerovy kauzality, byla vybrána na základě snahy předejít tzv. zdánlivé regresi, která může nastat v případě využití klasické regresní analýzy. Zdánlivá regrese je situace, ve které jsou k dispozici dvě časové řady, které spolu nesouvisí. Tyto časové řady jsou nestacionární, což znamená, že mají dlouhou paměť, a tak se vlivy šoku z minulých období mohou projevovat neustále. Proto kdyby se jedna považovala za vysvětlovanou a druhá za vysvětlující proměnnou, mohlo by se stát, že metodou nejmenších čtverců by se získaly statisticky významné odhady parametrů dané regresní funkce. Tato skutečnost v praxi často vede k mylným závěrům o vztahu ekonomických veličin.

Analýza se hlavně zaměřuje na zkoumání vzájemných vztahů inflace a množství peněz v ČR. Na základě výsledků vývoje těchto dvou veličin pak budou ty samé vztahy testovány na ekonomice USA. Jedním z úkolů bude prokázání či vyvrácení těchto vztahů.

Zvolené časové období zkoumaných proměnných bude v obou zemích stanovené rozdílně. V České republice lze ukazatel MZM odvodit teprve od roku 2002. Důvodem je, že jednotlivé komponenty agregátu MZM jsou samostatně vykazovány teprve od roku 2002. V USA je tento ukazatel možné vypočítat již od roku 1959 a díky tomu lze testovat ty samé kauzální vztahy s výhodou delší časové řady. Druhou zkoumanou proměnnou v této práci bude míra inflace vyjádřená prostřednictvím indexu spotřebitelských cen a v případě ČR harmonizovaným indexem spotřebitelských cen. Data jsou vykazována měsíčně, čtvrtletně nebo ročně. Aby nedošlo k nadměrnému zkrácení časových řad, budou využita data měsíční.

Všechny zkoumané proměnné představují finanční časové řady, tj. časové řady odvozené z cen nebo charakterizující ceny. To znamená, že ceny nemohou být záporné. Z tohoto důvodu, když se v následujícím textu bude mluvit o původních časových řadách, tak tím budou chápány původní zlogaritmované řady. Tímto krokem bude dosaženo, že časové řady budou mít

logaritmicko-normální rozdělení.⁸³ Zároveň díky zlogaritmování řad dojde ke stabilizaci z hlediska rozptylu.⁸⁴

V následujících podkapitolách budou nejprve popsány teoretické základy všech využitých statistických modelů a metod a následně na jejich základě bude provedena samotná analýza.

3.1 KRITÉRIA PRO VOLBU MODELU

Kritéria pro volbu modelu představují jeden ze způsobů, jak zjistit optimální zpoždění neboli řád modelu. Jednou z nejvyužívanějších možností pro určení řádu modelu jsou tzv. informační kritéria. Každé z kritérií je sestaveno tak, aby jeho hodnota rostla spolu s rostoucím rozptylem reziduálního bílého šumu, a tím pádem i s rostoucí nepřesností v předpovědích. Zbylé členy vzorce hrají roli v usměrňování příliš velkých hodnot řádu modelu, které jsou také častým zdrojem nepřesností v předpovědích. Bude tedy vybrán takový řád, pro který je hodnota kritéria nejmenší. Mezi nejčastěji používaná kritéria patří:⁸⁵

- Akaikeho informační kritérium AIC

$$AIC(M) = \ln \hat{\sigma}_a^2 + \frac{2M}{T} \quad (9)$$

- Modifikované Akaikeho kritérium AICC

$$AICC(M) = \ln \hat{\sigma}_a^2 + [2M/\{1 - (M + 1)/T\}]/T \quad (10)$$

- Schwartzovo kritérium SC

$$SC(M) = \ln \hat{\sigma}_a^2 + M(\ln T)/T \quad (11)$$

- Hannanovo-Quinnovo informační kritérium HQIC

$$HQIC(M) = \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2M(\ln(\ln T))/T \quad (12)$$

kde:

M je počet parametrů v modelu;

$\hat{\sigma}_a^2$ je reziduální rozptyl tohoto modelu;

T je počet pozorování, který je roven počtu reziduí získaných na základě daného modelu.

⁸³ ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada, 2007. str. 21

⁸⁴ ARLT, Josef. *Politická ekonomie – Kointegrace v jednorovnicových modelech*. Praha: VŠE, 1997. str. 743

⁸⁵ ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Finanční časové řady*. Praha: Grada, 2003. str. 105

Ivanov a Kilian⁸⁶ na základě simulačních studií ukázali, že volba informačního kritéria podstatně ovlivňuje odhady např. funkcí odezvy v modelech vektorové autoregrese (modely VAR). Autoři dospěli k závěru, že pro měsíční VAR modely vede k nejpřesnějším odhadům funkcí odezvy aplikace AIC. Při použití čtvrtletních VAR modelů se pro výběry větší než 120 pozorování jako nejpřesnější jevílo HQIC, zatímco SC dávalo nejlepší výsledky pro výběry do 120 pozorování. Lze tedy konstatovat, že žádné ze zmíněných informačních kritérií nedává optimální výsledky pro všechny typy modelů VAR. Je nutné na základě počtu pozorování a formátu časové řady vybrat nejvhodnější typ kritéria.

3.2 KOINTEGRAČNÍ ANALÝZA

Kointegrační analýza testuje, zdali jsou na sobě dvě nebo více časových řad nějakým způsobem dlouhodobě závislé. Při modelování vícerozměrných ekonomických časových řad je dobré rozlišovat mezi krátkodobými a dlouhodobými vztahy. U krátkodobých vztahů existuje vztah pouze v poměrně krátkém období, a lze říci, že tyto vztahy časem mizí. Druhý typ vztahů, dlouhodobé vztahy, mají dlouhodobé trvání a s časem nemizí. V rámci druhého typu vztahů, je účelné uvést i pojem ekvilibrium neboli rovnovážný stav. V této souvislosti jej lze chápat jako stav, ke kterému je systém neustále přitahován. Obecně lze předpokládat stabilní ekvilibrium, tj. rovnovážný stav, který se v čase nemění. Ovšem v realitě systém nemůže být nikdy v ekvilibriu, protože ve skutečnosti je vystavován neustálým šokům z okolí. Nicméně může být v tzv. dlouhodobém ekvilibriu, tedy ve stavu, který k rovnovážnému stavu konverguje v čase.⁸⁷

Při modelování ekonomických časových řad na testování kointegrace se z pravidla vychází z toho, že časové řady jsou kointegrované. Neboť pouze u kointegrovaných řad lze analyzovat charakter jejich závislosti.⁸⁸ Dalším důvodem je fakt, že se předpokládá, že vývoj jednotlivých časových řad je spjatý s nějakým teoreticky odůvodnitelným ekonomickým vztahem. Pokud mezi časovými řadami dochází ke krátkodobému odklonu, přičemž tento odklon nepřesáhne stanovenou mez, tak lze tvrdit, že časové řady jsou v ekvilibriu. Tento stav se dá statisticky nazvat jako „kointegrace časových řad“. Ovšem pokud u časových řad neexistuje žádná mez, která se nepřekračuje, tak nelze tvrdit, že časové řady jsou v ekvilibriu. Ze statistického pohledu tedy takové řady nejsou kointegrované.⁸⁹

⁸⁶ IVANOV, Ventzislav a Lutz KILIAN. *A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis – Studies in nonlinear dynamics and econometrics*. The Berkeley Electronic Press, 2005. str. 36

⁸⁷ ARLT, Josef. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha: Grada, 1999. str. 241

⁸⁸ ARLT, Josef. *Politická ekonomie – Kointegrace v jednorovnicových modelech*. Praha: VŠE, 1997. str. 733

⁸⁹ VÍTOVÁ, Eva. *Engle Robert F., Granger Clive W. J.* Plzeň: ZCU, 2007. [online]. 22. 6. 2007. [cit. 2017-03-22] Dostupné z: <https://cw.zcu.cz/CoursewarePortlets2/DownloadDokumentu?id=5809>

Kointegrační analýza bude provedena prostřednictvím Engle-Grangerovy metody. V odborných literaturách se často tato metoda označuje jako „dvoukroková“.⁹⁰ Ovšem v této práci bude pro lepší pochopení i přehlednost metody rozdělena do čtyř základních kroků.

Engle-Grangerova metoda

Engle-Grangerova metoda je jednoduchou metodu, kterou navrhli Engle a Granger ve své práci publikované v roce 1987. Hlavními předpoklady této metody jsou nestacionarita testovaných řad a integrace stejného řádu – nejlépe řádu $I(1)$.⁹¹ Autoři metody vycházejí z toho, že pokud model bude sestaven z proměnných, které jsou kointegrované, rezidua tohoto modelu budou stacionární. Proto k určení závěru stačí tyto rezidua otestovat na stacionaritu.

Tuto metodu je tedy možné rozdělit do několika kroků:

- otestování stacionarity časových řad a určení řádu integrace (Dickey-Fullerův test);
- odhadnutí regresního vztahu mezi časovými řadami;
- otestování stacionarity reziduálních složek z tohoto regresního modelu. V případě, že reziduální složky jsou stacionární, pak jsou časové řady kointegrované a přichází poslední krok;
- interpretace odhadnuté regresní funkce a odhad modelu korekce chyb.

Dickey-Fullerův test

Prvním krokem analýzy je tedy Dickey-Fullerův test (DF-test, test jednotkového kořene). Základním úkolem tohoto testu je zkoumat nulovou hypotézu, že $\beta = 1$ v rovnici:⁹²

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \epsilon_t \quad (13)$$

proti jednostranné alternativě $\beta < 1$. Toto odpovídá nulové hypotéze, že časová řada obsahuje jednotkový kořen. V praxi se častěji používá vyjádření:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \epsilon_t \quad (14)$$

kde $\phi = \beta - 1$, tudíž testování hypotézy $\beta = 1$ je ekvivalentní testování hypotézy $\phi = 0$.

⁹⁰ BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. 2nd ed. Cambridge: CUP, c2008. str. 341–342

⁹¹ BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. 2nd ed. Cambridge: CUP, c2008. str. 341–342

⁹² DICKEY, D. A. a W. A. FULLER. *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. JASA, 1979. str. 427

DF-test je znám jako τ -test a byly navrženy jeho tři varianty, respektive tři regresní rovnice, které můžou být použity pro testování přítomnosti jednotkového kořene:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \epsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \phi y_{t-1} + \epsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \phi y_{t-1} + \beta_2 + \epsilon_t \quad (17)$$

kde rovnice (16) obsahuje úroňovou konstantu a rovnice (17) obsahuje úroňovou konstantu a deterministický trend, přičemž nás ve všech rovnicích zajímá pouze to, zda je $\phi = 0$. DF-test používá pro všechny tři varianty (rovnice (15), (16) a (17)) klasickou t-statistiku.⁹³

$$DF = \frac{\hat{\phi}}{\hat{\sigma}(\hat{\phi})} \quad (18)$$

kde:

$\hat{\phi}$ je odhad získaný použitím metody nejmenších čtverců;

$\hat{\sigma}(\hat{\phi})$ je odhadnutá standardní chyba odhadnutých parametrů $\hat{\phi}$.

Ovšem při platnosti nulové hypotézy není rozdělení této statistiky Studentovo t-rozdělení, ale nestandardní rozdělení, pro které byly kritické hodnoty získány simulačně metodou Monte Carlo.⁹⁴ Toto rozdělení se nazývá Dickey-Fullerovo rozdělení a jeho kritické hodnoty závisí jak na počtu pozorování testované proměnné, tak na tom, zda byla do regresní rovnice zahrnuta úroňová konstanta nebo deterministický trend.

Tabulka 4: Kritické hodnoty Dickey-Fullerova testu

Počet měření	Hladina významnosti	Kritické hodnoty				
		T = 25	T = 50	T = 100	T = 500	T = ∞
Model bez konstanty a bez trendu	1 %	-2,66	-2,62	-2,60	-2,58	-2,58
	5 %	-1,95	-1,95	-1,95	-1,95	-1,95
Model s konstantou	1 %	-3,75	-3,58	-3,51	-3,44	-3,43
	5 %	-3,00	-2,93	-2,89	-2,87	-2,86
Model s konstantou a deterministickým trendem	1 %	-4,38	-4,15	-4,04	-3,98	-3,96
	5 %	-3,60	-3,50	-3,45	-3,42	-3,41

Zdroj: FULLER⁹⁵

⁹³ BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. 2nd ed. Cambridge: CUP, c2008. str. 328

⁹⁴ DICKEY, D. A. a W. A. FULLER. *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. JASA, 1979. str. 427-428

⁹⁵ FULLER, Wayne A. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley and Sons, 1976. str. 373

V Tabulce 4 jsou uvedeny vybrané kritické hodnoty Dickey-Fullerova testu pro velikost vzorku 25, 50, 100, 500 a pro asymptotický případ, kdy se velikost vzorku blíží nekonečnu. Na základě této testovací statistiky je možné rozhodnout, zda nulová hypotéza bude zamítnuta či nikoliv.

Ne všechny proměnné však mohou být reprezentovány pomocí modelů (15) až (17). Na tyto modely lze použít DF-test pouze za předpokladu, že reziduální složka ϵ_t představuje bílý šum. Pokud ovšem závisle proměnná Δy_t obsahuje autokorelovanost, která není dostatečně zohledněna v uvažovaném modelu, pak DF-test nelze použít. Tento případ může způsobit, že pravděpodobnost zamítnutí platné nulové hypotézy bude větší než uvažovaná hladina významnosti (např. 5 %). Řešením je rozšířit odhadovanou rovnici (15), (16) nebo (17) o p zpoždění závislé proměnné. Tyto zpoždění absorbují dynamickou strukturu obsaženou v této proměnné, což zajistí, že reziduální složka ϵ_t není autokorelovaná. Tento test se nazývá rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF test) a např. původní rovnice (15) má nyní tvar:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (19)$$

kde:

$$\phi = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i);$$

$$\alpha_i = -\sum_{j=i}^p \alpha_j.$$

I v rovnici (19) bude podstatná pouze hodnota ϕ , pokud je $\phi = 0$, proměnná obsahuje jednotkový kořen. Kritické hodnoty opět závisí na tom, zda je do rovnice zahrnuta úroňová konstanta nebo deterministický člen a jsou stejné jako v případě Dickey-Fullerova testu bez rozšíření. V této diplomové práci bude na hladině významnosti 5 % testována nulová hypotéza H_0 , že časové řady jsou nestacionární. Budou použity následující hypotézy:

$$\text{Časové řady jsou nestacionární} \quad H_0: y_t \sim I(d) \quad (20)$$

$$\text{Časové řady jsou stacionární} \quad H_1: y_t \sim I(0) \quad (21)$$

Pokud by nulová hypotéza (20) nebyla zamítnuta – časová řada by byla nestacionární – tak pomocí téhož testu je možné zjistit, kdy časové řady stacionární začnou být. Stacionarity se dá docílit přidáním různého počtu diferencí. Tento počet přidaných diferencí určuje, jaký bude integrační řád časové řady. Pokud otestujeme původní nediferencovanou časovou řadu na přítomnost jednotkového kořene pomocí ADF testu a výsledkem je nestacionarita, tak bude přistoupeno k testování první diference této řady. V případech, kdy je daná časová řada charakteristická přítomností jednotkového kořene i po první diferenci, jsou testovány její diference až do momentu, kdy je identifikována stacionarita. Tento postup se dá popsat

i za pomoci statistických značení. Neboli stacionární řady se označují jako $I(0)$ a integrované časové řady se označují jako $I(d)$. Za integrované časové řady typu $I(d)$ kde $d = 1, 2, \dots$ označil Granger realizace stochastických procesů, které jsou stacionární po d -té diferenci. Časové řady typu $I(d)$ jsou nestacionární. Výsledky empirických analýz ukázaly, že v ekonomické praxi se velmi často lze setkat především s časovými řadami typu $I(1)$ a méně často s řadami typu $I(2)$.⁹⁶

Odhadnutí regresního vztahu

Druhým bodem Engle-Grangerovy metody je odhad regresního vztahu mezi zkoumanými časovými řadami. Za použití metody nejmenších čtverců odhadneme kointegrační regresi:⁹⁷

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \dots + \beta_t x_t + \epsilon_t \quad (22)$$

kde:

y_t a x_t jsou zkoumané časové řady;

β značí koeficienty;

ϵ_t jsou rezidua.

Z výsledků této regrese nebudou podstatné hodnoty koeficientů, ale pouze odhadnutá rezidua ϵ_t .

Testování stacionarity reziduálních složek

Třetím krokem Engle-Grangerovy metody bude otestování stacionarity reziduálních složek. Na tyto odhady reziduí bude použit opět ADF test. Bude testována rovnice:

$$\Delta \epsilon_t = \phi \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (23)$$

Do rovnice (23) nebude zařazena úroňová konstanta, neboť rezidua jako odhady náhodných složek by měla mít nulovou střední hodnotu. Předmětem zájmu bude parametr ϕ . Pokud nelze podle zjištěných hodnot potvrdit přítomnost jednotkového kořene, je nutné konstatovat, že zde neexistuje kointegrační vztah a H_0 (24) nebude nezamítnuta. Pokud ale nulová hypotéza zamítnuta bude, znamená to, že rezidua z kointegrační rovnice jsou stacionární a lze tak vyvodit závěr, že časové řady y_t a x_t jsou kointegrované.

⁹⁶ ARLT, Josef. *Informační Bulletin České Statistické Společnosti – Statistikům a ekonometrům byla udělena Nobelova cena za ekonomii za rok 2003*. Praha: ČStS. str. 4. [online]. 3. 12. 2003. [cit. 2017-03-22] Dostupné z: http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_SEBUNCER03_03.pdf

⁹⁷ HENDL, Jan. *Přehled statistických metod: analýza a metaanalýza dat*. Praha: Portál, 2012. str. 390

Hypotézy jsou tedy definované jako:

$$\text{Časové řady nejsou kointegrované} \quad H_0: \epsilon_t \sim I(d) \quad (24)$$

$$\text{Časové řady jsou kointegrované} \quad H_1: \epsilon_t \sim I(0) \quad (25)$$

Protože model (23) nepracuje s původními hodnotami, ale s hodnotami odhadnutými z jiného modelu, nelze použít kritické hodnoty jako u ADF testu. Výsledné hodnoty tohoto testu vycházejí oproti běžným výsledkům ADF testu podstatně záporněji. Engle a Granger, v práci z roku 1987, proto sestavili množinu kritických hodnot, která tento fakt reflektuje. Tato množina obsahuje kritické hodnoty, které jsou více záporné než u ADF testu, a díky tomu jsou vhodné. Tyto kritické hodnoty závisí na velikosti vzorku a počtu proměnných v kointegrační regresi. V Tabulce 5 je uveden příklad kritických hodnot pro Engle-Grangerův test kointegrace pro dvě, tři, čtyři a pět proměnných na hladinách významnosti 1 %, 5 % a 10 %.

Tabulka 5: Kritické hodnoty pro Engle-Grangerův test kointegrace

T	1 %	5 %	10 %	1 %	5 %	10 %
	Dvě proměnné			Tři proměnné		
50	-4,32	-3,67	-3,28	-4,84	-4,11	-3,73
100	-4,07	-3,37	-3,03	-4,45	-3,93	-3,59
200	-4,00	-3,37	-3,02	-4,35	-3,78	-3,47
	Čtyři proměnné			Pět proměnných		
50	-4,94	-4,35	-4,02	-5,41	-4,76	-4,42
100	-4,75	-4,22	-3,89	-5,18	-4,58	-4,26
200	-4,70	-4,18	-3,89	-5,02	-4,48	-4,18

Zdroj: Engle, Yoo (1987)⁹⁸

Odhad modelu korekce chyb

Pokud by H_0 (24), že řady nejsou kointegrované byla zamítnuta, tak bude proveden poslední bod, kterým je interpretace získané regresní funkce v bodu dvě a odhad modelu korekce chyb („Error Correction Model“ - EC). Tento model na jedné straně obsahuje vztahy dlouhodobé, tj. vztahy mezi nediferencovanými procesy, které jsou vyjádřeny regresorem ($y_{t-1} - \beta^* x_{t-1}$). Zbytek modelu (26) vyjadřuje krátkodobé vztahy mezi procesy, což představuje vztahy mezi diferencovanými (stacionarizovanými) procesy. Konstrukce modelu korekce chyby umožňuje oddělit tyto dva druhy vztahů a zkoumat je samostatně. Předpokladem tohoto modelu je fakt, že všechny zkoumané proměnné jsou stacionarizované a diferencované stejného řádu.⁹⁹

⁹⁸ ENGLE, Robert F., a BYUNG Sam Yoo. *Forecasting and Testing in Co-integrated Systems*. San Diego: UC, 1987. str. 157. Dostupné z: https://www.uta.edu/faculty/crowder/papers/Engle_Yoo_1987.pdf

⁹⁹ ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada, 2007. str. 265

Tento model lze vyjádřit v takovémto tvaru:¹⁰⁰

$$\Delta y_t = c + \beta_1 \Delta x_t + \gamma(y_{t-1} - \beta^* x_{t-1}) + v_t \quad (26)$$

kde:

β^* je dlouhodobý multiplikátor a;

γ vyjadřuje míru odlišnosti krátkodobého vztahu od vztahu dlouhodobého.

3.3 GRANGEROVA KAUZALITA

Pro určení příčinné souvislosti mezi jednotlivými časovými řadami bude využito regresního modelu v podobě Grangerova testu kauzality. Granger zkoumal kauzální vztahy mezi ekonomickými časovými řadami a v roce 1969 definoval pojetí kauzality, při jehož ověřování lze použít modely VAR. Jeho základní myšlenka kauzality zní: „působí-li řada X na řadu Y , pak by řada X měla pomoci zlepšit předpovědi řady Y .“¹⁰¹

Modely VAR jsou založeny na porovnání reziduí jednotlivých modelů lišících se počtem zpoždění. Jako nejvhodnější se volí model takového typu, který má minimální hodnotu AIC.

Pro test Grangerovy kauzality budou použity následující hypotézy:

$$H_0: \text{proměnná } X \text{ neovlivňuje proměnnou } Y \text{ v Grangerově smyslu} \quad (27)$$

$$H_1: \text{proměnná } X \text{ ovlivňuje proměnnou } Y \text{ v Grangerově smyslu} \quad (28)$$

Pokud Y podmiňuje X , tj. v případě Grangerovy kauzality, potom změny Y by předcházely změnám X , takže by byly splněny dvě podmínky:¹⁰²

- zpožděná hodnota proměnné Y přispívá ke zvětšení přesnosti předpovědi X , neboli v regresi proměnné X na jejich zpožděných hodnotách by rozšíření množiny vysvětlujících proměnných o běžné a minulá pozorování proměnné Y podstatně zlepšilo vypovídající schopnost regresní závislosti;
- proměnná X , nemůže zvýšit přesnost předpovědi Y . V opačném případě by to znamenalo, že nějaké další proměnné podmiňují jak Y , tak X , takže Y přispívá k predikci X a zároveň X zlepšuje predikci Y .

¹⁰⁰ ARLT, Josef. *Politická ekonomie – Kointegrace v jednorovnicových modelech*. Praha: VŠE, 1997. str. 738

¹⁰¹ ARLT, Josef. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha: Grada, 1999. str. 145

¹⁰² HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: VŠE, Oeconomica, 2007. str. 244-245

K zjištění platnosti těchto dvou podmínek navrhl Granger¹⁰³ jednoduché testovací postupy, založené na VAR modelech. Budou uvažovány časové řady dvou proměnných Y_t a X_t . Pokud bude testována například nulová hypotéza, že proměnná X_t nepodmiňuje Y_t , vyjde se nejprve z lineární regrese Y_t na zpožděných hodnotách Y a na shodně zpožděných hodnotách X . Takováto regrese se označí jako „neomezená“ (29). Obdobně bude vyjádřena lineární závislost Y_t pouze na jejích hodnotách zpožděných o stejný počet období p . Taková regrese je pak nazývána „omezenou“ (30).

Základní modely mají následující formu:¹⁰⁴

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (29)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + u_t \quad (30)$$

kde:

α_i a β_i jsou koeficienty proměnných;

X_t a Y_t jsou časové řady proměnných;

p je zpoždění;

u_t je náhodná složka.

K ověření statistické významnosti zpožděných hodnot proměnné X v regresi (29) je možné využít F-test s q a $T - m$ stupni volnosti, jehož statistiku pro stacionární procesy lze vypočítat ze vztahu:¹⁰⁵

$$F = \frac{(e'e)_O - (e'e)_N}{q(e'e)_N} (T - m) \quad (31)$$

kde:

$(e'e)_O$ a $(e'e)_N$ jsou součty čtverců reziduí v omezené a neomezené regresi;

T počet pozorování;

m počet odhadnutých parametrů v neomezené regresi;

q počet omezení parametrů.

¹⁰³ GRANGER, C. W. J. *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Crossspectral Methods*. *Econometrica* [online]. 1969, no. 3, [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/1912791>.

¹⁰⁴ ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada, 2007. str. 174

¹⁰⁵ HUŠEK, Roman. *Ekonomická analýza*. Vyd. 1. Praha: VŠE, Oeconomica, 2007. str. 245

Dojde-li F-test k zjištění, že v rovnici (29) se parametr β_i významně liší od nuly, nulová hypotéza, že X neovlivňuje proměnnou Y v Grangerově smyslu bude zamítnuta. V dalším kroku bude testována nulová hypotéza, že proměnná Y neovlivňuje proměnnou X v Grangerově smyslu, přičemž bude postupováno stejným způsobem, avšak v regresních rovnicích (29) a (30) bude vzájemně zaměněno X_t a Y_t . K závěru, že X ovlivňuje Y z hlediska Grangerovy kauzality lze dojít teprve tehdy, bude-li v prvním kroku zamítnuta hypotéza, že X neovlivňuje proměnnou Y a zároveň v druhém kroku testovacího postupu bude akceptována nulová hypotéza, že Y neovlivňuje proměnnou X . Ovšem toto není možné interpretovat tak, že X je příčinou a Y následkem, nýbrž ale tak, že proměnná X může zlepšit přesnost předpovědi Y , tj. hraje významnou roli při jejím určení.¹⁰⁶

Praktická aplikace testu však není bez problému, jeho výsledky se mohou lišit v závislosti na charakteru analyzovaných časových řad. Použijí-li se například měsíční, čtvrtletní nebo roční časové řady téhož ukazatele, lze získat různé výsledky. Rovněž by na výsledky testů mohlo mít vliv zahrnutí další časové řady, nebo špatně zvolené p zpoždění. Je nutné brát v potaz, že p zpoždění je stanoveno libovolně, a proto při stanovení tohoto zpoždění budou vyzkoušeny různé hodnoty, aby bylo potvrzeno, že zpoždění neovlivňuje výsledek testu.¹⁰⁷

3.4 VYHODNOCENÍ VÝSLEDKŮ

Analýza vlivu množství peněz na inflaci se skládá z několika na sebe navazujících kroků. V první řadě je pomocí těchto testů zkoumán vliv MZM na inflaci v ČR a v USA. Následně jsou provedeny ty samé testy za obě země ovšem s tou změnou, že množství peněz je vydefinováno prostřednictvím klasického agregátu M2. Všechny testy jsou provedeny ve statistickém programu GRET, který je využíván zejména v ekonometrii.

Jak bylo popsáno v předešlých podkapitolách, prvním krokem analýzy je určit správnou délku zpoždění proměnných v modelu VAR. Toto zpoždění bude zjištěno na základě informačních kritérií. Důležitou roli hrají počty pozorování a časová frekvence jednotlivých proměnných. Za ČR se jedná o 181 pozorování v měsíčním intervalu od 01/2002 do 01/2017. V rámci USA jde o 697 pozorování v měsíčním intervalu od 01/1959 do 01/2017. Díky těmto informacím lze určit, jaký typ informačního kritéria se jeví jako nejvhodnější. Jak již bylo uvedeno v kapitole 3.2, tak pro měsíční data s více než 120 pozorováními se jako nejlepší jeví AIC. Maximální řád zpoždění je stanoven na 18 měsíců, což je průměrné zpoždění měnové politiky uváděné

¹⁰⁶ HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: VŠE, Oeconomica, 2007. str. 245

¹⁰⁷ ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada, 2007. str. 202

v odborné literatuře.¹⁰⁸ Výsledky optimálního řádu zpoždění pro časové řady MZM a HICP/CPI jsou uvedeny v následující tabulce (Tabulka 6). Hvězdička značí nejnižší hodnotu v rámci každého testu.

Tabulka 6: Optimální řád zpoždění pro MZM a HICP/CPI podle AIC

Řád zpoždění	ČESKÁ REPUBLIKA			USA		
	Bez konstanty	S konstantou	S konstantou a trendem	Bez konstanty	S konstantou	S konstantou a trendem
1	-9,58093	-9,60241	-9,61581	-10,2991	-10,4909	-10,6858
2	-9,57544	-9,60015	-9,60926	-10,8314	-10,8699	-10,9306
3	-9,56339	-9,58933	-9,59736	-10,8490	-10,8767	-10,9290
4	-9,56849	-9,60307	-9,60604	-10,8630	-10,8828	-10,9277
5	-9,58562	-9,61300	-9,62581	-10,8914	-10,9026	-10,9356
6	-9,57599	-9,60186	-9,61824	-10,8986	-10,9062	-10,9344
7	-9,56432	-9,59122	-9,60598	-10,9078	-10,9122	-10,9352
8	-9,55328	-9,57923	-9,59662	-10,9139	-10,9161	-10,9351
9	-9,55246	-9,57411	-9,59738	-10,9159	-10,9168	-10,9335
10	-9,55049	-9,57634	-9,59223	-10,9356	-10,9344	-10,9454
11	-9,54052	-9,56486	-9,58483	-10,9424	-10,9403	-10,9484
12	-9,53133	-9,55874	-9,57429	-10,9460	-10,9434	-10,9494
13	-9,73449	-9,80676*	-9,80103*	-10,9608	-10,9591	-10,9693
14	-9,73931	-9,79868	-9,79490	-10,9579	-10,9561	-10,9667
15	-9,74214	-9,79107	-9,78930	-10,9580	-10,9559	-10,9650
16	-9,75300*	-9,79106	-9,79250	-10,9701*	-10,9674*	-10,9736*
17	-9,74706	-9,78136	-9,78544	-10,9672	-10,9644	-10,9708
18	-9,73486	-9,76959	-9,77318	-10,9643	-10,9615	-10,9679

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat ČNB, EUROSTAT, FED a výpočtu programu Gretl¹⁰⁹

V Tabulce 6 jsou uvedeny výsledky výběru zpožděných proměnných pro model VAR. V rámci těchto testů lze vybírat ze tří variant, a to z testu bez konstanty, s konstantou nebo s konstantou a trendem. Výsledky pro ČR se rozcházejí ve výsledcích u testu bez konstanty a testů s konstantou a konstantou i trendem. Směrodatná je nejnižší hodnota AIC, která je v případě ČR u testu s konstantou. Hodnota -9,80676 určuje jako optimální 13. řád zpoždění. Výsledky pro USA se shodují ve všech třech použitých testech, a to na zpoždění 16 měsíců. Pokud však bude dodržen postup jako u ČR, tak na základě nejnižší hodnoty AIC je zvolen test s konstantou

¹⁰⁸ JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice II: Měnová a kurzová politika*. Praha: Grada Publishing, 2013 str. 136

¹⁰⁹ Česká národní banka. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAA DA&p_lang=CS

¹⁰⁹ EUROSTAT. Harmonised Indices of Consumer Prices. *Eurostat*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22] Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/data/database?p_p_id=NavTreeprotletprod_WAR_NavTreeprotletprod_INSTANCE_nPqeVbPXRmWQ&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p

¹⁰⁹ Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic data*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/MZMREAL> a z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>

i trendem. Optimální zpoždění 13 měsíců pro ČR a 16 měsíců pro USA bude nadále využito při zkoumání kointegračních vztahů mezi MZM a inflací.

Výsledky téhož testu ovšem pro časové řady M2 a HICP/CPI jsou uvedeny v Tabulce 7. Optimální zpoždění dle nejnižší hodnoty AIC u obou zkoumaných zemí vychází na 16 měsíců. Pro ČR je dle výsledků opět nevhodnější test s konstantou a pro USA test s konstantou a trendem.

Tabulka 7: Optimální řád zpoždění pro M2 a HICP/CPI podle AIC

Řád zpoždění	ČESKÁ REPUBLIKA			USA		
	Bez konstanty	S konstantou	S konstantou a trendem	Bez konstanty	S konstantou	S konstantou a trendem
1	-9,57839	-9,61774	-9,60627	-10,3081	-10,3791	-10,4972
2	-9,57343	-9,61531	-9,60322	-10,8374	-10,8475	-10,8809
3	-9,56147	-9,60473	-9,59252	-10,8548	-10,8608	-10,8883
4	-9,56743	-9,61756	-9,60566	-10,8689	-10,8721	-10,895
5	-9,58366	-9,62809	-9,61590	-10,8973	-10,8978	-10,9153
6	-9,57375	-9,61681	-9,60474	-10,9046	-10,9041	-10,9191
7	-9,56224	-9,606	-9,59379	-10,914	-10,9126	-10,9252
8	-9,55098	-9,59418	-9,58204	-10,9202	-10,9183	-10,9291
9	-9,54935	-9,59012	-9,57868	-10,9224	-10,9201	-10,9298
10	-9,54807	-9,5898	-9,57758	-10,9426	-10,9399	-10,9473
11	-9,53783	-9,57926	-9,56727	-10,95	-10,9471	-10,9534
12	-9,52903	-9,56987	-9,55762	-10,954	-10,9511	-10,9565
13	-9,73416	-9,78708	-9,78895*	-10,9682	-10,9654	-10,9724
14	-9,73864	-9,78593	-9,78255	-10,9653	-10,9625	-10,9695
15	-9,74114	-9,78424	-9,77709	-10,9657	-10,9628	-10,969
16	-9,75159*	-9,79294*	-9,78228	-10,97831*	-10,97537*	-10,98009*
17	-9,74544	-9,78727	-9,77549	-10,9754	-10,9724	-10,9772
18	-9,73322	-9,77504	-9,76323	-10,9725	-10,9696	-10,9742

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat ČNB, EUROSTAT, FED a výpočtu programu Gretl¹¹⁰

Aby bylo možné testovat kointegrační vztahy, je nutné otestovat, zda jsou časové řady stacionární či nikoliv. K testování je využit ADF test implementovaný v programu GRETL. V rámci testování je nutné zvolit optimální řád zpoždění jednotlivých řad a vybrat jeden ze tří nabízených testů. Pro ČR díky výsledkům z předchozího kroku je pro časové řady MZM a HICP zvoleno optimální zpoždění 13 měsíců a vybrán test s konstantou. Pro časové řady M2

¹¹⁰ Česká národní banka. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAA DA&p_lang=CS

¹¹⁰EUROSTAT. Harmonised Indices of Consumer Prices. *Eurostat*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22] Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/data/database?p_pid=NavTreeportletprod_WAR_NavTreeportletprod_INSTANCE_nPqeVbPXRmWQ&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p

¹¹⁰ Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic data*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/MZMREAL> a z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>

a HICP je nastaveno optimální zpoždění 16 měsíců a zvolen test s konstantou. Na hladině významnosti 5 % budou testovány hypotézy:

$$H_0: \text{testované řady MZM/M2 a HICP jsou nestacionární} \quad (32)$$

$$H_1: \text{testované řady MZM/M2 a HICP jsou stacionární} \quad (33)$$

V Tabulce 8 jsou uvedeny výsledky testů stacionarity. Tabulka je rozdělena na dvě části. V horní části tabulky jsou výsledky časových řad MZM a HICP. Ve spodní části tabulky jsou výsledky dvojice časových řad M2 a HICP. V prvním sloupci tabulky je uveden název řady, respektive forma řady. V prvních řádcích jsou testovány původní zlogaritmované časové řady. V dalších řádcích jsou již k testovaným řadám přidány diference. Počet písmene „d“ před zkratkou řady značí počet přidávaných diferencí. Neboli jedno „d“ značí přidanou 1. diferenci a „d_d“ značí přidanou 2. diferenci. V druhém sloupci je p-hodnota, která je jednou z možností, jak určit výsledky testů, případně ve sloupci třetím je t-podíl, pomocí něhož a kritických hodnot lze také rozhodnout o testovaných hypotézách. Poslední sloupec pak udává, zda H_0 (32) zamítnout či nikoliv.

Tabulka 8: Výsledky ADF testů stacionarity pro ČR

Časová řada	p-hodnota – test s konstantou	Testovací statistika	Ho
MZM_log	0,4989	-1,56816	Nezamítám
HICP_log	0,6497	-1,26144	Nezamítám
d_MZM_log	0,0694	-2,72723	Nezamítám
d_HICP_log	0,0500	-2,86129	Nezamítám
d_d_MZM_log	1,696e ⁻⁰¹⁰	-7,10701	Zamítám
d_d_HICP_log	2,58e ⁻⁰²¹	-10,6532	Zamítám
M2_log	0,74	-1,04274	Nezamítám
HICP_log	0,673	-1,20898	Nezamítám
d_M2_log	0,2673	-2,04579	Nezamítám
d_HICP_log	0,02339	-3,14554	Zamítám
d_d_M2_log	4,401e ⁻⁰¹⁰	-9,96181	Zamítám
d_d_HICP_log	X	X	X

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat ČNB, EUROSTAT a výpočtu programu Gretl¹¹¹

Z tabulky je možné vyčíst, že všechny původní zlogaritmované časové řady (MZM_log, M2_log a HICP_log) jsou nestacionární. K tomuto závěru je možné dojít pomocí p-hodnot, které jsou větší než zadaná hladina významnosti 5 %. Ke stejnému závěru lze dojít s využitím

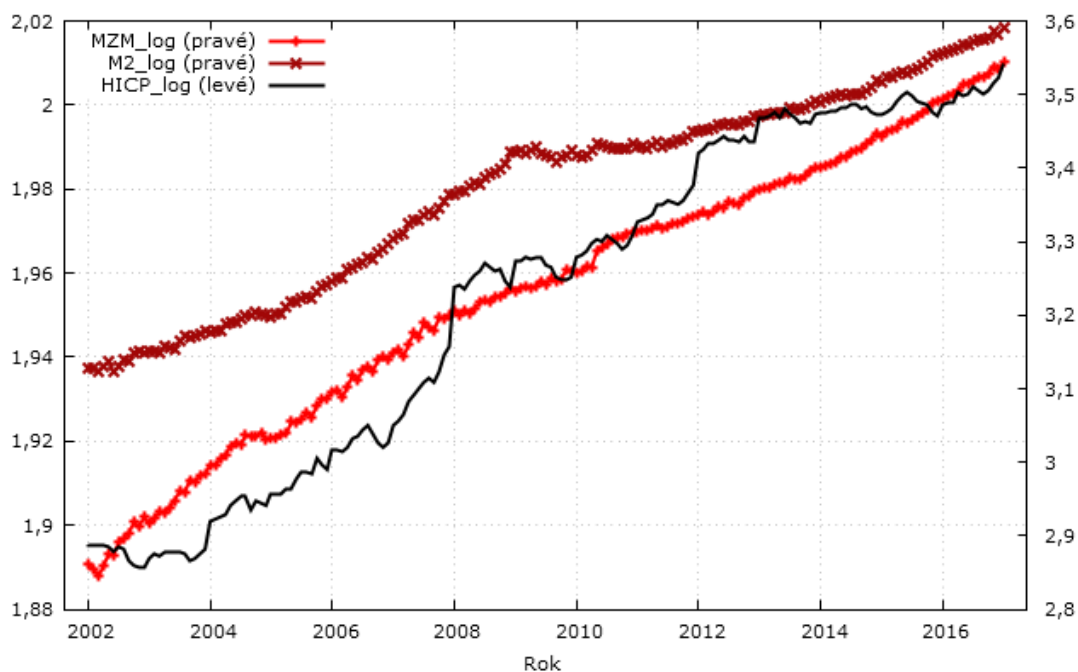
¹¹¹ Česká národní banka. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z:

https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAA DA&p_lang=CS

¹¹¹ EUROSTAT. Harmonised Indices of Consumer Prices. *Eurostat*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22]

Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/data/database?p_p_id=NavTreeportletprod_WAR_Nav-Treeportletprod_INSTANCE_nPqeVbPXRmWQ&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p

testovací statistiky a kritických hodnot uvedených v Tabulce 4. Pokud je t-podíl (testovací statistika) větší než kritická hodnota na zadané hladině významnosti, pak H_0 (32) není možné zamítnout a lze tvrdit, že testované řady MZM, M2 a HICP ve své základní zlogaritmované podobě jsou nestacionární, což testy potvrdily. Průběh těchto nestacionárních řad je znázorněn na následujícím obrázku (Obrázek 6).



Obrázek 6: Průběh původních nestacionárních řad MZM a HICP v ČR

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat ČNB, EUROSTAT a výpočtu programu Gretl¹¹²

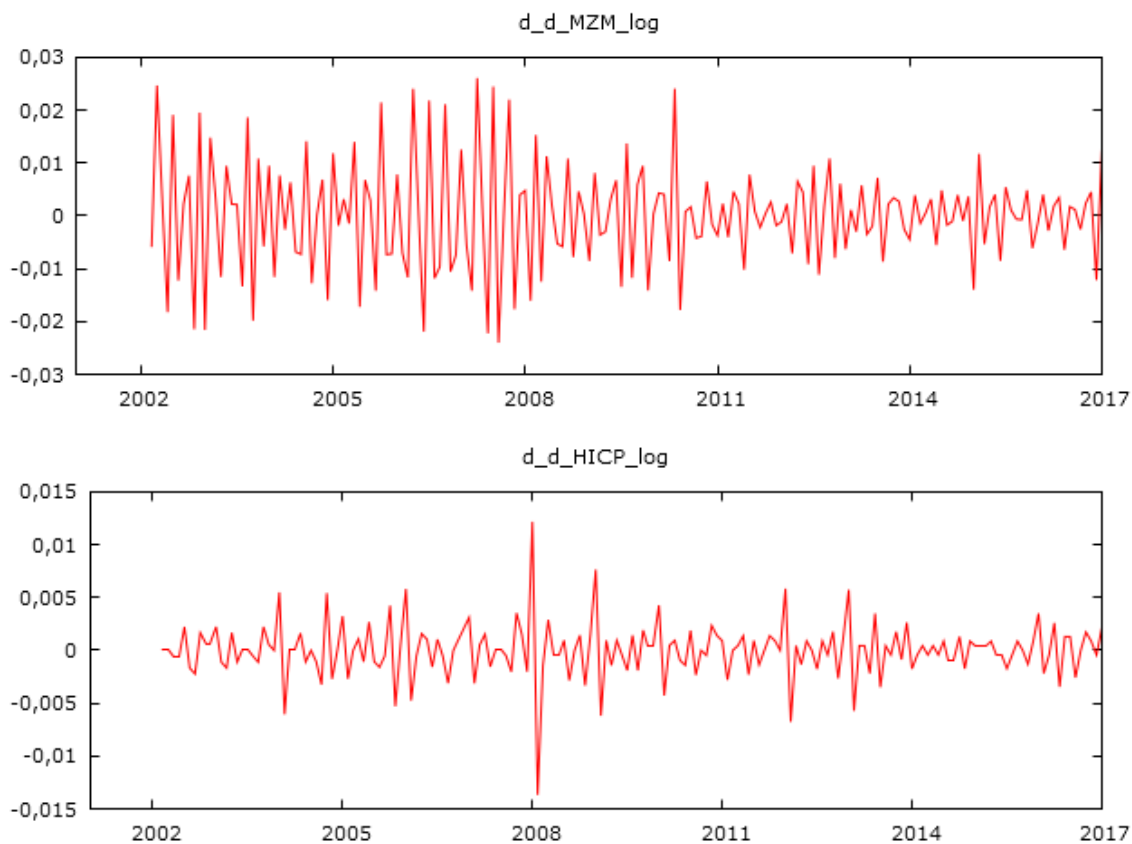
Další důležitou informací, kterou ADF test přináší je zjištění, ve které chvíli se zkoumané časové řady stanou stacionárními. Stacionaritu testovaných řad lze docílit přidáním diferencí, jak je uvedeno v předešlé tabulce (Tabulka 8). V případě časové řady MZM ani přidání první difference nezajistilo stacionaritu. U zkoumané řady HICP nelze pomocí p-hodnoty a hladiny významnosti 5 % rozhodnout, zda řada je s první diferencí stacionární. V tomto případě lze využít t-podíl a kritické hodnoty uvedené v tabulce 4, a rozhodnout o testované hypotéze. T-podíl testované řady HICP s přidanou první diferencí je - 2,86129, což je větší než kritická hodnota -2,87. Proto ani HICP s přidanou první diferencí není stacionární. H_0 (32) se podařilo zamítnout až přidáním 2. difference, po které již obě testované řady vykazují stacionaritu.

¹¹² Česká národní banka. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z:

https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAA DA&p_lang=CS

¹¹² EUROSTAT. Harmonised Indices of Consumer Prices. *Eurostat*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22] Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/data/database?p_p_id=NavTreeportletprod_WAR_Nav-Treeportletprod_INSTANCE_nPqeVbPXRmWQ&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p

V další části tabulky jsou výsledky stacionarity časových řad M2 a HICP. M2 je stacionární až s druhou diferencí. Zatímco HICP vykazuje prvky stacionarity již s přidáním první diferencí.



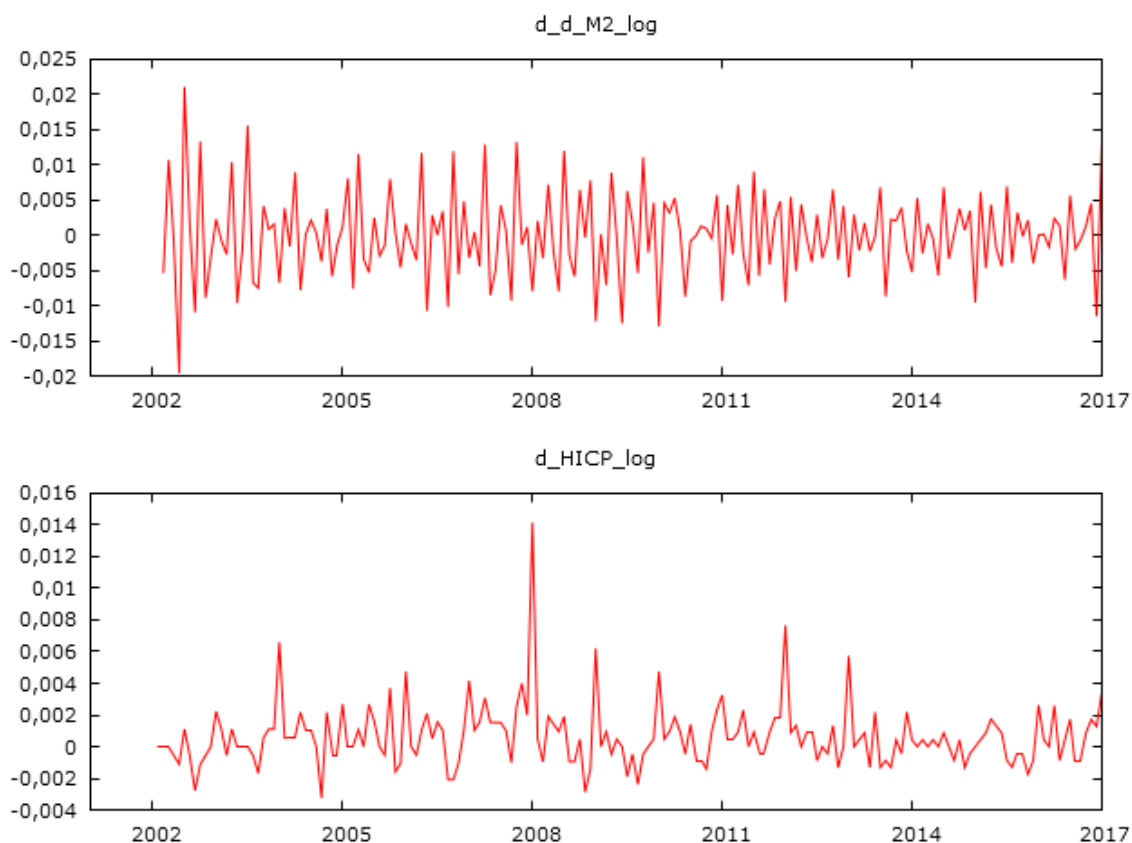
Obrázek 7: Průběh stacionárních řad MZM a HICP v ČR

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat ČNB, EUROSTAT a výpočtu programu Gretl¹¹³

Průběh již stacionárních řad MZM a HICP lze pozorovat na předchozím obrázku (Obrázek 7). Stacionarizované řady M2 a HICP jsou znázorněny na obrázku 8.

¹¹³ Česká národní banka. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAA DA&p_lang=CS

¹¹³ EUROSTAT. Harmonised Indices of Consumer Prices. *Eurostat*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22] Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/data/database?p_p_id=NavTreeprotletprod_WAR_Nav-Treeprotletprod_INSTANCE_nPqeVbPXRmWQ&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p



Obrázek 8: Průběh stacionárních řad M2 a HICP v ČR

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat ČNB, EUROSTAT a výpočtu programu Gretl¹¹⁴

Tytéž hypotézy se nyní musí otestovat na časových řadách USA. Z prvního kroku analýzy se využije zjištěné optimální zpoždění. Pro časové řady MZM a CPI i pro M2 a CPI je optimální zpoždění stanoveno na 16 měsíců. V obou případech je využit test s konstantou a trendem. Na hladině významnosti 5 % jsou testovány hypotézy:

$$H_0: \text{testované řady MZM/ M2 a CPI jsou nestacionární} \quad (34)$$

$$H_1: \text{testované řady MZM/ M2 a CPI jsou stacionární} \quad (35)$$

Výsledky provedených ADF testů pro časové řady MZM, M2 a CPI v USA jsou znázorněny v tabulce 9. V prvním sloupci je uveden formát časové řady, ve sloupci druhém je pak uvedena p-hodnota testů. Poslední sloupec rozhoduje o nulové hypotéze. Z tabulky je patrné, že všechny časové řady (MZM_log, M2_log i CPI_log) jsou ve své původní podobě nestacionární. Potvrzují to jak p-hodnoty, tak hodnoty testovací statistiky. H_0 proto nelze zamítnout na hladině významnosti 5 %.

¹¹⁴ ČNB. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online][cit. 2017-03-28]

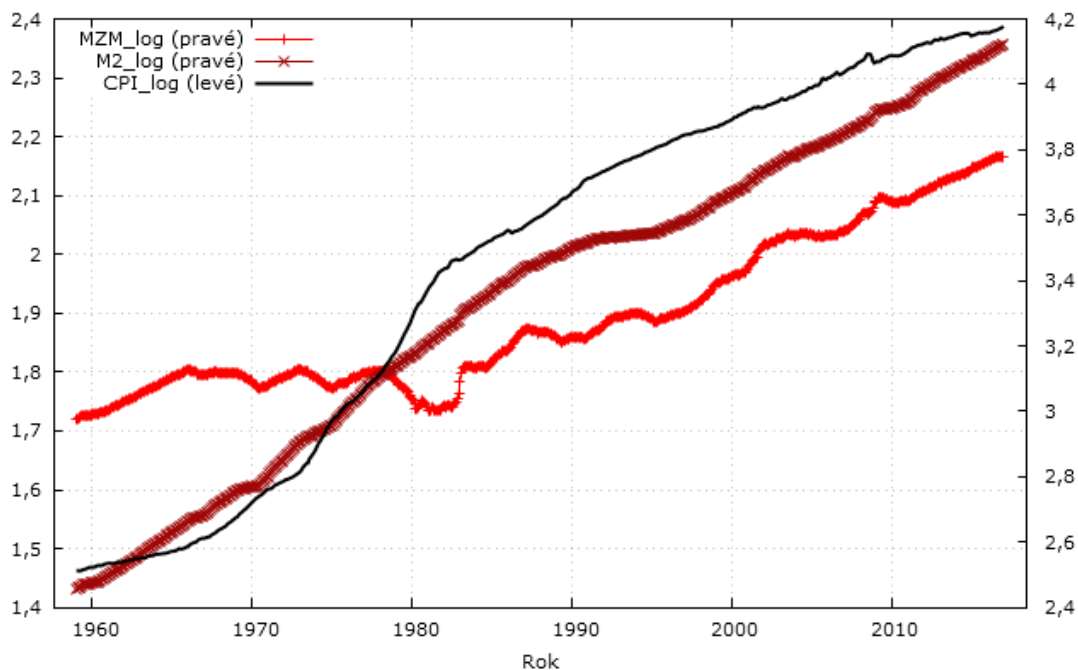
¹¹⁴ EUROSTAT. *Harmonised Indices of Consumer Prices*. *Eurostat*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22]

Tabulka 9: Výsledky ADF testů stacionarity pro USA

Časová řada	P-hodnota – test s konstantou i trendem	Testovací statistika	Ho
MZM_log	0,778	-1,63826	Nezamítám
CPI_log	0,913	-1,18262	Nezamítám
d_MZM_log	0,0002593	-4,91865	Zamítám
d_CPI_log	0,1406	-2,97054	Nezamítám
d_d_MZM_log	X	X	X
d_d_CPI_log	$2,297e^{-023}$	-10,8597	Zamítám
M2_log	0,7579	-1,6856	Nezamítám
CPI_log	0,913	-1,18262	Nezamítám
d_M2_log	0,004889	-4,17038	Zamítám
d_CPI_log	0,1406	-2,97054	Nezamítám
d_d_M2_log	X	X	X
d_d_CPI_log	$2,297e^{-023}$	-10,8597	Zamítám

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z FED a výpočtu programu Gretl¹¹⁵

V dalších částech tabulky jsou pak vidět časové řady s přidávanými diferencemi. Řada MZM i M2 vykazuje známky stacionarity již po první diferenci. Ovšem řada CPI (jak při testování s MZM, tak při testování s M2) s první diferencí neprojevuje známky stacionarity. Proto k této řadě byla přidána diference druhého řádu, po které již stacionaritu vykazuje.



Obrázek 9: Průběh původních nestacionárních řad MZM, M2 a CPI v USA

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z FED a výpočtu programu Gretl¹¹⁶

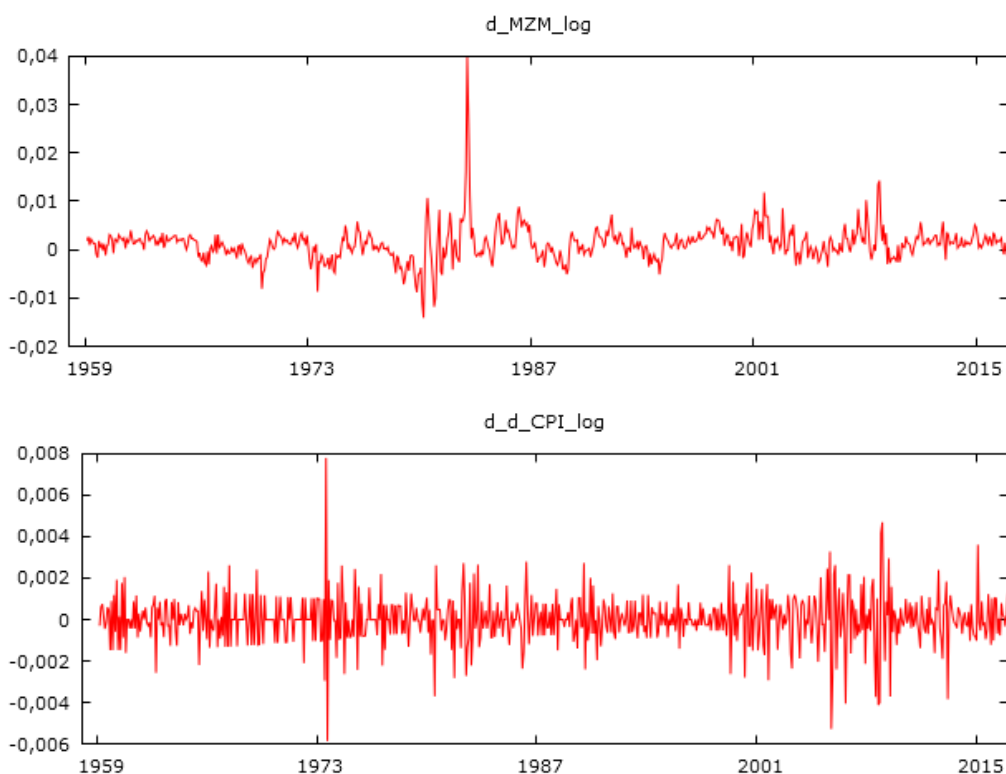
¹¹⁵ Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic data*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22].

Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/MZMREAL> a z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>

¹¹⁶ Tamtéž

Ovšem jak bylo uvedeno výše, tak jedním z předpokladů pro testování modelu korekce chyb se předpokládá integrace stejného řadu, což řada MZM, M2 a CPI nesplňují. Díky tomu, že časové řady nejsou diferencovány stejným řádem, tak bude nutné tento fakt zohlednit při použití a interpretaci následujících testů.

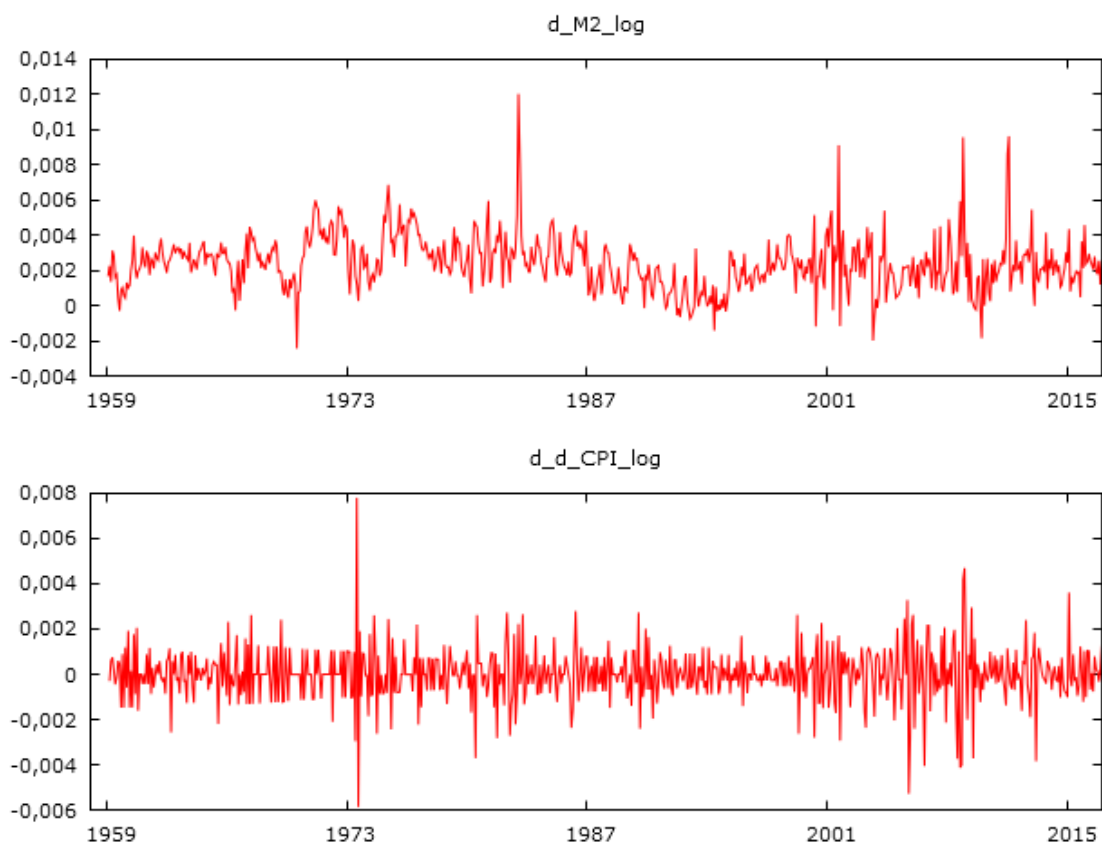
Na předchozím obrázku (Obrázek 9) je možné porovnat, jak vypadají všechny časové řady ve svých původních zlogaritmovaných hodnotách – řady jsou nestacionární. Na ose x je časová osa od 01/1959 do 01/2017. Pravá osa znázorňuje zlogaritmované hodnoty MZM a M2 a levá osa zlogaritmované hodnoty CPI. Oproti tomu na následujících obrázcích (Obrázek 10, Obrázek 11) je znázorněn průběh těchto časových řad, již ve své stacionární podobě. Řada MZM a M2 je tedy diferencována 1. řádem a řada CPI má v obou případech diferenční řád druhý.



Obrázek 10: Průběh stacionárních řad MZM a CPI v USA

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z FED a výpočtu programu Gretl¹¹⁷

¹¹⁷ Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic data*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/MZMREAL> a z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>



Obrázek 11: Průběh stacionárních řad M2 a CPI v USA

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z FED a výpočtu programu Gretl¹¹⁸

Předchozími ADF testy je tedy ověřen základní předpoklad pro testování kointegrační analýzy, a to, že původní časové řady pro ČR i USA jsou nestacionární. Nicméně nebyl splněný dílčí předpoklad integrace stejného řádu u časových řad USA (u testovaných řad MZM a CPI i M2 a CPI) i ČR (u testovaných řad M2 a HICP). Vzhledem k tomu, že předpoklad integrace stejného řádu je vyžadován až v případě, kdy je indikována kointegrace, tak regresní funkce jsou odhadnuty pro obě zkoumané země. Jak bylo uvedeno v teoretické části použitých metod, tak k testování kointegrace bude využit Engle-Grangerův test, který je přímo implementovaný v GRETLu. Stěžejní částí je testování stacionarity na reziduích časových řad. V případě, že jsou i rezidua časových řad nestacionární, tak lze říci, že časové řady nejsou kointegrované. Pokud reziduální složka časových řad bude stacionární (nebude mít jednotkový kořen), tak časové řady jsou kointegrované a pokračuje se dalším bodem metody. Dalším krokem metody je interpretace odhadnuté regresní funkce a odhad modelu korekce chyb. Testovány jsou následující hypotézy:

¹¹⁸ Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic data*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/MZMREAL> a z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>

H_0 : neexistuje kointegrační vztah mezi množstvím peněz v oběhu a inflací (36)

H_1 : existuje kointegrační vztah mezi množstvím peněz v oběhu a inflací (37)

Tabulka 10: Výsledky Engle-Grangerova testu kointegrace pro ČR a USA

Stát	Časová řada a závisle proměnná	Použitý test a zpoždění	Rezidua p-hodnota	Testovací statistika	Adjustovaný koeficient determinace	Ho reziduí
ČESKÁ REPUBLIKA	HICP_log je závislá	test s konstantou, 13 měsíců	0,09205	-3,08186	0,952726	Nezamítám
	MZM_log je závislá	test s konstantou, 13 měsíců	0,0905	-3,0894	0,952726	Nezamítám
	HICP_log je závislá	test s konstantou, 16 měsíců	0,6011	-1,85849	0,967481	Nezamítám
	M2_log je závislá	test s konstantou, 16 měsíců	0,575	-1,90962	0,967481	Nezamítám
USA	CPI_log je závislá	test s konstantou a trendem, 16 měsíců	0,7227	-2,11079	0,989043	Nezamítám
	MZM_log je závislá	test s konstantou a trendem, 16 měsíců	0,3786	-2,7622	0,968261	Nezamítám
	CPI_log je závislá	test s konstantou a trendem, 16 měsíců	0,5935	-2,3653	0,985426	Nezamítám
	M2_log je závislá	test s konstantou a trendem, 16 měsíců	0,3416	-2,83508	0,995146	Nezamítám

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat ČNB, EUROSTAT, FED a výpočtu programu Gretl ¹¹⁹

Takto nadefinované hypotézy jsou testovány na časových řadách v ČR (MZM – HICP a M2 – HICP), tak na časových řadách v USA (MZM – CPI a M2 – CPI). Důležité je také zmínit, že kointegrační vztahy mohou působit oboustranně. Proto v prvním kroku je nejdříve jako závisle proměnná testována řada HICP/CPI a nezávisle proměnná MZM/ M2 a v dalším kroku dojde k záměně těchto proměnných. Čili závislou proměnnou bude MZM/M2 a nezávislou proměnnou HICP/CPI.

¹¹⁹ Česká národní banka. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z:

https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAA DA&p_lang=CS

¹¹⁹ EUROSTAT. Harmonised Indices of Consumer Prices. *Eurostat*. [online]. [cit. 2017-03-22] Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/data/database?p_p_id=NavTreeportletprod_WAR_NavTreeportletprod_INSTANCE_nPqeVbPXRmWQ&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p

¹¹⁹ Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic data*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/MZMREAL> a z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>

V tabulce 10 jsou výsledky Engle-Grangerova testu kointegrace. V rámci tohoto testu bylo opět nutné nastavit výchozí konfiguraci pro testování. Pro časové řady ČR bylo u řad MZM – HICP nastaveno optimální zpoždění na 13 měsíců a byl využit test s konstantou. U řad M2 a HICP bylo zvoleno zpoždění 16 měsíců a rovněž test s konstantou. V USA byl u všech časových řad zvolen řád optimálního zpoždění 16 měsíců a využil se test s konstantou i trendem.

Z výsledků vyplývá, že žádná z kombinací časových řad v ČR ani USA neprojevuje známky kointegrace. Potvrzují to p-hodnoty reziduí, které jsou větší než stanovená hladina významnosti 5 %. Ke stejnému závěru je možné dojít i přes testovací statistiku a kritické hodnoty, kdy všechny t-podíly výsledků jsou větší než kritické hodnoty, pro dvě proměnné a 5% hladinu významnosti, uvedené v Tabulce 5.

V třetím sloupci je uvedený tzv. Adjustovaný koeficient determinace, který udává kolik procent celkové variability dat je vysvětlitelných regresním modelem. Koeficient determinace nabývá hodnot z intervalu $<0,1>$, čím větší hodnota tohoto koeficientu je, tím lépe model popisuje daná data. Z tabulky je zřejmé, že hodnota tohoto koeficientu je ve všech případech větší než 0,95, takže tento model popisuje data s více jak 95% přesností.

Jak bylo zmíněno, tak je nutné vzít ohled na to, že některé časové řady nemají stejný integrační řád. Ovšem vzhledem k tomu, že vypočítané p-hodnoty nejsou hraniční, tak se lze domnívat, že nesplnění podmínky integrace stejného řádu nemá na výsledek vliv. Z tohoto testu lze tedy vyvodit závěr, že ani v jedné ze zkoumaných zemí není možné tvrdit, že množství peněz v oběhu a inflace jsou na sobě nějakým způsobem dlouhodobě závislé.

Posledním krokem prováděné analýzy je zkoumání kauzálních vztahů mezi časovými řadami podle Grangera. Zkoumané hypotézy znějí:

$$H_0: \text{proměnná MZM/M2 kauzálně nepůsobí na HICP/CPI v Grangerově smyslu} \quad (38)$$

$$H_1: \text{proměnná MZM/M2 kauzálně působí HICP/CPI v Grangerově smyslu} \quad (39)$$

Využit bude test implementovaný v programu GRET – tj. test vektorové autoregrese. Opět je nezbytné zadat prvotní nastavení. V tomto případě se však nevyužívá optimální zpoždění, nýbrž maximální možné zpoždění. Maximální zpoždění bylo již na začátku analýzy stanovené na 18 měsíců. U časových řad ČR je využit test s konstantou a jsou použity stacionarizované časové řady. V první fázi je jako závislá proměnná stanovena inflace (HICP) a množství peněz v oběhu (MZM/M2) je veličinou nezávislou. V druhém kroku opět dojde k záměně těchto veličin. Výsledky testu Grangerovy kauzality v ČR pro řady MZM a HICP jsou uvedeny v tabulce 11.

Tabulka 11: Výsledky Grangerovy kauzality MZM a HICP v ČR

Nulová hypotéza H0	Zpoždění (v měsících)	p-hodnota	H0
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	1	3,84e ⁻⁰¹⁷	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	1	1,46e ⁻⁰³²	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	2	3,01e ⁻⁰⁹	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	2	1,31e ⁻⁰¹³	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	3	0,0001	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	3	7,58e ⁻⁰⁶	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	4	4,21e ⁻⁰⁵	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	4	6,54e ⁻⁰⁶	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	5	0,0002	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	5	6,49e ⁻⁰⁶	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	6	0,0003	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	6	0,0032	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	7	0,0040	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	7	0,0328	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	8	0,0075	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	8	0,0107	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	9	0,0231	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	9	0,0134	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	10	0,0195	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	10	0,0027	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	11	0,0443	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	11	0,0064	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	12	0,2022	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	12	0,1187	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	13	0,3831	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	13	0,5563	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	14	0,6290	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	14	0,5601	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	15	0,6597	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	15	0,0983	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	16	0,4547	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	16	0,0320	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	17	0,7637	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	17	0,1740	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na HICP	18	0,4148	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na MZM	18	0,8446	Nezamítám

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat ČNB, EUROSTAT a výpočtu programu Gretl¹²⁰

Nulová hypotéza, že množství peněz v oběhu kauzálně nepůsobí na inflaci a naopak, byla testována na osmnácti zpožděních. V prvním kroku nejprve u inflace a následně i u množství

¹²⁰ Česká národní banka. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z:

https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAA DA&p_lang=CS

¹²⁰ EUROSTAT. Harmonised Indices of Consumer Prices. *Eurostat*. [online]. [cit. 2017-03-22] Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/data/database?p_p_id=NavTreeportletprod_WAR_NavTreeportletprod_INSTANCE_nPqeVbPXRmWQ&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p

peněz. Pro to, aby bylo možné konstatovat, že MZM a HICP na sebe kauzálně působí, by stačilo nulovou hypotézu zamítnout alespoň jednou. Jak je z tabulky patrné, tak tyto dvě veličiny na sebe vzájemně kauzálně působí, a to zejména v prvních jedenácti zpožděných měsících. V těchto jedenácti zpožděných měsících jde o působení oboustranné, načež lze tím pádem konstatovat, že MZM ovlivňuje CPI a naopak. Nicméně nulovou hypotézu se také podařilo zamítnout v případě šestnáctého zpoždění. Lze tak konstatovat, že inflace kauzálně působí na množství peněz, ale množství peněz v oběhu nepůsobí na inflaci. Tento výsledek je možné také interpretovat jako schopnost proměnné HICP zlepšit přesnost předpovědi MZM. Tato charakteristika hraje významnou roli při určení MZM.

V následující tabulce (Tabulka 12) jsou výsledky pro časové řady M2 a HICP. Prvotní parametry testů byly nastaveny stejně jako u předchozího testu Grangerovy kauzality v ČR. I v tomto případě by stačilo zamítnout jednu jedinou nulovou hypotézu, aby byly prokázány kauzální vztahy mezi zkoumanými proměnnými. Z tabulky je zřejmé, že kauzální vztahy byly potvrzeny, a to hned v několika různých zpožděních. Zejména pak v prvních jedenácti zpožděních je možné vyčíst, že inflace vyjádřená veličinou HICP kauzálně působí na množství peněz vyjádřené peněžním agregátem M2, ale množství peněz M2 nepůsobí na inflaci. Pouze ve dvanáctém zpoždění je potvrzeno toto obrácené působení neboli to, že množství peněz v oběhu kauzálně působí na inflaci. Ve třetím zpoždění pak bylo potvrzené oboustranné kauzální působení. V ostatních zpožděních se kauzální vztahy mezi množstvím peněz M2 a inflací HICP nedají potvrdit. Souhrnně lze tedy říci, že nulovou hypotézu nelze zamítnout a časové řady M2 a HICP na sebe kauzálně působí.

Tabulka 12: Výsledky Grangerovy kauzality M2 a HICP v ČR

Nulová hypotéza H0	Zpoždění (v měsících)	p-hodnota	H0
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	1	0,2402	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	1	3,71e ⁻⁰²⁰	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	2	0,4705	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	2	1,64e ⁻⁰⁹	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	3	0,0346	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	3	1,28e ⁻⁰⁸	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	4	0,3052	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	4	3,04e ⁻⁰⁶	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	5	0,7448	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	5	0,0005	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	6	0,9885	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	6	0,0011	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	7	0,8361	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	7	0,0007	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	8	0,3503	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	8	0,0012	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	9	0,3564	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	9	0,0028	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	10	0,3090	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	10	0,0020	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	11	0,7676	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	11	0,0002	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	12	9,98e ⁻⁰⁸	Zamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	12	0,7998	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	13	0,3409	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	13	0,3805	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	14	0,2229	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	14	0,0890	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	15	0,1324	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	15	0,1016	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	16	0,3462	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	16	0,1341	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	17	0,5839	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	17	0,0332	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na HICP	18	0,4382	Nezamítám
HICP kauzálně nepůsobí na M2	18	0,0826	Nezamítám

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat ČNB, EUROSTAT a výpočtu programu Gretl¹²¹

Nyní je nezbytné tento test provést rovněž i na časových řadách USA. V Tabulce 13 je proveden Grangerův test kauzality na časových řadách MZM a CPI. I u tohoto testu je nastaveno maximální zpoždění na 18 měsíců. Je využit test s konstantou a trendem a rovněž v prvním

¹²¹ Česká národní banka. *Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAA DA&p_lang=CS

kroku je za závislou proměnnou zvolena inflace. Následně dojde opět k záměně proměnných a jako závislá proměnná je testováno množství peněz v oběhu MZM. Řady jsou testovány ve své stacionární (diferencované) podobě.

Tabulka 13: Výsledky Grangerovy kauzality MZM a CPI v USA

Nulová hypotéza H0	Zpoždění (v měsících)	p-hodnota	H0
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	1	2,43e ⁻⁵⁶	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	1	8,55e ⁻⁹⁰	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	2	3,28e ⁻⁴⁵	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	2	0,0028	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	3	3,45e ⁻³⁷	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	3	0,6597	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	4	7,53e ⁻²⁸	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	4	0,3334	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	5	1,66e ⁻²⁴	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	5	0,0396	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	6	7,40e ⁻²⁰	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	6	0,3023	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	7	4,37e ⁻¹⁶	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	7	0,1848	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	8	9,57e ⁻¹⁵	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	8	0,0258	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	9	1,11e ⁻⁰⁹	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	9	0,1812	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	10	2,03e ⁻⁰⁷	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	10	0,1615	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	11	0,0013	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	11	0,1471	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	12	4,32e ⁻⁰⁷	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	12	0,3678	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	13	9,90e ⁻⁰⁸	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	13	0,2269	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	14	1,17e ⁻⁰⁷	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	14	0,1009	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	15	0,0052	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	15	0,013	Zamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	16	0,0147	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	16	0,4543	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	17	0,0159	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	17	0,3113	Nezamítám
MZM kauzálně nepůsobí na CPI	18	0,607	Nezamítám
CPI kauzálně nepůsobí na MZM	18	0,0461	Zamítám

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat FED a výpočtu programu Gretl¹²²

¹²² Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic data*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22].

Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/MZMREAL> a z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>

I v tomto případě lze obecně potvrdit hypotézu, že množství peněz v oběhu v USA kauzálně působí na inflaci a naopak. Ovšem oproti ČR je možné získat rozdílné výsledky, a to v závislosti na tom, zda je jako závisle proměnná chápána inflace anebo množství peněz. Z tabulky je patrné, že když je zkoumán vliv MZM na CPI, tak kauzální vztahy jsou potvrzeny téměř ve všech zpožděních. Pouze u výsledků s 18 zpožděními se dochází k závěru, že MZM kauzálně nepůsobí na CPI a naopak, že CPI kauzálně působí na MZM. V dalších pěti různých zpožděních výsledky ukazují na oboustranné kauzální působení. Zajímavější ovšem je, že celkem ve dvanácti různých zpožděních došlo k zamítnutí H_0 (38). Neboli došlo k potvrzení, že množství peněz v oběhu MZM může upřesnit předpověď vývoje inflace, a naopak, že inflace není vhodným nástrojem pro zlepšení předpovědi množství peněz v oběhu. Lze tedy říci, že v rámci USA množství peněz v oběhu MZM může hrát důležitou roli při určování vývoje inflace.

V Tabulce 14 jsou zaznamenány výsledky testu Grangerovy kauzality pro časové řady M2 a CPI. Maximální možné zpoždění bylo znovu nastaveno na 18 měsíců a byl využit test s konstantou i trendem. K testování se rovněž využily řady stacionární.

Výsledky téměř jednoznačně potvrzují, že veličiny M2 a CPI na sebe kauzálně působí, a to zejména v prvních čtrnácti měsících. Zajímavým zjištěním je fakt, že byly prokázány pouze dva směry působení kauzálních vztahů. V 1., 3.-5., 9. a 14. zpoždění je dle výsledků prokázána kauzalita v obou směrech. Neboli, že M2 ovlivňuje CPI, a naopak že CPI ovlivňuje M2. V 2., 6.-8., 10., 12. a 13. zpoždění byly prokázány kauzální vazby pouze v jednom směru. A to že množství peněz v oběhu M2 může upřesnit předpověď vývoje inflace nadefinované prostřednictvím CPI, a naopak, že inflace není vhodným nástrojem pro zlepšení předpovědi množství peněz v oběhu M2. Opět lze tedy říci, že v rámci USA množství peněz v oběhu M2 může hrát důležitou roli při určování vývoje inflace.

Tabulka 14: Výsledky Grangerovy kauzality M2 a CPI v USA

Nulová hypotéza H0	Zpoždění (v měsících)	p-hodnota	H0
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	1	3,24e ⁻⁰⁴⁰	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	1	4,52e ⁻⁰²⁸	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	2	9,49e ⁻⁰²⁹	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	2	0,2317	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	3	7,28e ⁻⁰²³	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	3	0,0010	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	4	1,57e ⁻⁰¹⁵	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	4	0,0111	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	5	2,31e ⁻⁰¹³	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	5	0,0156	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	6	2,78e ⁻⁰¹⁰	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	6	0,7138	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	7	5,25e ⁻⁰⁸	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	7	0,1754	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	8	1,40e ⁻⁰⁷	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	8	0,2580	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	9	0,0004	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	9	0,0121	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	10	0,0131	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	10	0,9265	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	11	0,6674	Nezamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	11	0,0954	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	12	0,0084	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	12	0,8398	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	13	0,0025	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	13	0,2750	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	14	0,0022	Zamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	14	0,0187	Zamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	15	0,4930	Nezamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	15	0,6250	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	16	0,4932	Nezamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	16	0,0991	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	17	0,3879	Nezamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	17	0,2715	Nezamítám
M2 kauzálně nepůsobí na CPI	18	0,5488	Nezamítám
CPI kauzálně nepůsobí na M2	18	0,0697	Nezamítám

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat FED a výpočtu programu Gretl¹²³

¹²³ Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic data*. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22].

Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/MZMREAL> a z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>

4 VLASTNÍ SHRnutí A ZÁVĚRY PRO MĚNOVOU POLITIKU

V předchozí kapitole byla provedena analýza vztahu množství peněz v oběhu a inflace na datech České republiky a Spojených států amerických. Množství peněz bylo definováno dvěma rozdílnými způsoby, na jejichž základě bude v této kapitole zhodnocena vhodnost použití obou definic množství peněz v oběhu.

Výsledkem analýzy v obou zkoumaných zemích je závěr, že množství peněz v oběhu a inflace na sebe kauzálně působí. Zajímavým zjištěním je ovšem fakt, jakými směry tyto kauzální vztahy působí. Data za ČR vykazují působení směrem od inflace k množství peněz a k opačným závěrům směřují výsledky z dat USA.

Hlavní směry působení jsou shrnuty v následující tabulce (Tabulka 15).

Tabulka 15: Shrnutí – směry kauzálního působení mezi proměnnými

Definice množství peněz	ČESKÁ REPUBLIKA	USA
MZM	MZM ↔ HICP	MZM → CPI
M2	M2 ← HICP	M2 → CPI

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků analýzy

Data České republiky nepotvrdila hlavní hypotézu, že množství peněz v oběhu se dá využít k přesnější predikci vývoje inflace. V případě, kdy množství peněz v oběhu je reprezentováno alternativním měnovým agregátem MZM, byly potvrzeny oboustranné kauzální vztahy. Jinak řečeno v prvních jedenácti zpožděných měsících množství peněz v oběhu kauzálně působí na inflaci a naopak.

Pokud je množství peněz definováno prostřednictvím klasického – ve většině zemí také využívaného – měnového agregátu M2, tak výsledky jsou již rozdílné. Kauzální působení bylo rovněž potvrzeno v každém z jedenácti zpožděných měsících, avšak již nejde o oboustrannou kauzalitu. Výsledky uvádí, že s využitím minulých hodnot inflace (maximální zpoždění 11 měsíců) je možné upřesnit předpověď vývoje množství peněz v oběhu. Tento závěr je z ekonomického hlediska bezvýznamný, a to hlavně kvůli tomu, že ekonomové se snaží předvídat vývoj inflace nikoli vývoj množství peněz v oběhu.

Diametrálně odlišné výsledky oproti ČR přináší analýza dat z USA. Zde byla prostřednictvím obou měnových agregátů M2 a MZM potvrzena hlavní hypotéza, že množství peněz v oběhu se dá využít k přesnější predikci inflace. V případě MZM šlo o potvrzení u dvanácti různých zpoždění. U M2 byl tento směr potvrzen u sedmi různých zpoždění. Toto zjištění je z ekonomického pohledu velice dobře uchopitelné a žádané.

Pokud by se měla zkoumat vhodnost použitých definic množství peněz, tak nelze jednoznačně určit, který z použitých agregátů je lepší pro predikci inflace. Výsledky v USA se až tak radikálně neliší. Prostřednictvím obou agregátů lze dojít k závěru, že minulé hodnoty množství peněz v oběhu mohou přispět k lepší predikci vývoje inflace. Jediný rozdíl je v počtu zpoždění, ve kterých tento vztah byl prokázán. Zatímco s využitím MZM byl tento vztah prokázán celkem u dvanácti různých zpoždění, tak v případě využití měnového agregátu M2 došlo k potvrzení celkem u sedmi různých zpoždění. Vzhledem k tomuto faktu je možné konstatovat, že MZM v tomto případě přináší o něco přesnější výsledky. Slovem přesnější je myšleno zejména lépe využitelné a interpretovatelné, neboť jednosměrná kauzalita přináší jasné směry působení.

V prostředí ČR je dle výsledků ještě obtížnější určit, který z využitých měnových agregátů je lepší. Výsledky testů s využitím měnového agregátu MZM ukázaly na oboustrannou kauzalitu u proměnných, a to zejména v prvních jedenácti zpoždění. Tento výsledek není z ekonomického hlediska snadno interpretovatelný, ovšem přináší o něco zajímavější výsledky než měnový agregát M2. S využitím měnového agregátu M2 byly v jedenácti různých zpoždění prokázány kauzální vztahy směrem od inflace k množství peněz. Tento směr působení ovšem nepřináší potencionálně využitelné informace pro ekonomické predikce. Z těchto důvodů se jako vhodnější agregát jeví opět MZM.

Jak bylo uvedeno v kapitole 2., tak již několik světových autorů se využitelností alternativních měnových agregátů věnovalo a výsledky se celkem shodují. Shodují se na tom, že agregát MZM by nevyužívali jako jeden z nástrojů pro dosahování měnových cílů. Ovšem na druhou stranu se shodují, že by bylo určitě vhodné tento agregát sledovat a pravidelně vykazovat. Výsledky této diplomové práce však ukazují, že alternativní měnový agregát MZM na zkoumaných datech přináší lepší výsledky než tradičně užívaný měnový agregát M2. Je nutné uvést, že nedošlo k jednoznačnému prokázání této vhodnosti využití, avšak na základě porovnání je možné tvrdit, že MZM přináší přesnější výsledky. Jedním z důvodů, proč tato práce přináší rozdílné výsledky oproti světovým autorům je také fakt, že téměř všechny světové studie zabývající se agregátem MZM pocházejí z 90. let minulého století. Je tedy zřejmé, že během posledních dvaceti let došlo k jakémusi posunu a vývoji ve světových ekonomikách, jenž právě měnový agregát MZM reflektuje.

Nyní vystává otázka, čím to je, že v prostředí ekonomiky USA lze prostřednictvím množství peněz v oběhu předpovídat výši inflace a v podmínkách české ekonomiky nikoliv? Významný vliv může být fakt, že Česká republika je malá otevřená ekonomika, která je závislá na cenách ze zahraničí, což je zejména cena ropy a pšenice. Oproti tomu USA je velká ekonomika, kde

tyto vlivy rovněž působí, ale právě vzhledem k velikosti této ekonomiky nejsou tyto vlivy tak podstatné, jako v prostředí ČR. Výsledky této analýzy jsou zajisté rovněž ovlivněny délkou časových řad. To že délka časových řad v USA je téměř pětinasobná má zásadní vliv na konečné výsledky. Zároveň je nutné myslet na to, že modely, které byly v rámci testování sestaveny, jsou velice jednoduché a omezené, a proto mohou poskytovat odlišné výsledky. V případě, že by se do modelu zařadily další proměnné, které mohou množství peněz v oběhu a inflaci ovlivňovat, tak by mohlo dojít k rozdílným závěrům. Mezi proměnné, které by se do modelu daly případně zařadit, patří například úroková sazba, HDP nebo ceny nemovitostí. Ovšem v takovém případě by se jednalo o mnohem obsáhlejší analýzu, což by převyšovalo rozsah diplomové práce.

Z praktického hlediska analýza prokázala odůvodněnost současného přístupu ČNB k měnové politice. ČNB provádí svou měnovou politiku v režimu cílování inflace, přičemž donedávna sledovala vývoj měnového agregátu M2, který používala pro lepší předvídatelnost vývoje inflace na území ČR. V současné době agregát M2 pro predikci vývoje inflace již nevyužívá, protože tento agregát přestal poskytovat informace o vztahu M2 a inflace. K tomuto závěru došla i analýza v této práci. Výsledky analýzy potvrdily vztah mezi vývojem peněžní zásoby a vývojem inflace, ovšem vztah mezi nimi je volnější, než se někdy předpokládá a žádá (zejména v prostředí ČR). Pro vývoj inflace jsou důležité především větší změny ve vývoji peněžní zásoby. Pro měnovou politiku z toho vyplývá, že efekt v omezení inflace mohou přinést spíše zásadní kroky v regulaci peněžní zásoby a důraznější nasazení nástrojů měnové politiky.

Výše uvedené závěry v ČR jsou podmíněny krátkostí spolehlivých časových řad, které jsou v současné době k dispozici. S postupným prodlužováním časových řad a vývojem finančních trhů se budou podmínky pro analytickou činnost zlepšovat, což povede k dalšímu zpřesňování výsledků.

ZÁVĚR

Hlavním cílem této diplomové práce bylo na základě analýzy množství peněz v oběhu a inflace zjistit vhodnost měření množství peněz v ekonomice pomocí alternativního přístupu Money of Zero Maturity. Podle výsledků pak bylo úkolem zhodnotit a uvést doporučení pro měnovou politiku.

K dosažení takto formulovaného cíle se práce nejprve zabývala nutným definováním základních pojmů, které s tímto tématem velice úzce souvisí. V první řadě byl definován pojem peníze, vznik a funkce peněz a rovněž práce popsala stručný vývoj emise peněz. Dále práce přiblížila současné způsoby emise peněz podle toho, zda se jedná o hotovostní či bezhotovostní peníze. Další důležitou částí byly měnové agregáty, které představují způsob měření množství peněz v ekonomice. Vzhledem k tomu, že existuje celá řada možností, jak definovat peníze, tak zde byly také uvedeny základní definice peněžních agregátů podle České národní banky i podle Federálního rezervního systému, což je centrální bankovní systém Spojených států amerických.

Jednou z možných definic peněz je i alternativní přístup Money of Zero Maturity neboli peníze s nulovou splatností. Tento pojem prolínal celou tuto práci, přičemž bylo uvedeno, proč je právě toto vymezení jiné a jakým způsobem by mohlo být využité v měnové politice. Neméně důležitým pojmem této práce je inflace, proto byly uvedeny hlavní možnosti měření inflace a byl vysvětlen pojem míra inflace. Poslední část této kapitoly uvedla jednotlivé typy inflace a zmínila její pozitivní i negativní důsledky.

K samotnému testování byly zvoleny dvě základní metody. Pro zjištění kointegračních vztahů mezi proměnnými byla použita Engle-Grangerova metoda a pro zjištění kauzálního působení mezi proměnnými byla využita Grangerova kauzalita. Volba těchto postupů byla stanovena na základě možné detekce zdánlivé regrese. Hrozbu zdánlivé regrese s sebou nese využití klasické regresní analýzy v případě nestacionárních dat. Obě tyto metody a všechny jejich části byly teoreticky vymezeny, aby se následovně daly již prakticky využít k testování získaných dat.

Po teoretickém vydefinování všech využitých analýz, metod a testů se prováděla samotná analýza na datech České republiky a Spojených států amerických. V obou těchto zemích se nejprve zkoumal vztah množství peněz v oběhu vyjádřených alternativním měnovým agregátem MZM a inflací. Následně byly provedeny totožné testy ovšem s využitím tradičního měnového agregátu M2.

Výsledky testů nepřinesly jednoznačnou odpověď na to, který z dvou zkoumaných měnových agregátů by byl lepším indikátorem pro provádění měnové politiky. Ovšem při bližším

zkoumání lze určit, který agregát přináší přesnější, a pro ekonomy lépe interpretovatelné, výsledky. V obou zemích bylo na základě vyhodnocení analýzy určeno, že alternativní měnový agregát Money of Zero Maturity přináší o něco přesnější výsledky. Jde hlavně o výsledky směru kauzálního působení mezi jednotlivými zkoumanými veličinami. Zatímco v USA se dá velice jasně určit vztah směřující od množství peněz v oběhu k inflaci, tak v poměrech ČR to tak lehké není. Z výsledků dat USA je možné vyvodit závěr, že minulé hodnoty (minimálně tři měsíce zpožděné a maximálně 17 měsíců zpožděné) množství peněz v oběhu mají schopnost přispět k predikci budoucího vývoje inflace v zemi. Tím pádem došlo k potvrzení hlavní hypotézy stanovené v úvodu této práce. V ČR dle výsledků kauzální vztahy mezi proměnnými mají obousměrný charakter. To znamená, že je možné na základě zpožděných hodnot množství peněz v oběhu přispívat k přesnější předpovědi vývoje inflace v zemi a zároveň je možné prostřednictvím zpožděných hodnot inflace předpovídat budoucí vývoj množství peněz v oběhu v zemi. Na základě tohoto zjištění není možné potvrdit hlavní hypotézu.

Doporučení pro měnovou politiku jsou jednoznačné – začít využívat a vykazovat alternativní měnový agregát Money of Zero Maturity. Nejenže dle výsledků analýzy tento agregát v sobě nese přesnější informace o možném budoucím vývoji inflace, ale i podle jiných autorů může hrát důležitou doplňující roli v hodnocení vlastností indikátoru ostatních měnových agregátů jako je například měnový agregát M2.

Je však nutné brát v potaz, že modely využití v této analýze jsou zjednodušené, a proto mohou přinášet odlišné výsledky od rozsáhlejších analýz. Jak bylo uvedeno v textu práce, tak ve chvíli, kdy by se do modelu zařadily další proměnné, tak by kointegrační analýza i vyhodnocení Grangerovy kauzality mohlo vypadat jinak. To už by však bylo předmětem dalšího případného zkoumání.

POUŽITÁ LITERATURA

1. ABEL, B. Andrew, BERNANKE, S. Ben a Dean CROUSHORE. *Macroeconomics*. 8th Global ed. Boston: Prentice Hall, 2014. str. 672. ISBN 978-0-13-299228-2
2. ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. str. 290. ISBN 978-80-86946-85-6
3. ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada, 2007. str. 288. ISBN 978-80-247-1319-9
4. ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Finanční časové řady*. Praha: Grada, 2003. str. 220. ISBN 80-247-0330-0
5. ARLT, Josef. Informační Bulletin České Statistické Společnosti – Statistikům a ekonometrům byla udělena Nobelova cena za ekonomii za rok 2003. Praha: ČStS. str. 4. [online]. 3. 12. 2003. [cit. 2017-03-22] Dostupné z: http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_SEBUNCER03_03.pdf
6. ARLT, Josef. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha: Grada, 1999. str. 312. ISBN 80-7169-539-4
7. ARLT, Josef. *Politická ekonomie – Kointegrace v jednorovnicových modelech*. Praha: VŠE, 1997. str. 733–746. ISSN 0032-3233
8. Bank of England. *Explanatory Notes – M4*. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: <http://www.bankofengland.co.uk/statistics/Pages/iadb/notesiadb/m4.aspx>
9. BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, c2008, xxiii, 648 s. ISBN 9780521694681
10. CARLSON, John, and Benjamin KEEN. *MZM: A Monetary Aggregate for the 1990s?* Federal Reserve Bank of Cleveland, *Economic Review*, 1996. vol. 32, no. 2, str. 15-23. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25] Dostupné z: <https://pdfs.semanticscholar.org/2869/73df5e3d7950b3d7432ece13e99bd6958283.pdf>
11. CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. str. 538. ISBN 9788086929439
12. COLLINS Sean a WHITESELL William C. *A minor redefinition of M2*. Federal Reserve Bank. 1995 str. 32 [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: <https://ideas.repec.org/p/fip/fedgfe/96-7.html>

13. ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ. Základy financí. Praha: Grada Publishing, 2011. str. 304. ISBN 978-80-247-3669-3
14. Česká národní banka. Databáze časových řad ARAD: Peněžní agregáty a protipoložky. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=938&p_strid=AAAADA&p_lang=CS
15. Česká národní banka. Peněžní agregáty Eurozóny. [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/statistika/menova_bankovni_stat/harmonizace_mbs/harmonizace_mbs_agregaty.html
16. Česká národní banka. Slovník pojmů: HICP. [online] 2017. [cit. 2017-03-25] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/obecne/slovník/h_ch.html
17. Česká národní banka. Vysvětlení pojmů bankovka, státočka, obchodní mince, pamětní bankovka a mince. [online] [cit. 2017-03-18] Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/faq/vysvetleni_pojmu_bankovka_statovka.html
18. Český statistický úřad. Inflation – druhy, definice, tabulky. [online] 2017. [cit. 2017-03-27] Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/mira_inflation
19. DICKEY, D. A. a W. A. FULLER. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 1979, 427-431 s. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/2286348>
20. ENDERS, Walter. Applied econometric time series. 3rd ed. Hoboken: Wiley, c2010, xiv, 516 s. ISBN 9780470505397
21. ENGLE, Robert F. a BYUNG Sam Yoo. Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. San Diego: UC, 1987. str. 157. Dostupné z: https://www.uta.edu/faculty/crowder/papers/Engle_Yoo_1987.pdf
22. EUROSTAT. Harmonised Indices of Consumer Prices. Eurostat. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22] Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/data/database?p_p_id=NavTreeportletprod_WAR_NavTreeportletprod_INSTANCE_nPqeVbPXRmWQ&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p
23. Federal Reserve Bank of St. Louis. FRED Economic data. [online]. 2017 [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/M1SL>,

- <https://fred.stlouisfed.org/series/M2SL> a <https://fred.stlouisfed.org/series/M3SL> Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/MZMREAL> a z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>
24. Federal Statistical Office Switzerland. Monetary policy [online] 2017. [cit. 2017-03-28] Dostupné z: <https://www.bfs.admin.ch/bfs/en/home/statistics/money-banks-insurance/monetary-policy.html>
 25. FLAMMANT, Maurice, Inflace, 1. vyd. Praha: HZ, 1995. s. 4.
 26. FULLER, Wayne A. Introduction to statistical time series. New York: John Wiley and Sons, 1976. str. 689. ISBN 0-471-28715-6.
 27. GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Crossspectral Methods. *Econometrica* [online]. 1969, vol. 37, no. 3, [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/1912791>.
 28. HENDL, Jan. Přehled statistických metod: analýza a metaanalýza dat. Praha: Portál, 2012. str. 734. ISBN 978-80-262-0200-4
 29. HighSky Brokers. Eurozóna: HICP. [online] 2017. [cit. 2017-03-25] Dostupné z: <https://www.highsky.cz/trhy/eurozona/hicp-harmonizovany-index-spotrebitelskych-cen#buttonsTop>
 30. HUŠEK, Roman. Ekonometrická analýza. Vyd. 1. Praha: VŠE, Oeconomica, 2007. str. 368. ISBN 978-80-245-1300-3
 31. IVANOV, Ventzislav a Lutz KILIAN. A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. *Studies in nonlinear dynamics and econometrics*. The Berkeley Electronic Press 2005, vol. 9, str. 36
 32. JÍLEK, Josef. Finance v globální ekonomice – Peníze a platební styk. Praha: Grada Publishing, 2013. str. 664. ISBN 978-80247-3893-2
 33. JÍLEK, Josef. Finance v globální ekonomice II: Měnová a kurzová politika. Praha: Grada Publishing, 2013 str. 560. ISBN 978-80-247-4516-9
 34. JÍLEK, Josef. Peníze a měnová politika. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2004. str. 742. ISBN 80-247-0769-1
 35. JUREČKA, Václav a Ivana JÁNOŠÍKOVÁ. Makroekonomie – základní kurs, 2. vyd. Ostrava: VŠB Technická univerzita Ostrava, 2004. str. 299. ISBN 978-80-248-2065-1

36. JUREČKA, Václav a kolektiv. Makroekonomie. 3. vyd. Praha: Grada Publishing a.s., 2017. str. 368. ISBN 978-80-271-0251-8
37. KLIKOVÁ, Christiana a Igor KOTLÁN. Hospodářská politika. 3. aktualiz. vyd. Ostrava: Institut vzdělávání SOKRATES, s.r.o., 2013. str. 294. ISBN 978-80-86572-76-5
38. LIPOVSKÁ, Hana. Moderní ekonomie: jednoduše o všem, co byste měli vědět. Praha: Grada, 2017. str. 256. ISBN: 978-80-271-0120-7
39. MOTLEY, Brian. 1988. Should M2 be Redefined? Federal Reserve Bank of San Francisco: Economic Review (Winter) str. 33-51. [online] [cit. 2017-03-25] Dostupné z: https://fraser.stlouisfed.org/scribd/?toc_id=514231&filepath=/files/docs/publications/frbsf_review/rev_frbsf_1988no1.pdf&start_page=34
40. MOTLEY, Brian. Would a New Monetary Aggregate Improve Policy? Federal Reserve Bank of San Francisco, 1992. [online] [cit. 2017-03-25] Dostupné z: <http://www.frbsf.org/economic-research/files/el92-38.pdf>
41. POLLARO, Michael. Money Supply Metrics, the Austrian Take. Mises Daily, 2010. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: <https://mises.org/library/money-supply-metrics-austrian-take>
42. POLOUČEK, Stanislav. a kol. Bankovnictví. 1. vyd. Praha: C. H. Beck, 2006. str. 716. ISBN 80-7179-462-7
43. POLOUČEK, Stanislav. a kol. Peníze, banky, finanční trhy. 1. vyd. Praha: C. H. Beck, 2009. str. 440. ISBN 978-80-7400-152-9
44. POOLE, William. Choosing a Monetary Aggregate: Another Look. Rochester: University of Rochester, 1991. str. 91-104. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: <https://urresearch.rochester.edu/institutionalPublicationPublicView.action?institutionalItemId=1162>
45. REVENDA, Zbyněk a kol. Peněžní ekonomie a bankovnictví. 3. vyd. Praha: Management Press, 2000. str. 634. ISBN 80-7261-031-7
46. REVENDA, Zbyněk. Peněžní ekonomie a bankovnictví. 5., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2014. str. 424. ISBN 978-80-7261-279-6
47. REVENDA, Zbyněk. Peníze a zlato. 1. vyd. Praha: Management Press, 2010. str. 256. ISBN 978-80-7261-214-7

48. REVENDA, Zdeněk. Politická ekonomie – Monopoly centrálních bank a emise peněz. Praha: VŠE, 2009 str. 579-600. ISSN 0032-3233
49. RUSMICOVÁ, Lada, SOUKUP, Jindřich a kol. Makroekonomie – základní kurs, 5. vyd. Slaný: Melandrium, 2002. str. 271. ISBN 80-86175-24-3
50. SALERNO, Joseph T. Money, Sound and Unsound. Auburn: Ludwig von Mises Institute, 2015. str. 644. ISBN 978-1610166553
51. SHOSTAK, Frank. The Mystery of the Money Supply Definition. The Quarterly Journal of Austrian Economics, 2000. vol. 3, no. 4. str. 69–76. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: https://mises.org/system/tdf/qjae3_4_3.pdf?file=1&type=document
52. ŠANDOR, Matěj. Nezávislost evropské centrální banky. Praha: Acta Oeconomica Pragensia, 2013. str. 13-25. ISSN 0572-3043
53. ŠMÍDKOVÁ, Kateřina a Miroslav HRNČÍŘ. Přejchod na strategii cílování inflace. Finance a úvěr, 1998, Vol. 48, No. 4, str. 205–222
54. TAQWAAMANI, Amaanah. The Moorish Diarium: A Diary of a Moor – The Great Maze of an International Monetary Systém. 2014. str. 140. ISBN 978-1-312-63864-8
55. VÍTOVÁ, Eva. Engle Robert F., Granger Clive W. J. Plzeň: ZCU, 2007. [online]. 22. 6. 2007. [cit. 2017-03-22] Dostupné z: <https://cw.zcu.cz/CoursewarePortlets2/DownloadDokumentu?id=5809>
56. WELCH, Patrick J. a Gerry F. WELCH. Economics: theory & practice. 11th edition, 2016. str. 178. ISBN 9781118949733
57. World Heritage Encyclopedia. Money with Zero Maturity. World Heritage Encyclopedia. [online]. 2017 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: http://self.gutenberg.org/articles/money_with_zero_maturity#cite_note-16
58. ŽÁK, Milan. Hospodářská politika. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu, 2006. str. 210. ISBN 80-86730-04-2

SEZNAM PŘÍLOH

PŘÍLOHA A	82
VSTUPNÍ DATA ČR.....	82
VSTUPNÍ DATA USA	84
PŘÍLOHA B.....	89
VÝSLEDKY KOINTEGRAČNÍ ANALÝZY MZM A HICP V ČR Z PROGRAMU GRETL	89
VÝSLEDKY KOINTEGRAČNÍ ANALÝZY M2 A HICP V ČR Z PROGRAMU GRETL	90
VÝSLEDKY KOINTEGRAČNÍ ANALÝZY MZM A CPI V USA Z PROGRAMU GRETL	91
VÝSLEDKY KOINTEGRAČNÍ ANALÝZY M2 A CPI V USA Z PROGRAMU GRETL	92
PŘÍLOHA C	93
VÝSLEDKY GRANGEROVY KAUZALITY PRO MZM A HICP V ČR Z PROGRAMU GRETL ..	93
VÝSLEDKY GRANGEROVY KAUZALITY PRO M2 A HICP V ČR Z PROGRAMU GRETL	95
VÝSLEDKY GRANGEROVY KAUZALITY PRO MZM A CPI V USA Z PROGRAMU GRETL...	97
VÝSLEDKY GRANGEROVY KAUZALITY PRO M2 A CPI V USA Z PROGRAMU GRETL.....	99

PŘÍLOHA A

Vstupní data ČR

Rok	MZM v mld. Kč	M2 v mld. Kč	HICP Index, 2015=100	MZM_log	M2_log	HICP_log
1.1.2002	725,8	1339,0	78,6	2,86	3,13	1,90
1.2.2002	717,3	1343,3	78,6	2,86	3,13	1,90
1.3.2002	699,3	1331,1	78,6	2,84	3,12	1,90
1.4.2002	721,6	1351,7	78,6	2,86	3,13	1,90
1.5.2002	749,7	1369,8	78,5	2,87	3,14	1,89
1.6.2002	746,8	1326,8	78,3	2,87	3,12	1,89
1.7.2002	777,4	1349,1	78,5	2,89	3,13	1,89
1.8.2002	786,8	1376,8	78,4	2,90	3,14	1,89
1.9.2002	800,4	1369,9	77,9	2,90	3,14	1,89
1.10.2002	828,7	1405,6	77,7	2,92	3,15	1,89
1.11.2002	816,6	1413,0	77,6	2,91	3,15	1,89
1.12.2002	841,7	1410,2	77,6	2,93	3,15	1,89
1.1.2003	825,6	1414,9	78,0	2,92	3,15	1,89
1.2.2003	837,8	1417,1	78,2	2,92	3,15	1,89
1.3.2003	856,6	1410,4	78,1	2,93	3,15	1,89
1.4.2003	852,8	1437,7	78,3	2,93	3,16	1,89
1.5.2003	867,8	1433,2	78,3	2,94	3,16	1,89
1.6.2003	887,6	1422,7	78,3	2,95	3,15	1,89
1.7.2003	912,3	1463,8	78,3	2,96	3,17	1,89
1.8.2003	909,4	1482,9	78,2	2,96	3,17	1,89
1.9.2003	946,2	1476,6	77,9	2,98	3,17	1,89
1.10.2003	940,6	1484,5	78,0	2,97	3,17	1,89
1.11.2003	958,7	1495,2	78,2	2,98	3,17	1,89
1.12.2003	964,2	1511,5	78,4	2,98	3,18	1,89
1.1.2004	991,1	1504,3	79,6	3,00	3,18	1,90
1.2.2004	992,0	1510,6	79,7	3,00	3,18	1,90
1.3.2004	1010,6	1511,4	79,8	3,00	3,18	1,90
1.4.2004	1023,3	1543,7	79,9	3,01	3,19	1,90
1.5.2004	1051,5	1548,6	80,3	3,02	3,19	1,90
1.6.2004	1063,6	1553,9	80,5	3,03	3,19	1,91
1.7.2004	1058,0	1566,9	80,7	3,02	3,20	1,91
1.8.2004	1087,1	1581,3	80,7	3,04	3,20	1,91
1.9.2004	1084,8	1582,2	80,1	3,04	3,20	1,90
1.10.2004	1083,2	1596,9	80,5	3,03	3,20	1,91
1.11.2004	1098,8	1590,3	80,4	3,04	3,20	1,91
1.12.2004	1074,4	1578,9	80,3	3,03	3,20	1,90
1.1.2005	1079,6	1571,8	80,8	3,03	3,20	1,91
1.2.2005	1080,3	1594,2	80,8	3,03	3,20	1,91
1.3.2005	1088,8	1588,8	80,8	3,04	3,20	1,91
1.4.2005	1093,9	1626,1	81,0	3,04	3,21	1,91
1.5.2005	1134,9	1651,2	81,0	3,05	3,22	1,91
1.6.2005	1131,6	1656,5	81,5	3,05	3,22	1,91
1.7.2005	1146,1	1671,2	81,8	3,06	3,22	1,91
1.8.2005	1168,4	1674,8	81,8	3,07	3,22	1,91
1.9.2005	1152,9	1672,8	81,7	3,06	3,22	1,91
1.10.2005	1195,3	1701,7	82,4	3,08	3,23	1,92
1.11.2005	1218,5	1732,9	82,1	3,09	3,24	1,91
1.12.2005	1221,8	1746,1	81,9	3,09	3,24	1,91
1.1.2006	1247,4	1765,9	82,8	3,10	3,25	1,92
1.2.2006	1253,1	1781,3	82,8	3,10	3,25	1,92
1.3.2006	1225,5	1782,2	82,7	3,09	3,25	1,92
1.4.2006	1266,8	1831,7	82,9	3,10	3,26	1,92
1.5.2006	1312,3	1836,5	83,3	3,12	3,26	1,92
1.6.2006	1292,5	1853,3	83,4	3,11	3,27	1,92
1.7.2006	1338,5	1870,4	83,7	3,13	3,27	1,92
1.8.2006	1349,2	1902,6	83,9	3,13	3,28	1,92
1.9.2006	1330,1	1890,4	83,5	3,12	3,28	1,92
1.10.2006	1376,6	1930,6	83,1	3,14	3,29	1,92
1.11.2006	1390,6	1946,6	82,9	3,14	3,29	1,92
1.12.2006	1380,9	1984,6	83,1	3,14	3,30	1,92
1.1.2007	1411,4	2008,5	83,9	3,15	3,30	1,92
1.2.2007	1424,6	2034,8	84,1	3,15	3,31	1,92
1.3.2007	1391,8	2040,6	84,4	3,14	3,31	1,93

Rok	MZM v mld. Kč	M2 v mld. Kč	HICP Index, 2015=100	MZM_log	M2_log	HICP_log
1.4.2007	1443,9	2108,1	85,0	3,16	3,32	1,93
1.5.2007	1500,0	2135,6	85,3	3,18	3,33	1,93
1.6.2007	1480,6	2138,7	85,6	3,17	3,33	1,93
1.7.2007	1546,0	2162,8	85,9	3,19	3,34	1,93
1.8.2007	1527,6	2190,2	86,1	3,18	3,34	1,94
1.9.2007	1510,6	2171,1	85,9	3,18	3,34	1,93
1.10.2007	1571,5	2218,8	86,4	3,20	3,35	1,94
1.11.2007	1569,6	2260,3	87,2	3,20	3,35	1,94
1.12.2007	1582,3	2308,7	87,6	3,20	3,36	1,94
1.1.2008	1612,7	2315,2	90,5	3,21	3,36	1,96
1.2.2008	1584,1	2332,7	90,6	3,20	3,37	1,96
1.3.2008	1611,7	2332,6	90,4	3,21	3,37	1,96
1.4.2008	1593,5	2371,5	90,8	3,20	3,38	1,96
1.5.2008	1616,9	2398,9	91,1	3,21	3,38	1,96
1.6.2008	1648,2	2382,7	91,3	3,22	3,38	1,96
1.7.2008	1659,9	2432,8	91,7	3,22	3,39	1,96
1.8.2008	1649,5	2468,2	91,5	3,22	3,39	1,96
1.9.2008	1680,5	2470,7	91,3	3,23	3,39	1,96
1.10.2008	1681,7	2510,3	91,4	3,23	3,40	1,96
1.11.2008	1700,9	2548,4	90,8	3,23	3,41	1,96
1.12.2008	1721,8	2633,9	90,5	3,24	3,42	1,96
1.1.2009	1709,1	2646,6	91,8	3,23	3,42	1,96
1.2.2009	1728,4	2660,3	91,8	3,24	3,42	1,96
1.3.2009	1733,5	2630,7	92,0	3,24	3,42	1,96
1.4.2009	1726,6	2655,2	91,9	3,24	3,42	1,96
1.5.2009	1732,2	2677,5	92,0	3,24	3,43	1,96
1.6.2009	1765,0	2623,4	92,0	3,25	3,42	1,96
1.7.2009	1743,7	2607,6	91,6	3,24	3,42	1,96
1.8.2009	1777,8	2602,2	91,5	3,25	3,42	1,96
1.9.2009	1764,2	2564,9	91,0	3,25	3,41	1,96
1.10.2009	1774,5	2593,5	90,9	3,25	3,41	1,96
1.11.2009	1824,3	2607,4	90,9	3,26	3,42	1,96
1.12.2009	1815,5	2649,5	91,0	3,26	3,42	1,96
1.1.2010	1808,2	2613,1	92,0	3,26	3,42	1,96
1.2.2010	1819,0	2604,6	92,1	3,26	3,42	1,96
1.3.2010	1847,1	2615,4	92,3	3,27	3,42	1,97
1.4.2010	1839,1	2658,4	92,7	3,26	3,42	1,97
1.5.2010	1935,6	2706,0	92,9	3,29	3,43	1,97
1.6.2010	1955,2	2699,7	92,8	3,29	3,43	1,97
1.7.2010	1978,8	2688,2	93,1	3,30	3,43	1,97
1.8.2010	2010,5	2676,3	92,9	3,30	3,43	1,97
1.9.2010	2023,1	2672,5	92,7	3,31	3,43	1,97
1.10.2010	2017,6	2674,3	92,4	3,30	3,43	1,97
1.11.2010	2042,6	2673,5	92,6	3,31	3,43	1,97
1.12.2010	2060,3	2708,0	93,1	3,31	3,43	1,97
1.1.2011	2060,5	2684,4	93,8	3,31	3,43	1,97
1.2.2011	2071,7	2687,6	93,9	3,32	3,43	1,97
1.3.2011	2063,7	2673,8	94,0	3,31	3,43	1,97
1.4.2011	2077,6	2704,4	94,2	3,32	3,43	1,97
1.5.2011	2102,5	2719,4	94,7	3,32	3,43	1,98
1.6.2011	2078,2	2690,1	94,7	3,32	3,43	1,98
1.7.2011	2091,5	2717,1	94,9	3,32	3,43	1,98
1.8.2011	2108,9	2708,0	94,8	3,32	3,43	1,98
1.9.2011	2115,8	2739,7	94,7	3,33	3,44	1,98
1.10.2011	2125,0	2745,3	94,9	3,33	3,44	1,98
1.11.2011	2147,1	2766,3	95,3	3,33	3,44	1,98
1.12.2011	2160,5	2818,7	95,7	3,33	3,45	1,98
1.1.2012	2168,3	2810,1	97,4	3,34	3,45	1,99
1.2.2012	2187,6	2836,9	97,6	3,34	3,45	1,99
1.3.2012	2171,3	2830,8	97,9	3,34	3,45	1,99
1.4.2012	2187,7	2853,2	97,9	3,34	3,46	1,99
1.5.2012	2227,0	2873,9	98,1	3,35	3,46	1,99
1.6.2012	2219,8	2869,6	98,3	3,35	3,46	1,99
1.7.2012	2261,6	2884,6	98,1	3,35	3,46	1,99
1.8.2012	2245,8	2878,0	98,1	3,35	3,46	1,99
1.9.2012	2239,4	2868,0	98,0	3,35	3,46	1,99
1.10.2012	2289,5	2901,3	98,3	3,36	3,46	1,99
1.11.2012	2298,1	2911,4	98,0	3,36	3,46	1,99
1.12.2012	2339,1	2949,6	98,0	3,37	3,47	1,99
1.1.2013	2346,6	2947,3	99,3	3,37	3,47	2,00

Rok	MZM v mld. Kč	M2 v mld. Kč	HICP index, 2015=100	MZM_log	M2_log	HICP_log
1.2.2013	2360,3	2965,0	99,3	3,37	3,47	2,00
1.3.2013	2357,8	2968,1	99,4	3,37	3,47	2,00
1.4.2013	2386,9	2983,3	99,6	3,38	3,47	2,00
1.5.2013	2397,1	2983,0	99,3	3,38	3,47	2,00
1.6.2013	2396,4	2981,4	99,8	3,38	3,47	2,00
1.7.2013	2435,8	3026,7	99,5	3,39	3,48	2,00
1.8.2013	2426,9	3011,8	99,3	3,39	3,48	2,00
1.9.2013	2430,5	3012,5	99,0	3,39	3,48	2,00
1.10.2013	2453,3	3027,6	99,1	3,39	3,48	2,00
1.11.2013	2491,9	3070,3	99,0	3,40	3,49	2,00
1.12.2013	2516,1	3097,9	99,5	3,40	3,49	2,00
1.1.2014	2514,6	3088,5	99,6	3,40	3,49	2,00
1.2.2014	2535,6	3116,6	99,6	3,40	3,49	2,00
1.3.2014	2548,6	3126,4	99,7	3,41	3,50	2,00
1.4.2014	2564,8	3148,0	99,7	3,41	3,50	2,00
1.5.2014	2600,1	3166,0	99,8	3,41	3,50	2,00
1.6.2014	2602,5	3142,2	99,8	3,42	3,50	2,00
1.7.2014	2634,1	3167,9	100,0	3,42	3,50	2,00
1.8.2014	2655,7	3169,1	100,0	3,42	3,50	2,00
1.9.2014	2671,0	3171,5	99,8	3,43	3,50	2,00
1.10.2014	2711,1	3202,0	99,9	3,43	3,51	2,00
1.11.2014	2745,8	3238,2	99,6	3,44	3,51	2,00
1.12.2014	2804,5	3301,2	99,5	3,45	3,52	2,00
1.1.2015	2773,9	3292,1	99,5	3,44	3,52	2,00
1.2.2015	2818,9	3330,0	99,6	3,45	3,52	2,00
1.3.2015	2829,6	3332,3	99,8	3,45	3,52	2,00
1.4.2015	2851,4	3368,2	100,2	3,46	3,53	2,00
1.5.2015	2900,2	3390,1	100,5	3,46	3,53	2,00
1.6.2015	2892,8	3377,5	100,7	3,46	3,53	2,00
1.7.2015	2921,6	3419,2	100,5	3,47	3,53	2,00
1.8.2015	2958,0	3430,2	100,2	3,47	3,54	2,00
1.9.2015	2990,8	3466,9	100,1	3,48	3,54	2,00
1.10.2015	3019,0	3502,8	100,0	3,48	3,54	2,00
1.11.2015	3081,7	3556,4	99,6	3,49	3,55	2,00
1.12.2015	3101,9	3578,0	99,4	3,49	3,55	2,00
1.1.2016	3111,8	3599,7	100,0	3,49	3,56	2,00
1.2.2016	3150,8	3622,8	100,1	3,50	3,56	2,00
1.3.2016	3169,9	3632,2	100,1	3,50	3,56	2,00
1.4.2016	3202,8	3661,7	100,7	3,51	3,56	2,00
1.5.2016	3261,8	3702,8	100,5	3,51	3,57	2,00
1.6.2016	3273,3	3690,1	100,6	3,51	3,57	2,00
1.7.2016	3298,1	3725,6	101,0	3,52	3,57	2,00
1.8.2016	3332,1	3744,8	100,8	3,52	3,57	2,00
1.9.2016	3346,7	3758,7	100,6	3,52	3,58	2,00
1.10.2016	3380,1	3784,0	100,8	3,53	3,58	2,00
1.11.2016	3449,5	3849,1	101,2	3,54	3,59	2,01
1.12.2016	3423,5	3813,0	101,5	3,53	3,58	2,01
1.1.2017	3496,5	3891,1	102,3	3,54	3,59	2,01

Pozn.

MZM_log logaritmus měnového agregátu MZM

M2_log logaritmus měnového agregátu M2

HICP_log logaritmus indexu HICP

Vstupni data USA

Rok	MZM v mld. USD	M2 v mld. USD	CPI	MZM_log	M2_log	CPI_log
1.1.1959	947,6	286,6	29,01	2,98	2,46	1,46
1.2.1959	951,7	287,7	29,00	2,98	2,46	1,46
1.3.1959	957,5	289,2	28,97	2,98	2,46	1,46
1.4.1959	959,6	290,1	28,98	2,98	2,46	1,46
1.5.1959	964,5	292,2	29,04	2,98	2,47	1,46
1.6.1959	968,4	294,1	29,11	2,99	2,47	1,46
1.7.1959	971,2	295,2	29,15	2,99	2,47	1,46
1.8.1959	974,0	296,4	29,18	2,99	2,47	1,47
1.9.1959	972,0	296,7	29,25	2,99	2,47	1,47
1.10.1959	968,3	296,5	29,35	2,99	2,47	1,47
1.11.1959	972,4	297,1	29,35	2,99	2,47	1,47
1.12.1959	973,8	297,8	29,41	2,99	2,47	1,47
1.1.1960	976,2	298,2	29,37	2,99	2,47	1,47
1.2.1960	975,9	298,5	29,41	2,99	2,47	1,47
1.3.1960	978,6	299,4	29,41	2,99	2,48	1,47
1.4.1960	976,0	300,1	29,54	2,99	2,48	1,47
1.5.1960	977,7	300,9	29,57	2,99	2,48	1,47
1.6.1960	980,1	302,3	29,61	2,99	2,48	1,47
1.7.1960	987,1	304,1	29,55	2,99	2,48	1,47
1.8.1960	993,6	306,9	29,61	3,00	2,49	1,47
1.9.1960	998,0	308,4	29,61	3,00	2,49	1,47
1.10.1960	996,3	309,5	29,75	3,00	2,49	1,47
1.11.1960	1001,3	310,9	29,78	3,00	2,49	1,47
1.12.1960	1006,0	312,4	29,81	3,00	2,49	1,47
1.1.1961	1009,7	314,1	29,84	3,00	2,50	1,47
1.2.1961	1016,8	316,5	29,84	3,01	2,50	1,47
1.3.1961	1022,8	318,3	29,84	3,01	2,50	1,47
1.4.1961	1028,2	319,9	29,81	3,01	2,51	1,47
1.5.1961	1032,8	322,2	29,84	3,01	2,51	1,47
1.6.1961	1038,5	324,3	29,84	3,02	2,51	1,47
1.7.1961	1039,1	325,6	29,92	3,02	2,51	1,48
1.8.1961	1044,1	327,6	29,94	3,02	2,52	1,48
1.9.1961	1047,7	329,5	29,98	3,02	2,52	1,48
1.10.1961	1052,7	331,1	29,98	3,02	2,52	1,48
1.11.1961	1062,4	333,4	29,98	3,03	2,52	1,48
1.12.1961	1068,6	335,5	30,01	3,03	2,53	1,48
1.1.1962	1071,6	337,5	30,04	3,03	2,53	1,48
1.2.1962	1074,7	340,1	30,11	3,03	2,53	1,48
1.3.1962	1079,5	343,1	30,17	3,03	2,54	1,48
1.4.1962	1083,7	345,5	30,21	3,03	2,54	1,48
1.5.1962	1089,0	347,5	30,24	3,04	2,54	1,48
1.6.1962	1094,7	349,3	30,21	3,04	2,54	1,48
1.7.1962	1098,3	350,8	30,22	3,04	2,55	1,48
1.8.1962	1101,7	352,8	30,28	3,04	2,55	1,48
1.9.1962	1101,6	354,9	30,42	3,04	2,55	1,48
1.10.1962	1109,3	357,2	30,38	3,05	2,55	1,48
1.11.1962	1119,2	359,8	30,38	3,05	2,56	1,48
1.12.1962	1127,7	362,7	30,38	3,05	2,56	1,48
1.1.1963	1132,1	365,2	30,44	3,05	2,56	1,48
1.2.1963	1138,5	367,9	30,48	3,06	2,57	1,48
1.3.1963	1144,9	370,7	30,51	3,06	2,57	1,48
1.4.1963	1152,6	373,3	30,48	3,06	2,57	1,48
1.5.1963	1159,3	376,1	30,51	3,06	2,58	1,48
1.6.1963	1161,7	378,4	30,61	3,07	2,58	1,49
1.7.1963	1166,2	381,1	30,69	3,07	2,58	1,49
1.8.1963	1169,4	383,6	30,75	3,07	2,58	1,49
1.9.1963	1176,4	386,0	30,72	3,07	2,59	1,49
1.10.1963	1180,2	388,3	30,75	3,07	2,59	1,49
1.11.1963	1189,7	391,5	30,78	3,08	2,59	1,49
1.12.1963	1190,7	393,2	30,88	3,08	2,59	1,49
1.1.1964	1193,6	395,2	30,94	3,08	2,60	1,49
1.2.1964	1201,9	397,6	30,91	3,08	2,60	1,49
1.3.1964	1206,9	399,8	30,94	3,08	2,60	1,49
1.4.1964	1212,0	401,7	30,95	3,08	2,60	1,49
1.5.1964	1218,2	404,2	30,98	3,09	2,61	1,49
1.6.1964	1224,8	407,1	31,01	3,09	2,61	1,49
1.7.1964	1232,4	410,1	31,02	3,09	2,61	1,49
1.8.1964	1240,6	413,4	31,05	3,09	2,62	1,49

Rok	MZM v mld. USD	M2 v mld. USD	CPI	MZM_log	M2_log	CPI_log
1.9.1964	1249,0	416,9	31,08	3,10	2,62	1,49
1.10.1964	1253,5	419,1	31,12	3,10	2,62	1,49
1.11.1964	1259,5	422,0	31,21	3,10	2,63	1,49
1.12.1964	1265,6	424,7	31,25	3,10	2,63	1,49
1.1.1965	1271,1	427,5	31,28	3,10	2,63	1,50
1.2.1965	1277,8	430,4	31,28	3,11	2,63	1,50
1.3.1965	1284,3	433,2	31,31	3,11	2,64	1,50
1.4.1965	1287,4	435,4	31,38	3,11	2,64	1,50
1.5.1965	1287,5	437,1	31,48	3,11	2,64	1,50
1.6.1965	1290,4	440,1	31,61	3,11	2,64	1,50
1.7.1965	1298,6	442,9	31,58	3,11	2,65	1,50
1.8.1965	1307,8	445,8	31,55	3,12	2,65	1,50
1.9.1965	1314,7	449,5	31,62	3,12	2,65	1,50
1.10.1965	1321,6	452,6	31,65	3,12	2,66	1,50
1.11.1965	1327,6	455,7	31,75	3,12	2,66	1,50
1.12.1965	1333,4	459,2	31,85	3,12	2,66	1,50
1.1.1966	1338,5	462,0	31,88	3,13	2,66	1,50
1.2.1966	1333,9	464,6	32,08	3,13	2,67	1,51
1.3.1966	1331,9	467,2	32,18	3,12	2,67	1,51
1.4.1966	1325,6	469,3	32,28	3,12	2,67	1,51
1.5.1966	1318,4	470,1	32,35	3,12	2,67	1,51
1.6.1966	1316,6	471,2	32,38	3,12	2,67	1,51
1.7.1966	1308,5	470,9	32,45	3,12	2,67	1,51
1.8.1966	1298,9	472,6	32,65	3,11	2,67	1,51
1.9.1966	1297,7	475,4	32,75	3,11	2,68	1,52
1.10.1966	1288,6	475,7	32,85	3,11	2,68	1,52
1.11.1966	1289,2	477,3	32,88	3,11	2,68	1,52
1.12.1966	1291,6	480,2	32,92	3,11	2,68	1,52
1.1.1967	1290,3	481,6	32,90	3,11	2,68	1,52
1.2.1967	1290,3	485,1	33,00	3,11	2,69	1,52
1.3.1967	1299,4	489,7	33,00	3,11	2,69	1,52
1.4.1967	1297,0	492,1	33,10	3,11	2,69	1,52
1.5.1967	1306,3	497,2	33,10	3,12	2,70	1,52
1.6.1967	1307,2	502,0	33,30	3,12	2,70	1,52
1.7.1967	1310,2	506,3	33,40	3,12	2,70	1,52
1.8.1967	1314,9	510,8	33,50	3,12	2,71	1,53
1.9.1967	1317,6	514,7	33,60	3,12	2,71	1,53
1.10.1967	1318,4	518,2	33,70	3,12	2,71	1,53
1.11.1967	1315,0	521,2	33,90	3,12	2,72	1,53
1.12.1967	1314,7	524,8	34,00	3,12	2,72	1,53
1.1.1968	1312,6	527,4	34,10	3,12	2,72	1,53
1.2.1968	1310,5	530,4	34,20	3,12	2,72	1,53
1.3.1968	1311,4	533,2	34,30	3,12	2,73	1,54
1.4.1968	1310,5	535,7	34,40	3,12	2,73	1,54
1.5.1968	1311,3	538,9	34,50	3,12	2,73	1,54
1.6.1968	1309,5	542,6	34,70	3,12	2,73	1,54
1.7.1968	1304,0	545,6	34,90	3,12	2,74	1,54
1.8.1968	1306,0	549,4	35,00	3,12	2,74	1,54
1.9.1968	1308,5	553,6	35,10	3,12	2,74	1,55
1.10.1968	1305,1	557,6	35,30	3,12	2,75	1,55
1.11.1968	1309,0	562,4	35,40	3,12	2,75	1,55
1.12.1968	1309,8	566,8	35,60	3,12	2,75	1,55
1.1.1969	1309,2	569,3	35,70	3,12	2,76	1,55
1.2.1969	1305,9	571,9	35,80	3,12	2,76	1,55
1.3.1969	1299,2	574,4	36,10	3,11	2,76	1,56
1.4.1969	1290,9	575,7	36,30	3,11	2,76	1,56
1.5.1969	1286,0	576,5	36,40	3,11	2,76	1,56
1.6.1969	1282,0	578,5	36,60	3,11	2,76	1,56
1.7.1969	1270,9	579,5	36,80	3,10	2,76	1,57
1.8.1969	1263,4	580,1	36,90	3,10	2,76	1,57
1.9.1969	1258,0	582,1	37,10	3,10	2,76	1,57
1.10.1969	1250,4	583,4	37,30	3,10	2,77	1,57
1.11.1969	1245,1	585,4	37,50	3,10	2,77	1,57
1.12.1969	1240,1	587,9	37,70	3,09	2,77	1,58
1.1.1970	1237,5	589,6	37,90	3,09	2,77	1,58
1.2.1970	1214,7	586,3	38,10	3,08	2,77	1,58
1.3.1970	1201,6	587,3	38,30	3,08	2,77	1,58
1.4.1970	1189,9	588,4	38,50	3,08	2,77	1,59
1.5.1970	1184,7	591,5	38,60	3,07	2,77	1,59
1.6.1970	1180,4	595,2	38,80	3,07	2,77	1,59
1.7.1970	1181,2	599,1	38,90	3,07	2,78	1,59

Rok	MZM v mld. USD	M2 v mld. USD	CPI	MZM_log	M2_log	CPI_log
1.8.1970	1186,9	604,9	39,00	3,07	2,78	1,59
1.9.1970	1191,1	611,2	39,20	3,08	2,79	1,59
1.10.1970	1192,6	616,4	39,40	3,08	2,79	1,60
1.11.1970	1192,9	621,1	39,60	3,08	2,79	1,60
1.12.1970	1194,2	626,5	39,80	3,08	2,80	1,60
1.1.1971	1200,8	632,9	39,90	3,08	2,80	1,60
1.2.1971	1211,8	641,0	39,90	3,08	2,81	1,60
1.3.1971	1220,5	649,9	40,00	3,09	2,81	1,60
1.4.1971	1228,4	658,4	40,10	3,09	2,82	1,60
1.5.1971	1235,0	666,7	40,30	3,09	2,82	1,61
1.6.1971	1238,8	673,0	40,50	3,09	2,83	1,61
1.7.1971	1245,3	679,6	40,60	3,10	2,83	1,61
1.8.1971	1250,4	685,5	40,70	3,10	2,84	1,61
1.9.1971	1256,1	692,5	40,80	3,10	2,84	1,61
1.10.1971	1260,1	698,4	40,90	3,10	2,84	1,61
1.11.1971	1263,4	704,6	41,00	3,10	2,85	1,61
1.12.1971	1266,7	710,3	41,10	3,10	2,85	1,61
1.1.1972	1273,5	717,7	41,20	3,10	2,86	1,61
1.2.1972	1279,0	725,7	41,40	3,11	2,86	1,62
1.3.1972	1289,4	733,5	41,40	3,11	2,87	1,62
1.4.1972	1293,3	738,4	41,50	3,11	2,87	1,62
1.5.1972	1294,5	743,3	41,60	3,11	2,87	1,62
1.6.1972	1298,8	749,7	41,70	3,11	2,87	1,62
1.7.1972	1307,4	759,5	41,80	3,12	2,88	1,62
1.8.1972	1317,7	768,7	41,90	3,12	2,89	1,62
1.9.1972	1324,0	778,3	42,10	3,12	2,89	1,62
1.10.1972	1330,8	786,9	42,20	3,12	2,90	1,63
1.11.1972	1333,7	793,9	42,40	3,13	2,90	1,63
1.12.1972	1342,8	802,3	42,50	3,13	2,90	1,63
1.1.1973	1344,5	810,3	42,70	3,13	2,91	1,63
1.2.1973	1337,7	814,1	43,00	3,13	2,91	1,63
1.3.1973	1325,3	815,3	43,40	3,12	2,91	1,64
1.4.1973	1319,2	819,7	43,70	3,12	2,91	1,64
1.5.1973	1321,2	826,8	43,90	3,12	2,92	1,64
1.6.1973	1319,7	833,3	44,20	3,12	2,92	1,65
1.7.1973	1323,3	836,5	44,20	3,12	2,92	1,65
1.8.1973	1297,1	838,8	45,00	3,11	2,92	1,65
1.9.1973	1289,6	839,3	45,20	3,11	2,92	1,66
1.10.1973	1281,8	842,6	45,60	3,11	2,93	1,66
1.11.1973	1278,6	848,9	45,90	3,11	2,93	1,66
1.12.1973	1273,7	855,5	46,30	3,11	2,93	1,67
1.1.1974	1263,9	859,7	46,80	3,10	2,93	1,67
1.2.1974	1254,1	864,2	47,30	3,10	2,94	1,67
1.3.1974	1246,0	870,1	47,80	3,10	2,94	1,68
1.4.1974	1241,2	872,9	48,10	3,09	2,94	1,68
1.5.1974	1229,6	874,6	48,60	3,09	2,94	1,69
1.6.1974	1222,9	877,8	49,00	3,09	2,94	1,69
1.7.1974	1220,1	881,4	49,30	3,09	2,95	1,69
1.8.1974	1208,0	884,1	49,90	3,08	2,95	1,70
1.9.1974	1194,7	887,9	50,60	3,08	2,95	1,70
1.10.1974	1191,6	893,3	51,00	3,08	2,95	1,71
1.11.1974	1187,2	898,6	51,50	3,07	2,95	1,71
1.12.1974	1183,8	902,1	51,90	3,07	2,96	1,72
1.1.1975	1179,5	906,3	52,30	3,07	2,96	1,72
1.2.1975	1181,2	914,1	52,60	3,07	2,96	1,72
1.3.1975	1188,4	925,0	52,80	3,07	2,97	1,72
1.4.1975	1193,2	935,1	53,00	3,08	2,97	1,72
1.5.1975	1207,0	947,9	53,10	3,08	2,98	1,73
1.6.1975	1216,8	963,0	53,50	3,09	2,98	1,73
1.7.1975	1217,2	975,1	54,00	3,09	2,99	1,73
1.8.1975	1219,9	983,1	54,20	3,09	2,99	1,73
1.9.1975	1220,1	991,5	54,60	3,09	3,00	1,74
1.10.1975	1218,2	997,8	54,90	3,09	3,00	1,74
1.11.1975	1219,3	1006,9	55,30	3,09	3,00	1,74
1.12.1975	1220,9	1016,2	55,60	3,09	3,01	1,75
1.1.1976	1228,5	1026,6	55,80	3,09	3,01	1,75
1.2.1976	1245,1	1040,3	55,90	3,10	3,02	1,75
1.3.1976	1256,8	1050,0	56,00	3,10	3,02	1,75
1.4.1976	1267,2	1060,8	56,10	3,10	3,03	1,75
1.5.1976	1270,7	1072,1	56,40	3,10	3,03	1,75
1.6.1976	1267,4	1077,6	56,70	3,10	3,03	1,75

Rok	MZM v mld. USD	M2 v mld. USD	CPI	MZM_log	M2_log	CPI_log
1.7.1976	1268,4	1086,3	57,00	3,10	3,04	1,76
1.8.1976	1273,8	1098,7	57,30	3,11	3,04	1,76
1.9.1976	1276,9	1110,8	57,60	3,11	3,05	1,76
1.10.1976	1285,3	1125,0	57,90	3,11	3,05	1,76
1.11.1976	1296,2	1138,2	58,10	3,11	3,06	1,76
1.12.1976	1304,6	1152,0	58,40	3,12	3,06	1,77
1.1.1977	1311,4	1165,2	58,70	3,12	3,07	1,77
1.2.1977	1311,0	1177,6	59,30	3,12	3,07	1,77
1.3.1977	1313,3	1188,5	59,60	3,12	3,07	1,78
1.4.1977	1314,0	1199,6	60,00	3,12	3,08	1,78
1.5.1977	1315,9	1209,0	60,20	3,12	3,08	1,78
1.6.1977	1315,0	1217,8	60,50	3,12	3,09	1,78
1.7.1977	1315,8	1226,7	60,80	3,12	3,09	1,78
1.8.1977	1319,6	1237,0	61,10	3,12	3,09	1,79
1.9.1977	1324,0	1246,2	61,30	3,12	3,10	1,79
1.10.1977	1324,7	1254,0	61,60	3,12	3,10	1,79
1.11.1977	1325,5	1262,4	62,00	3,12	3,10	1,79
1.12.1977	1325,5	1270,3	62,30	3,12	3,10	1,79
1.1.1978	1327,1	1279,7	62,70	3,12	3,11	1,80
1.2.1978	1325,4	1285,5	63,00	3,12	3,11	1,80
1.3.1978	1322,2	1292,2	63,40	3,12	3,11	1,80
1.4.1978	1318,8	1300,4	63,90	3,12	3,11	1,81
1.5.1978	1316,6	1310,5	64,50	3,12	3,12	1,81
1.6.1978	1308,3	1318,5	65,00	3,12	3,12	1,81
1.7.1978	1293,7	1324,1	65,50	3,11	3,12	1,82
1.8.1978	1290,1	1333,5	65,90	3,11	3,12	1,82
1.9.1978	1284,7	1345,0	66,50	3,11	3,13	1,82
1.10.1978	1273,2	1352,3	67,10	3,10	3,13	1,83
1.11.1978	1262,8	1359,1	67,50	3,10	3,13	1,83
1.12.1978	1249,6	1366,0	67,90	3,10	3,14	1,83
1.1.1979	1229,2	1371,6	68,50	3,09	3,14	1,84
1.2.1979	1212,4	1377,8	69,20	3,08	3,14	1,84
1.3.1979	1202,0	1387,8	69,90	3,08	3,14	1,84
1.4.1979	1195,5	1402,1	70,60	3,08	3,15	1,85
1.5.1979	1183,5	1410,2	71,40	3,07	3,15	1,85
1.6.1979	1179,9	1423,0	72,20	3,07	3,15	1,86
1.7.1979	1176,8	1434,8	73,00	3,07	3,16	1,86
1.8.1979	1173,1	1446,6	73,70	3,07	3,16	1,87
1.9.1979	1160,8	1454,1	74,40	3,06	3,16	1,87
1.10.1979	1141,2	1460,4	75,20	3,06	3,16	1,88
1.11.1979	1118,3	1465,9	76,00	3,05	3,17	1,88
1.12.1979	1105,1	1473,7	76,90	3,04	3,17	1,89
1.1.1980	1092,8	1482,7	78,00	3,04	3,17	1,89
1.2.1980	1083,5	1494,6	79,00	3,03	3,17	1,90
1.3.1980	1056,3	1499,8	80,10	3,02	3,18	1,90
1.4.1980	1022,6	1502,2	80,90	3,01	3,18	1,91
1.5.1980	1016,2	1512,3	81,70	3,01	3,18	1,91
1.6.1980	1031,6	1529,2	82,50	3,01	3,18	1,92
1.7.1980	1057,3	1545,5	82,60	3,02	3,19	1,92
1.8.1980	1072,2	1561,5	83,20	3,03	3,19	1,92
1.9.1980	1074,3	1574,0	83,90	3,03	3,20	1,92
1.10.1980	1069,9	1584,8	84,70	3,03	3,20	1,93
1.11.1980	1055,3	1595,8	85,60	3,02	3,20	1,93
1.12.1980	1027,0	1599,8	86,40	3,01	3,20	1,94
1.1.1981	1003,6	1606,9	87,20	3,00	3,21	1,94
1.2.1981	999,7	1618,7	88,00	3,00	3,21	1,94
1.3.1981	1007,6	1636,6	88,60	3,00	3,21	1,95
1.4.1981	1026,9	1659,2	89,10	3,01	3,22	1,95
1.5.1981	1016,4	1664,2	89,70	3,01	3,22	1,95
1.6.1981	1004,3	1670,3	90,50	3,00	3,22	1,96
1.7.1981	1005,5	1681,9	91,50	3,00	3,23	1,96
1.8.1981	1001,4	1694,3	92,20	3,00	3,23	1,96
1.9.1981	999,6	1706,0	93,10	3,00	3,23	1,97
1.10.1981	1004,8	1721,8	93,40	3,00	3,24	1,97
1.11.1981	1013,4	1736,1	93,80	3,01	3,24	1,97
1.12.1981	1031,5	1755,5	94,10	3,01	3,24	1,97
1.1.1982	1041,9	1770,4	94,40	3,02	3,25	1,97
1.2.1982	1032,0	1774,5	94,70	3,01	3,25	1,98
1.3.1982	1033,7	1786,5	94,70	3,01	3,25	1,98
1.4.1982	1038,8	1803,9	95,00	3,02	3,26	1,98
1.5.1982	1035,8	1815,4	95,90	3,02	3,26	1,98

Rok	MZM v mld. USD	M2 v mld. USD	CPI	MZM_log	M2_log	CPI_log
1.6.1982	1031,1	1826,0	97,00	3,01	3,26	1,99
1.7.1982	1025,0	1831,5	97,50	3,01	3,26	1,99
1.8.1982	1040,4	1845,2	97,70	3,02	3,27	1,99
1.9.1982	1054,4	1858,4	97,70	3,02	3,27	1,99
1.10.1982	1069,4	1869,7	98,10	3,03	3,27	1,99
1.11.1982	1088,7	1883,7	98,00	3,04	3,28	1,99
1.12.1982	1129,8	1905,9	97,70	3,05	3,28	1,99
1.1.1983	1238,1	1959,4	97,90	3,09	3,29	1,99
1.2.1983	1315,2	1996,8	98,00	3,12	3,30	1,99
1.3.1983	1349,7	2015,2	98,10	3,13	3,30	1,99
1.4.1983	1356,8	2028,6	98,80	3,13	3,31	1,99
1.5.1983	1371,0	2043,1	99,20	3,14	3,31	2,00
1.6.1983	1378,7	2053,5	99,40	3,14	3,31	2,00
1.7.1983	1375,8	2064,8	99,80	3,14	3,31	2,00
1.8.1983	1371,5	2074,0	100,10	3,14	3,32	2,00
1.9.1983	1368,3	2083,2	100,40	3,14	3,32	2,00
1.10.1983	1366,3	2099,3	100,80	3,14	3,32	2,00
1.11.1983	1362,3	2112,3	101,10	3,13	3,32	2,00
1.12.1983	1361,2	2123,5	101,40	3,13	3,33	2,01
1.1.1984	1358,0	2138,2	102,10	3,13	3,33	2,01
1.2.1984	1364,0	2158,2	102,60	3,13	3,33	2,01
1.3.1984	1372,3	2175,2	102,90	3,14	3,34	2,01
1.4.1984	1377,7	2191,7	103,30	3,14	3,34	2,01
1.5.1984	1379,2	2204,1	103,50	3,14	3,34	2,01
1.6.1984	1378,5	2215,1	103,70	3,14	3,35	2,02
1.7.1984	1370,8	2223,5	104,10	3,14	3,35	2,02
1.8.1984	1359,8	2230,4	104,40	3,13	3,35	2,02
1.9.1984	1358,5	2244,4	104,70	3,13	3,35	2,02
1.10.1984	1367,5	2258,9	105,10	3,14	3,35	2,02
1.11.1984	1385,0	2281,4	105,30	3,14	3,36	2,02
1.12.1984	1406,3	2306,4	105,50	3,15	3,36	2,02
1.1.1985	1431,0	2332,4	105,70	3,16	3,37	2,02
1.2.1985	1445,2	2354,1	106,30	3,16	3,37	2,03
1.3.1985	1449,2	2366,2	106,80	3,16	3,37	2,03
1.4.1985	1453,8	2375,4	107,00	3,16	3,38	2,03
1.5.1985	1463,9	2389,5	107,20	3,17	3,38	2,03
1.6.1985	1484,6	2412,6	107,50	3,17	3,38	2,03
1.7.1985	1497,2	2429,5	107,70	3,18	3,39	2,03
1.8.1985	1511,2	2444,0	107,90	3,18	3,39	2,03
1.9.1985	1520,4	2456,4	108,10	3,18	3,39	2,03
1.10.1985	1525,9	2468,0	108,50	3,18	3,39	2,04
1.11.1985	1527,2	2477,8	109,00	3,18	3,39	2,04
1.12.1985	1530,1	2492,1	109,50	3,18	3,40	2,04
1.1.1986	1531,8	2502,1	109,90	3,19	3,40	2,04
1.2.1986	1543,8	2512,9	109,70	3,19	3,40	2,04
1.3.1986	1571,0	2533,1	109,10	3,20	3,40	2,04
1.4.1986	1603,4	2557,8	108,70	3,21	3,41	2,04
1.5.1986	1629,3	2584,8	109,00	3,21	3,41	2,04
1.6.1986	1646,8	2605,0	109,40	3,22	3,42	2,04
1.7.1986	1668,9	2626,6	109,50	3,22	3,42	2,04
1.8.1986	1692,4	2646,5	109,60	3,23	3,42	2,04
1.9.1986	1712,5	2667,8	110,00	3,23	3,43	2,04
1.10.1986	1734,2	2687,4	110,20	3,24	3,43	2,04
1.11.1986	1748,6	2701,3	110,40	3,24	3,43	2,04
1.12.1986	1769,3	2728,0	110,80	3,25	3,44	2,04
1.1.1987	1775,1	2743,9	111,40	3,25	3,44	2,05
1.2.1987	1776,4	2747,5	111,80	3,25	3,44	2,05
1.3.1987	1778,5	2753,7	112,20	3,25	3,44	2,05
1.4.1987	1784,9	2767,7	112,70	3,25	3,44	2,05
1.5.1987	1784,1	2772,9	113,00	3,25	3,44	2,05
1.6.1987	1773,3	2774,6	113,50	3,25	3,44	2,05
1.7.1987	1766,4	2779,0	113,80	3,25	3,44	2,06
1.8.1987	1760,1	2788,2	114,30	3,25	3,45	2,06
1.9.1987	1755,7	2799,5	114,70	3,24	3,45	2,06
1.10.1987	1755,2	2814,8	115,00	3,24	3,45	2,06
1.11.1987	1740,8	2818,9	115,40	3,24	3,45	2,06
1.12.1987	1733,9	2826,4	115,60	3,24	3,45	2,06
1.1.1988	1738,1	2847,4	116,00	3,24	3,45	2,06
1.2.1988	1743,5	2870,4	116,20	3,24	3,46	2,07
1.3.1988	1747,0	2890,7	116,50	3,24	3,46	2,07
1.4.1988	1744,9	2910,7	117,20	3,24	3,46	2,07

Rok	MZM v mld. USD	M2 v mld. USD	CPI	MZM_log	M2_log	CPI_log
1.5.1988	1747,0	2926,0	117,50	3,24	3,47	2,07
1.6.1988	1744,1	2938,4	118,00	3,24	3,47	2,07
1.7.1988	1738,1	2947,2	118,50	3,24	3,47	2,07
1.8.1988	1727,6	2952,0	119,00	3,24	3,47	2,08
1.9.1988	1715,1	2956,9	119,50	3,23	3,47	2,08
1.10.1988	1706,3	2965,3	119,90	3,23	3,47	2,08
1.11.1988	1705,7	2980,2	120,30	3,23	3,47	2,08
1.12.1988	1699,6	2988,2	120,70	3,23	3,48	2,08
1.1.1989	1684,2	2991,7	121,20	3,23	3,48	2,08
1.2.1989	1668,8	2992,2	121,60	3,22	3,48	2,08
1.3.1989	1657,3	2999,7	122,20	3,22	3,48	2,09
1.4.1989	1638,1	3006,0	123,10	3,21	3,48	2,09
1.5.1989	1622,5	3011,6	123,70	3,21	3,48	2,09
1.6.1989	1623,0	3027,9	124,10	3,21	3,48	2,09
1.7.1989	1633,2	3052,4	124,50	3,21	3,48	2,10
1.8.1989	1647,2	3074,4	124,50	3,22	3,49	2,10
1.9.1989	1656,4	3092,5	124,80	3,22	3,49	2,10
1.10.1989	1663,3	3114,1	125,40	3,22	3,49	2,10
1.11.1989	1670,4	3133,0	125,90	3,22	3,50	2,10
1.12.1989	1678,1	3152,3	126,30	3,22	3,50	2,10
1.1.1990	1674,7	3166,4	127,50	3,22	3,50	2,11
1.2.1990	1676,5	3178,7	128,00	3,22	3,50	2,11
1.3.1990	1677,0	3189,6	128,60	3,22	3,50	2,11
1.4.1990	1681,5	3201,1	128,90	3,23	3,51	2,11
1.5.1990	1677,6	3200,0	129,10	3,22	3,51	2,11
1.6.1990	1676,1	3213,0	129,90	3,22	3,51	2,11
1.7.1990	1675,8	3223,7	130,50	3,22	3,51	2,12
1.8.1990	1675,8	3241,1	131,60	3,22	3,51	2,12
1.9.1990	1676,8	3253,7	132,50	3,22	3,51	2,12
1.10.1990	1671,0	3258,3	133,40	3,22	3,51	2,13
1.11.1990	1669,9	3261,6	133,70	3,22	3,51	2,13
1.12.1990	1672,7	3270,7	134,20	3,22	3,51	2,13
1.1.1991	1682,9	3286,4	134,70	3,23	3,52	2,13
1.2.1991	1700,2	3303,0	134,80	3,23	3,52	2,13
1.3.1991	1718,5	3320,3	134,80	3,24	3,52	2,13
1.4.1991	1731,2	3330,7	135,10	3,24	3,52	2,13
1.5.1991	1741,5	3341,2	135,60	3,24	3,52	2,13
1.6.1991	1751,5	3350,1	136,00	3,24	3,53	2,13
1.7.1991	1759,2	3354,1	136,20	3,25	3,53	2,13
1.8.1991	1761,8	3352,9	136,60	3,25	3,53	2,14
1.9.1991	1766,1	3352,8	137,00	3,25	3,53	2,14
1.10.1991	1782,4	3357,9	137,20	3,25	3,53	2,14
1.11.1991	1793,9	3363,3	137,80	3,25	3,53	2,14
1.12.1991	1810,7	3370,0	138,20	3,26	3,53	2,14
1.1.1992	1834,8	3378,7	138,30	3,26	3,53	2,14
1.2.1992	1865,7	3397,4	138,60	3,27	3,53	2,14
1.3.1992	1877,1	3401,4	139,10	3,27	3,53	2,14
1.4.1992	1885,7	3397,1	139,40	3,28	3,53	2,14
1.5.1992	1898,7	3395,9	139,70	3,28	3,53	2,15
1.6.1992	1903,4	3390,8	140,10	3,28	3,53	2,15
1.7.1992	1912,5	3391,1	140,50	3,28	3,53	2,15
1.8.1992	1927,9	3396,0	140,80	3,29	3,53	2,15
1.9.1992	1941,3	3407,5	141,10	3,29	3,53	2,15
1.10.1992	1946,4	3420,9	141,70	3,29	3,53	2,15
1.11.1992	1952,4	3423,6	142,10	3,29	3,53	2,15
1.12.1992	1952,1	3421,9	142,30	3,29	3,53	2,15
1.1.1993	1944,5	3416,1	142,80	3,29	3,53	2,15
1.2.1993	1946,2	3411,4	143,10	3,29	3,53	2,16
1.3.1993	1947,9	3408,7	143,30	3,29	3,53	2,16
1.4.1993	1945,6	3408,3	143,80	3,29	3,53	2,16
1.5.1993	1966,2	3433,9	144,20	3,29	3,54	2,16
1.6.1993	1971,8	3439,3	144,30	3,29	3,54	2,16
1.7.1993	1973,4	3438,9	144,50	3,30	3,54	2,16
1.8.1993	1976,7	3442,5	144,80	3,30	3,54	2,16
1.9.1993	1983,3	3449,1	145,00	3,30	3,54	2,16
1.10.1993	1983,2	3453,4	145,60	3,30	3,54	2,16
1.11.1993	1991,6	3466,8	146,00	3,30	3,54	2,16
1.12.1993	1995,6	3471,3	146,30	3,30	3,54	2,17
1.1.1994	1997,5	3471,4	146,30	3,30	3,54	2,17
1.2.1994	1988,4	3472,1	146,70	3,30	3,54	2,17
1.3.1994	1991,0	3476,5	147,10	3,30	3,54	2,17

Rok	MZM v mld. USD	M2 v mld. USD	CPI	MZM_log	M2_log	CPI_log
1.4.1994	1994,7	3477,4	147,20	3,30	3,54	2,17
1.5.1994	1993,7	3486,7	147,50	3,30	3,54	2,17
1.6.1994	1977,6	3475,3	147,90	3,30	3,54	2,17
1.7.1994	1973,9	3483,7	148,40	3,30	3,54	2,17
1.8.1994	1960,3	3481,1	149,00	3,29	3,54	2,17
1.9.1994	1952,2	3481,4	149,30	3,29	3,54	2,17
1.10.1994	1947,9	3479,5	149,40	3,29	3,54	2,17
1.11.1994	1938,6	3482,4	149,80	3,29	3,54	2,18
1.12.1994	1927,7	3481,3	150,10	3,29	3,54	2,18
1.1.1995	1919,7	3486,9	150,50	3,28	3,54	2,18
1.2.1995	1897,2	3484,2	150,90	3,28	3,54	2,18
1.3.1995	1885,1	3485,4	151,20	3,28	3,54	2,18
1.4.1995	1876,1	3493,3	151,80	3,27	3,54	2,18
1.5.1995	1884,4	3518,1	152,10	3,28	3,55	2,18
1.6.1995	1899,3	3542,7	152,40	3,28	3,55	2,18
1.7.1995	1909,8	3560,9	152,60	3,28	3,55	2,18
1.8.1995	1918,6	3582,4	152,90	3,28	3,55	2,18
1.9.1995	1924,8	3595,5	153,10	3,28	3,56	2,18
1.10.1995	1927,6	3606,5	153,50	3,29	3,56	2,19
1.11.1995	1929,1	3612,9	153,70	3,29	3,56	2,19
1.12.1995	1933,6	3622,7	153,90	3,29	3,56	2,19
1.1.1996	1938,1	3641,0	154,70	3,29	3,56	2,19
1.2.1996	1947,2	3655,1	155,00	3,29	3,56	2,19
1.3.1996	1962,5	3680,1	155,50	3,29	3,57	2,19
1.4.1996	1962,5	3690,6	156,10	3,29	3,57	2,19
1.5.1996	1967,1	3701,7	156,40	3,29	3,57	2,19
1.6.1996	1976,0	3714,9	156,70	3,30	3,57	2,20
1.7.1996	1985,5	3729,5	157,00	3,30	3,57	2,20
1.8.1996	1988,7	3736,4	157,20	3,30	3,57	2,20
1.9.1996	1990,0	3745,7	157,70	3,30	3,57	2,20
1.10.1996	1992,3	3762,9	158,20	3,30	3,58	2,20
1.11.1996	2000,3	3782,0	158,70	3,30	3,58	2,20
1.12.1996	2011,8	3802,1	159,10	3,30	3,58	2,20
1.1.1997	2017,8	3816,1	159,40	3,30	3,58	2,20
1.2.1997	2025,8	3827,9	159,70	3,31	3,58	2,20
1.3.1997	2038,9	3842,9	159,80	3,31	3,58	2,20
1.4.1997	2046,9	3858,5	159,90	3,31	3,59	2,20
1.5.1997	2054,6	3870,0	159,90	3,31	3,59	2,20
1.6.1997	2064,1	3886,8	160,20	3,31	3,59	2,20
1.7.1997	2076,0	3904,5	160,40	3,32	3,59	2,21
1.8.1997	2094,3	3938,4	160,80	3,32	3,60	2,21
1.9.1997	2104,8	3954,0	161,20	3,32	3,60	2,21
1.10.1997	2115,6	3973,1	161,50	3,33	3,60	2,21
1.11.1997	2128,3	3995,6	161,70	3,33	3,60	2,21
1.12.1997	2143,7	4013,8	161,80	3,33	3,60	2,21
1.1.1998	2159,9	4036,9	162,00	3,33	3,61	2,21
1.2.1998	2183,1	4069,4	162,00	3,34	3,61	2,21
1.3.1998	2204,0	4095,0	162,00	3,34	3,61	2,21
1.4.1998	2226,8	4120,6	162,20	3,35	3,61	2,21
1.5.1998	2245,0	4144,1	162,60	3,35	3,62	2,21
1.6.1998	2263,5	4163,8	162,80	3,35	3,62	2,21
1.7.1998	2275,5	4183,7	163,20	3,36	3,62	2,21
1.8.1998	2299,1	4208,1	163,40	3,36	3,62	2,21
1.9.1998	2332,2	4246,2	163,50	3,37	3,63	2,21
1.10.1998	2365,5	4285,7	163,90	3,37	3,63	2,21
1.11.1998	2397,7	4324,5	164,10	3,38	3,64	2,22
1.12.1998	2420,3	4353,3	164,40	3,38	3,64	2,22
1.1.1999	2438,1	4380,3	164,70	3,39	3,64	2,22
1.2.1999	2464,1	4402,9	164,70	3,39	3,64	2,22
1.3.1999	2468,8	4410,0	164,80	3,39	3,64	2,22
1.4.1999	2480,4	4437,8	165,90	3,39	3,65	2,22
1.5.1999	2498,3	4461,6	166,00	3,40	3,65	2,22
1.6.1999	2514,3	4483,1	166,00	3,40	3,65	2,22
1.7.1999	2518,7	4510,1	166,70	3,40	3,65	2,22
1.8.1999	2528,7	4527,3	167,10	3,40	3,66	2,22
1.9.1999	2526,8	4543,1	167,80	3,40	3,66	2,22
1.10.1999	2541,1	4566,5	168,10	3,41	3,66	2,23
1.11.1999	2555,6	4585,6	168,40	3,41	3,66	2,23
1.12.1999	2571,9	4613,3	168,80	3,41	3,66	2,23
1.1.2000	2586,8	4641,5	169,30	3,41	3,67	2,23
1.2.2000	2578,8	4655,0	170,00	3,41	3,67	2,23

Rok	MZM v mld. USD	M2 v mld. USD	CPI	MZM_log	M2_log	CPI_log
1.3.2000	2586,4	4686,0	171,00	3,41	3,67	2,23
1.4.2000	2618,3	4741,8	170,90	3,42	3,68	2,23
1.5.2000	2607,9	4728,8	171,20	3,42	3,67	2,23
1.6.2000	2600,9	4746,5	172,20	3,42	3,68	2,24
1.7.2000	2613,4	4764,4	172,70	3,42	3,68	2,24
1.8.2000	2635,1	4792,5	172,70	3,42	3,68	2,24
1.9.2000	2649,6	4828,0	173,60	3,42	3,68	2,24
1.10.2000	2656,8	4843,8	173,90	3,42	3,69	2,24
1.11.2000	2660,2	4854,3	174,20	3,42	3,69	2,24
1.12.2000	2686,0	4898,7	174,60	3,43	3,69	2,24
1.1.2001	2719,9	4948,8	175,60	3,43	3,69	2,24
1.2.2001	2770,7	4986,7	176,00	3,44	3,70	2,25
1.3.2001	2819,2	5043,8	176,10	3,45	3,70	2,25
1.4.2001	2870,4	5106,9	176,40	3,46	3,71	2,25
1.5.2001	2883,8	5103,7	177,30	3,46	3,71	2,25
1.6.2001	2923,2	5144,1	177,70	3,47	3,71	2,25
1.7.2001	2957,8	5173,7	177,40	3,47	3,71	2,25
1.8.2001	2972,0	5207,4	177,40	3,47	3,72	2,25
1.9.2001	3054,1	5317,8	178,10	3,48	3,73	2,25
1.10.2001	3103,8	5303,6	177,60	3,49	3,72	2,25
1.11.2001	3153,2	5347,0	177,50	3,50	3,73	2,25
1.12.2001	3203,5	5400,0	177,40	3,51	3,73	2,25
1.1.2002	3214,6	5420,5	177,70	3,51	3,73	2,25
1.2.2002	3236,5	5449,8	178,00	3,51	3,74	2,25
1.3.2002	3240,6	5461,9	178,50	3,51	3,74	2,25
1.4.2002	3233,7	5461,9	179,30	3,51	3,74	2,25
1.5.2002	3250,4	5487,4	179,50	3,51	3,74	2,25
1.6.2002	3262,2	5512,4	179,60	3,51	3,74	2,25
1.7.2002	3280,2	5554,4	180,00	3,52	3,74	2,26
1.8.2002	3289,5	5596,5	180,50	3,52	3,75	2,26
1.9.2002	3291,0	5621,2	180,80	3,52	3,75	2,26
1.10.2002	3299,7	5665,2	181,20	3,52	3,75	2,26
1.11.2002	3365,2	5715,0	181,50	3,53	3,76	2,26
1.12.2002	3388,2	5736,2	181,80	3,53	3,76	2,26
1.1.2003	3380,0	5769,0	182,60	3,53	3,76	2,26
1.2.2003	3379,0	5805,0	183,60	3,53	3,76	2,26
1.3.2003	3378,1	5825,6	183,90	3,53	3,77	2,26
1.4.2003	3401,9	5862,6	183,20	3,53	3,77	2,26
1.5.2003	3433,2	5923,0	182,90	3,54	3,77	2,26
1.6.2003	3456,1	5960,0	183,10	3,54	3,78	2,26
1.7.2003	3498,1	6006,8	183,70	3,54	3,78	2,26
1.8.2003	3501,2	6064,8	184,50	3,54	3,78	2,27
1.9.2003	3475,1	6037,1	185,10	3,54	3,78	2,27
1.10.2003	3469,4	6028,0	184,90	3,54	3,78	2,27
1.11.2003	3464,4	6033,2	185,00	3,54	3,78	2,27
1.12.2003	3439,7	6031,4	185,50	3,54	3,78	2,27
1.1.2004	3431,9	6040,3	186,30	3,54	3,78	2,27
1.2.2004	3444,9	6079,7	186,70	3,54	3,78	2,27
1.3.2004	3460,4	6116,0	187,10	3,54	3,79	2,27
1.4.2004	3479,9	6156,3	187,40	3,54	3,79	2,27
1.5.2004	3509,6	6233,2	188,20	3,55	3,79	2,27
1.6.2004	3495,6	6235,5	188,90	3,54	3,79	2,28
1.7.2004	3492,8	6249,1	189,10	3,54	3,80	2,28
1.8.2004	3498,2	6275,3	189,20	3,54	3,80	2,28
1.9.2004	3497,3	6310,2	189,80	3,54	3,80	2,28
1.10.2004	3481,3	6338,0	190,80	3,54	3,80	2,28
1.11.2004	3474,9	6364,9	191,70	3,54	3,80	2,28
1.12.2004	3478,0	6383,6	191,70	3,54	3,81	2,28
1.1.2005	3474,3	6390,2	191,60	3,54	3,81	2,28
1.2.2005	3453,7	6398,4	192,40	3,54	3,81	2,28
1.3.2005	3436,8	6408,0	193,10	3,54	3,81	2,29
1.4.2005	3429,2	6421,1	193,70	3,54	3,81	2,29
1.5.2005	3429,5	6438,2	193,60	3,54	3,81	2,29
1.6.2005	3443,4	6470,7	193,70	3,54	3,81	2,29
1.7.2005	3439,3	6502,3	194,90	3,54	3,81	2,29
1.8.2005	3430,9	6535,2	196,10	3,54	3,82	2,29
1.9.2005	3403,1	6569,0	198,80	3,53	3,82	2,30
1.10.2005	3415,2	6603,1	199,10	3,53	3,82	2,30
1.11.2005	3435,7	6619,9	198,10	3,54	3,82	2,30
1.12.2005	3451,0	6646,9	198,10	3,54	3,82	2,30
1.1.2006	3449,8	6689,5	199,30	3,54	3,83	2,30

Rok	MZM v mld. USD	M2 v mld. USD	CPI	MZM_log	M2_log	CPI_log
1.2.2006	3452,4	6714,1	199,40	3,54	3,83	2,30
1.3.2006	3450,1	6729,5	199,70	3,54	3,83	2,30
1.4.2006	3448,2	6765,6	200,70	3,54	3,83	2,30
1.5.2006	3439,7	6772,2	201,30	3,54	3,83	2,30
1.6.2006	3450,9	6809,6	201,80	3,54	3,83	2,30
1.7.2006	3450,4	6850,8	202,90	3,54	3,84	2,31
1.8.2006	3448,0	6881,1	203,80	3,54	3,84	2,31
1.9.2006	3478,6	6907,9	202,80	3,54	3,84	2,31
1.10.2006	3521,7	6956,8	201,90	3,55	3,84	2,31
1.11.2006	3541,0	6991,9	202,00	3,55	3,84	2,31
1.12.2006	3559,0	7035,3	203,10	3,55	3,85	2,31
1.1.2007	3562,3	7073,5	203,44	3,55	3,85	2,31
1.2.2007	3558,2	7089,6	204,23	3,55	3,85	2,31
1.3.2007	3568,0	7124,2	205,29	3,55	3,85	2,31
1.4.2007	3602,6	7196,0	205,90	3,56	3,86	2,31
1.5.2007	3611,0	7210,3	206,76	3,56	3,86	2,32
1.6.2007	3633,3	7243,0	207,23	3,56	3,86	2,32
1.7.2007	3661,1	7272,6	207,60	3,56	3,86	2,32
1.8.2007	3732,6	7348,4	207,67	3,57	3,87	2,32
1.9.2007	3773,5	7366,1	208,55	3,58	3,87	2,32
1.10.2007	3809,7	7379,4	209,19	3,58	3,87	2,32
1.11.2007	3823,4	7404,8	210,83	3,58	3,87	2,32
1.12.2007	3846,0	7435,9	211,45	3,59	3,87	2,33
1.1.2008	3855,7	7470,0	212,17	3,59	3,87	2,33
1.2.2008	3947,7	7555,1	212,69	3,60	3,88	2,33
1.3.2008	4009,4	7623,1	213,45	3,60	3,88	2,33
1.4.2008	4040,3	7666,3	213,94	3,61	3,88	2,33
1.5.2008	4036,0	7677,7	215,21	3,61	3,89	2,33
1.6.2008	4016,7	7694,0	217,46	3,60	3,89	2,34
1.7.2008	4010,0	7738,4	219,02	3,60	3,89	2,34
1.8.2008	4019,6	7751,9	218,69	3,60	3,89	2,34
1.9.2008	4017,7	7820,2	218,88	3,60	3,89	2,34
1.10.2008	4069,8	7927,9	217,00	3,61	3,90	2,34
1.11.2008	4198,0	7979,1	213,15	3,62	3,90	2,33
1.12.2008	4338,4	8156,8	211,40	3,64	3,91	2,33
1.1.2009	4400,6	8238,9	211,93	3,64	3,92	2,33
1.2.2009	4419,2	8269,5	212,71	3,65	3,92	2,33
1.3.2009	4471,4	8337,6	212,50	3,65	3,92	2,33
1.4.2009	4481,9	8341,5	212,71	3,65	3,92	2,33
1.5.2009	4517,4	8397,9	213,02	3,65	3,92	2,33
1.6.2009	4486,3	8405,2	214,79	3,65	3,92	2,33
1.7.2009	4491,3	8406,8	214,73	3,65	3,92	2,33
1.8.2009	4462,8	8404,2	215,45	3,65	3,92	2,33
1.9.2009	4442,9	8399,8	215,86	3,65	3,92	2,33
1.10.2009	4423,9	8429,3	216,51	3,65	3,93	2,34
1.11.2009	4409,1	8462,5	217,23	3,64	3,93	2,34
1.12.2009	4389,7	8460,6	217,35	3,64	3,93	2,34
1.1.2010	4364,1	8424,7	217,49	3,64	3,93	2,34
1.2.2010	4373,6	8476,2	217,28	3,64	3,93	2,34
1.3.2010	4347,7	8476,2	217,35	3,64	3,93	2,34
1.4.2010	4331,5	8508,4	217,40	3,64	3,93	2,34
1.5.2010	4345,3	8560,9	217,29	3,64	3,93	2,34
1.6.2010	4350,5	8575,3	217,20	3,64	3,93	2,34
1.7.2010	4355,0	8580,2	217,61	3,64	3,93	2,34
1.8.2010	4382,6	8627,0	217,92	3,64	3,94	2,34
1.9.2010	4397,9	8652,1	218,28	3,64	3,94	2,34
1.10.2010	4411,7	8703,8	219,04	3,64	3,94	2,34
1.11.2010	4421,9	8731,1	219,59	3,65	3,94	2,34
1.12.2010	4417,4	8766,8	220,47	3,65	3,94	2,34
1.1.2011	4406,4	8806,4	221,19	3,64	3,94	2,34
1.2.2011	4411,2	8855,0	221,90	3,64	3,95	2,35
1.3.2011	4426,8	8902,8	223,05	3,65	3,95	2,35
1.4.2011	4454,4	8967,7	224,09	3,65	3,95	2,35
1.5.2011	4477,3	9016,7	224,81	3,65	3,96	2,35
1.6.2011	4508,7	9095,7	224,81	3,65	3,96	2,35
1.7.2011	4568,2	9277,6	225,40	3,66	3,97	2,35
1.8.2011	4612,2	9485,5	226,11	3,66	3,98	2,35
1.9.2011	4622,8	9503,1	226,60	3,66	3,98	2,36
1.10.2011	4638,0	9536,0	226,75	3,67	3,98	2,36
1.11.2011	4652,7	9586,6	227,17	3,67	3,98	2,36
1.12.2011	4676,0	9630,0	227,22	3,67	3,98	2,36

Rok	MZM v mld. USD	M2 v mld. USD	CPI	MZM_log	M2_log	CPI_log
1.1.2012	4700,8	9712,5	227,84	3,67	3,99	2,36
1.2.2012	4711,6	9758,5	228,33	3,67	3,99	2,36
1.3.2012	4731,5	9806,3	228,81	3,67	3,99	2,36
1.4.2012	4751,1	9863,4	229,19	3,68	3,99	2,36
1.5.2012	4777,1	9891,5	228,71	3,68	4,00	2,36
1.6.2012	4809,8	9955,7	228,52	3,68	4,00	2,36
1.7.2012	4842,3	10022,7	228,59	3,69	4,00	2,36
1.8.2012	4852,3	10089,2	229,92	3,69	4,00	2,36
1.9.2012	4866,8	10164,2	231,02	3,69	4,01	2,36
1.10.2012	4878,9	10222,1	231,64	3,69	4,01	2,36
1.11.2012	4921,0	10295,9	231,25	3,69	4,01	2,36
1.12.2012	4987,0	10426,0	231,32	3,70	4,02	2,36
1.1.2013	5005,0	10454,3	231,61	3,70	4,02	2,36
1.2.2013	4980,5	10454,0	232,99	3,70	4,02	2,37
1.3.2013	5022,0	10527,7	232,30	3,70	4,02	2,37
1.4.2013	5057,2	10564,7	231,80	3,70	4,02	2,37
1.5.2013	5070,3	10598,4	231,92	3,71	4,03	2,37
1.6.2013	5088,8	10648,7	232,37	3,71	4,03	2,37
1.7.2013	5105,3	10700,0	232,89	3,71	4,03	2,37
1.8.2013	5120,4	10754,4	233,32	3,71	4,03	2,37
1.9.2013	5147,4	10801,2	233,63	3,71	4,03	2,37
1.10.2013	5188,0	10904,8	233,72	3,71	4,04	2,37
1.11.2013	5192,2	10928,3	234,12	3,72	4,04	2,37
1.12.2013	5201,9	10993,9	234,72	3,72	4,04	2,37
1.1.2014	5212,7	11046,9	235,39	3,72	4,04	2,37
1.2.2014	5243,9	11129,9	235,67	3,72	4,05	2,37
1.3.2014	5253,5	11173,9	235,98	3,72	4,05	2,37
1.4.2014	5261,2	11230,6	236,47	3,72	4,05	2,37
1.5.2014	5282,8	11297,9	236,83	3,72	4,05	2,37
1.6.2014	5296,9	11347,2	237,03	3,72	4,05	2,37
1.7.2014	5314,7	11407,3	237,42	3,73	4,06	2,38
1.8.2014	5327,7	11435,0	237,26	3,73	4,06	2,38
1.9.2014	5343,2	11466,4	237,49	3,73	4,06	2,38
1.10.2014	5372,1	11511,4	237,51	3,73	4,06	2,38
1.11.2014	5412,6	11567,2	237,12	3,73	4,06	2,37
1.12.2014	5476,7	11647,8	236,29	3,74	4,07	2,37
1.1.2015	5535,4	11713,5	234,91	3,74	4,07	2,37
1.2.2015	5573,0	11831,2	235,49	3,75	4,07	2,37
1.3.2015	5579,0	11853,1	235,99	3,75	4,07	2,37
1.4.2015	5592,4	11898,2	236,20	3,75	4,08	2,37
1.5.2015	5597,7	11932,8	236,89	3,75	4,08	2,37
1.6.2015	5611,7	11977,4	237,42	3,75	4,08	2,38
1.7.2015	5637,6	12031,1	237,88	3,75	4,08	2,38
1.8.2015	5676,1	12082,0	237,81	3,75	4,08	2,38
1.9.2015	5703,7	12135,0	237,47	3,76	4,08	2,38
1.10.2015	5716,1	12148,3	237,79	3,76	4,08	2,38
1.11.2015	5752,1	12250,9	238,15	3,76	4,09	2,38
1.12.2015	5778,5	12311,2	237,85	3,76	4,09	2,38
1.1.2016	5788,1	12441,5	238,11	3,76	4,09	2,38
1.2.2016	5833,3	12509,8	237,81	3,77	4,10	2,38
1.3.2016	5875,3	12582,7	238,08	3,77	4,10	2,38
1.4.2016	5893,9	12668,3	238,91	3,77	4,10	2,38
1.5.2016	5919,3	12742,2	239,36	3,77	4,11	2,38
1.6.2016	5941,9	12811,3	239,84	3,77	4,11	2,38
1.7.2016	5967,4	12872,3	239,90	3,78	4,11	2,38
1.8.2016	6000,2	12955,2	240,39	3,78	4,11	2,38
1.9.2016	6001,7	13014,3	241,01	3,78	4,11	2,38
1.10.2016	5988,2	13067,9	241,69	3,78	4,12	2,38
1.11.2016	6007,8	13144,8	242,20	3,78	4,12	2,38
1.12.2016	6009,2	13180,8	242,82	3,78	4,12	2,39
1.1.2017	5989,9	13260,4	244,16	3,78	4,12	2,39

Pozn.

MZM_log logaritmus měnového agregátu MZM

M2_log logaritmus měnového agregátu M2

CPI_log logaritmus indexu CPI

PŘÍLOHA B

Výsledky kointegrační analýzy MZM a HICP v ČR z programu GRETL

Krok 1: kointegrační regrese

Kointegrační regrese -
OLS, za použití pozorování 2002:01-2017:01 (T = 181)
Závisle proměnná: HICP_log

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1,27561	0,0112832	113,1	2,14e-168 ***
MZM_log	0,210113	0,00348807	60,24	8,86e-121 ***
Střední hodnota závisle proměnné			1,954153	
Sm. odchylka závisle proměnné			0,040128	
Součet čtverců reziduí			0,013626	
Sm. chyba regrese			0,008725	
Koeficient determinace			0,952988	
Adjustovaný koeficient determinace			0,952726	
Logaritmus věrohodnosti			602,4025	
Akaikovo kritérium			-1200,805	
Schwarzovo kritérium			-1194,408	
Hannan-Quinnovo kritérium			-1198,211	
rho (koeficient autokorelace)			0,957107	
Durbin-Watsonova statistika			0,067162	

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Krok 2: test jednotkového kořenu v uhat

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat
s použitím 13 zpožděných proměnných (1-L)uhat
počet pozorování 167
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,066086
testovací statistika: tau_c (2) = -3,08186
asymptotická p-hodnota 0,09205
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,003
zpožděné diference: F (13, 153) = 5,404 [0,0000]

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- (b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Krok 1: kointegrační regrese

Kointegrační regrese -
OLS, za použití pozorování 2002:01-2017:01 (T = 181)
Závisle proměnná: MZM_log

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-5,63382	0,147169	-38,28	3,95e-088 ***
HICP_log	4,53561	0,0752953	60,24	8,86e-121 ***
Střední hodnota závisle proměnné			3,229444	
Sm. odchylka závisle proměnné			0,186440	
Součet čtverců reziduí			0,294142	
Sm. chyba regrese			0,040537	
Koeficient determinace			0,952988	
Adjustovaný koeficient determinace			0,952726	
Logaritmus věrohodnosti			324,3801	
Akaikovo kritérium			-644,7603	
Schwarzovo kritérium			-638,3633	
Hannan-Quinnovo kritérium			-642,1668	
rho (koeficient autokorelace)			0,955017	
Durbin-Watsonova statistika			0,066101	

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Krok 2: test jednotkového kořenu v uhat

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat
s použitím 13 zpožděných proměnných (1-L)uhat
počet pozorování 167
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0703693
testovací statistika: tau_c (2) = -3,0894
asymptotická p-hodnota 0,0905
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,002
zpožděné diference: F (13, 153) = 5,480 [0,0000]

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- (b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Výsledky kointegrační analýzy M2 a HICP v ČR z programu GRETL

Krok 1: kointegrační regrese

Kointegrační regrese -

OLS, za použití pozorování 2002:01-2017:01 (T = 181)

Závisle proměnná: HICP_log

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,986276	0,0132358	74,52	1,11e-136 ***
M2_log	0,287284	0,00392539	73,19	2,52e-135 ***

Střední hodnota závisle proměnné	1,954153
Sm. odchylka závisle proměnné	0,040128
Součet čtverců reziduí	0,009373
Sm. chyba regrese	0,007236
Koeficient determinace	0,967662
Adjustovaný koeficient determinace	0,967481
Logaritmus věrohodnosti	636,2618
Akaikovo kritérium	-1268,524
Schwarzovo kritérium	-1262,127
Hannan-Quinnovo kritérium	-1265,930
rho (koeficient autokorelace)	0,949614
Durbin-Watsonova statistika	0,093949

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Krok 2: test jednotkového kořenu v uhat

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat

s použitím 16 zpožděných proměnných (1-L)uhat

počet pozorování 164

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0499087
 testovací statistika: $\tau_c(2) = -1,85849$
 asymptotická p-hodnota 0,6011
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,003
 zpožděné diference: $F(16, 147) = 4,244 [0,0000]$

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- (b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Krok 1: kointegrační regrese

Kointegrační regrese -

OLS, za použití pozorování 2002:01-2017:01 (T = 181)

Závisle proměnná: M2_log

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-3,21313	0,0899567	-35,72	2,30e-083 ***
HICP_log	3,36831	0,0460240	73,19	2,52e-135 ***

Střední hodnota závisle proměnné	3,369062
Sm. odchylka závisle proměnné	0,137404
Součet čtverců reziduí	0,109898
Sm. chyba regrese	0,024778
Koeficient determinace	0,967662
Adjustovaný koeficient determinace	0,967481
Logaritmus věrohodnosti	413,4783
Akaikovo kritérium	-822,9566
Schwarzovo kritérium	-816,5596
Hannan-Quinnovo kritérium	-820,3631
rho (koeficient autokorelace)	0,949214
Durbin-Watsonova statistika	0,092659

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Krok 2: test jednotkového kořenu v uhat

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat

s použitím 16 zpožděných proměnných (1-L)uhat

počet pozorování 164

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,053382
 testovací statistika: $\tau_c(2) = -1,90962$
 asymptotická p-hodnota 0,575
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,003
 zpožděné diference: $F(16, 147) = 4,294 [0,0000]$

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- (b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Výsledky kointegrační analýzy MZM a CPI v USA z programu GRETL

Krok 1: kointegrační regrese

Kointegrační regrese -

OLS, za použití pozorování 1959:01-2017:01 (T = 697)

Závisle proměnná: CPI_log

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	3,44435	0,0439208	78,42	0,0000	***
MZM_log	-0,687018	0,0150878	-45,53	1,25e-210	***
time	0,00227570	1,74886e-05	130,1	0,0000	***

Střední hodnota závisle proměnné	1,982104
Sm. odchylka závisle proměnné	0,315274
Součet čtverců reziduí	0,755852
Sm. chyba regrese	0,033002
Koeficient determinace	0,989074
Adjustovaný koeficient determinace	0,989043
Logaritmus věrohodnosti	1390,103
Akaikovo kritérium	-2774,206
Schwarzovo kritérium	-2760,566
Hannan-Quinnovo kritérium	-2768,932
rho (koeficient autokorelace)	0,997127
Durbin-Watsonova statistika	0,003826

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Krok 2: test jednotkového kořenu v uhat

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat

s použitím 16 zpožděných proměnných (1-L)uhat

počet pozorování 680

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,00392311
 testovací statistika: $\tau_{ct}(2) = -2,11079$
 asymptotická p-hodnota 0,7227
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,000
 zpožděné difference: $F(16, 663) = 37,449 [0,0000]$

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- (b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Krok 1: kointegrační regrese

Kointegrační regrese -

OLS, za použití pozorování 1959:01-2017:01 (T = 697)

Závisle proměnná: MZM_log

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	4,48504	0,0348147	128,8	0,0000	***
CPI_log	-1,09054	0,0239498	-45,53	1,25e-210	***
time	0,00275347	3,75004e-05	73,43	0,0000	***

Střední hodnota závisle proměnné	3,284429
Sm. odchylka závisle proměnné	0,233390
Součet čtverců reziduí	1,199809
Sm. chyba regrese	0,041579
Koeficient determinace	0,968353
Adjustovaný koeficient determinace	0,968261
Logaritmus věrohodnosti	1229,071
Akaikovo kritérium	-2452,142
Schwarzovo kritérium	-2438,502
Hannan-Quinnovo kritérium	-2446,868
rho (koeficient autokorelace)	0,994707
Durbin-Watsonova statistika	0,005166

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Krok 2: test jednotkového kořenu v uhat

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat

s použitím 16 zpožděných proměnných (1-L)uhat

počet pozorování 680

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,00582506
 testovací statistika: $\tau_{ct}(2) = -2,7622$
 asymptotická p-hodnota 0,3786
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,000
 zpožděné difference: $F(16, 663) = 43,443 [0,0000]$

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- (b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Výsledky kointegrační analýzy M2 a CPI v USA z programu GRETL

Krok 1: kointegrační regrese

Kointegrační regrese -

OLS, za použití pozorování 1959:01-2017:01 (T = 697)

Závisle proměnná: CPI_log

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,862378	0,0621033	-13,89	7,28e-039 ***
M2_log	0,920682	0,0247247	37,24	1,28e-167 ***
time	-0,000667592	5,94841e-05	-11,22	5,63e-027 ***

Střední hodnota závisle proměnné	1,982104
Sm. odchylka závisle proměnné	0,315274
Součet čtverců reziduí	1,005351
Sm. chyba regrese	0,038061
Koeficient determinace	0,985468
Adjustovaný koeficient determinace	0,985426
Logaritmus věrohodnosti	1290,695
Akaikovo kritérium	-2575,390
Schwarzovo kritérium	-2561,749
Hannan-Quinnovo kritérium	-2570,116
rho (koeficient autokorelace)	0,999868
Durbin-Watsonova statistika	0,002685

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Krok 2: test jednotkového kořenu v uhat

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat

s použitím 16 zpožděných proměnných (1-L)uhat

počet pozorování 680

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,00394233
 testovací statistika: tau_{ct}(2) = -2,3653
 asymptotická p-hodnota 0,5935
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,001
 zpožděné diference: F(16, 663) = 29,902 [0,0000]

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- (b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Krok 1: kointegrační regrese

Kointegrační regrese -

OLS, za použití pozorování 1959:01-2017:01 (T = 697)

Závisle proměnná: M2_log

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1,46116	0,0282578	51,71	3,14e-240 ***
CPI_log	0,723860	0,0194391	37,24	1,28e-167 ***
time	0,00127989	3,04377e-05	42,05	5,23e-193 ***

Střední hodnota závisle proměnné	3,342601
Sm. odchylka závisle proměnné	0,484421
Součet čtverců reziduí	0,790428
Sm. chyba regrese	0,033748
Koeficient determinace	0,995160
Adjustovaný koeficient determinace	0,995146
Logaritmus věrohodnosti	1374,515
Akaikovo kritérium	-2743,030
Schwarzovo kritérium	-2729,389
Hannan-Quinnovo kritérium	-2737,756
rho (koeficient autokorelace)	0,997016
Durbin-Watsonova statistika	0,002924

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Krok 2: test jednotkového kořenu v uhat

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat

s použitím 16 zpožděných proměnných (1-L)uhat

počet pozorování 680

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,00496337
 testovací statistika: tau_{ct}(2) = -2,83508
 asymptotická p-hodnota 0,3416
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,001
 zpožděné diference: F(16, 663) = 27,020 [0,0000]

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- (b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

PŘÍLOHA C

Výsledky Grangerovy kauzality pro MZM a HICP v ČR z programu GRETL

VAR systém, řád zpoždění 18
 OLS odhady, pozorování 2003:09-2017:01 (T = 161)
 Logaritmus věrohodnosti = 798,22264
 Determinant kovarianční matice = 2,8916416e-006
 AIC = -9,6674
 BIC = -9,2846
 HQC = -9,5119
 Portmanteův test: LB (40) = 27,583, df = 22 [0,1899]

Rovnice 1: d_d_HICP_log

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Const	4,05764e-05	0,000143343	0,2831	0,7775	
d_d_HICP_log_1	-0,813741	0,0846263	-9,616	<0,0001	***
d_d_HICP_log_2	-0,690975	0,109100	-6,333	<0,0001	***
d_d_HICP_log_3	-0,494641	0,124552	-3,971	0,0001	***
d_d_HICP_log_4	-0,558578	0,132109	-4,228	<0,0001	***
d_d_HICP_log_5	-0,546766	0,140313	-3,897	0,0002	***
d_d_HICP_log_6	-0,541475	0,147550	-3,670	0,0003	***
d_d_HICP_log_7	-0,452251	0,154594	-2,925	0,0040	***
d_d_HICP_log_8	-0,426805	0,157322	-2,713	0,0075	***
d_d_HICP_log_9	-0,361135	0,157245	-2,297	0,0231	**
d_d_HICP_log_10	-0,371296	0,157072	-2,364	0,0195	**
d_d_HICP_log_11	-0,316212	0,155818	-2,029	0,0443	**
d_d_HICP_log_12	0,196423	0,153311	1,281	0,2022	
d_d_HICP_log_13	0,129330	0,147813	0,8750	0,3831	
d_d_HICP_log_14	0,0681799	0,140809	0,4842	0,6290	
d_d_HICP_log_15	-0,0582911	0,132091	-0,4413	0,6597	
d_d_HICP_log_16	-0,0934514	0,124656	-0,7497	0,4547	
d_d_HICP_log_17	-0,0332325	0,110311	-0,3013	0,7637	
d_d_HICP_log_18	0,0693177	0,0847434	0,8180	0,4148	
d_d_MZM_log	0,0191158	0,0159739	1,197	0,2334	
Střední hodnota závisle proměnné	0,000025		Sm. odchylka závisle proměnné	0,002704	
Součet čtverců reziduí	0,000466		Sm. chyba regrese	0,001817	
Koeficient determinace	0,601997		Adjustovaný koeficient determinace	0,548365	
F (19, 141)	11,22466		P-hodnota (F)	6,69e-20	
rho (koeficient autokorelace)	-0,016841		Durbin-Watsonova statistika	2,030593	
F-test pro nulová omezení:					
Všechny zpožděné proměnné d_d_HICP_log F (18, 141) = 11,394 [0,0000]					
Všechny proměnné, zpoždění 18 F (1, 141) = 0,66908 [0,4148]					

Pro systém jako celek

Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 17

Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 18

Test poměru věrohodnosti: Chi-kvadrát (1) = 0,762175 [0,3826]

VAR systém, řád zpoždění 18
 OLS odhady, pozorování 2003:09-2017:01 (T = 161)
 Logaritmus věrohodnosti = 649,62775
 Determinant kovarianční matice = 1,8315057e-005
 AIC = -7,8215
 BIC = -7,4387
 HQC = -7,6660
 Portmanteův test: LB (40) = 22,3543, df = 22 [0,4389]

Rovnice 1: d_d_MZM_log

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Const	-0,000141658	0,000361590	-0,3918	0,6958	
d_d_MZM_log_1	-1,31748	0,0843341	-15,62	<0,0001	***
d_d_MZM_log_2	-1,12637	0,137290	-8,204	<0,0001	***
d_d_MZM_log_3	-0,758333	0,163109	-4,649	<0,0001	***
d_d_MZM_log_4	-0,813303	0,173620	-4,684	<0,0001	***
d_d_MZM_log_5	-0,874211	0,186548	-4,686	<0,0001	***
d_d_MZM_log_6	-0,598094	0,199513	-2,998	0,0032	***
d_d_MZM_log_7	-0,437279	0,202828	-2,156	0,0328	**
d_d_MZM_log_8	-0,524040	0,202510	-2,588	0,0107	**
d_d_MZM_log_9	-0,499820	0,199518	-2,505	0,0134	**
d_d_MZM_log_10	-0,600357	0,196466	-3,056	0,0027	***
d_d_MZM_log_11	-0,535622	0,193670	-2,766	0,0064	***
d_d_MZM_log_12	-0,302242	0,192531	-1,570	0,1187	
d_d_MZM_log_13	-0,109435	0,185554	-0,5898	0,5563	
d_d_MZM_log_14	-0,101010	0,172953	-0,5840	0,5601	
d_d_MZM_log_15	-0,268964	0,161632	-1,664	0,0983	*
d_d_MZM_log_16	-0,323153	0,149224	-2,166	0,0320	**
d_d_MZM_log_17	-0,161415	0,118143	-1,366	0,1740	
d_d_MZM_log_18	-0,0141511	0,0720757	-0,1963	0,8446	
d_d_HICP_log	-0,0454968	0,153366	-0,2967	0,7672	

Střední hodnota závisle proměnné	0,000066	Sm. odchylka závisle proměnné	0,009699
Součet čtverců reziduí	0,002949	Sm. chyba regrese	0,004573
Koeficient determinace	0,804072	Adjustovaný koeficient determinace	0,777670
F (19, 141)	30,45530	P-hodnota (F)	1,49e-40
rho (koeficient autokorelace)	-0,003593	Durbin-Watsonova statistika	2,001811

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné d_d_MZM_logF (18, 141) = 31,225 [0,0000]

Všechny proměnné, zpoždění 18 F (1, 141) = 0,038548 [0,8446]

Pro systém jako celek

Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 17

Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 18

Test poměru věrohodnosti: Chí-kvadrát (1) = 0,0440098 [0,8338]

Výsledky Grangerovy kauzality pro M2 a HICP v ČR z programu GRETL

VAR systém, řád zpoždění 18
 OLS odhady, pozorování 2003:08-2017:01 (T = 162)
 Logaritmus věrohodnosti = 809,26553
 Determinant kovarianční matice = 2,6823708e-006
 AIC = -9,7440
 BIC = -9,3628
 HQC = -9,5893
 Portmanteův test: LB(40) = 26,4327, df = 22 [0,2336]

Rovnice 1: d_HICP_log

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Const	0,000566749	0,000222767	2,544	0,0120	**
d_HICP_log_1	0,0976022	0,0827534	1,179	0,2402	
d_HICP_log_2	0,0603040	0,0833407	0,7236	0,4705	
d_HICP_log_3	0,181116	0,0848850	2,134	0,0346	**
d_HICP_log_4	-0,0861728	0,0837414	-1,029	0,3052	
d_HICP_log_5	-0,0273587	0,0838824	-0,3262	0,7448	
d_HICP_log_6	-0,00121674	0,0840438	-0,01448	0,9885	
d_HICP_log_7	-0,0153230	0,0739090	-0,2073	0,8361	
d_HICP_log_8	-0,0706225	0,0753595	-0,9371	0,3503	
d_HICP_log_9	0,0716132	0,0774032	0,9252	0,3564	
d_HICP_log_10	-0,0753555	0,0738078	-1,021	0,3090	
d_HICP_log_11	0,0220928	0,0746124	0,2961	0,7676	
d_HICP_log_12	0,427771	0,0761792	5,615	<0,0001	***
d_HICP_log_13	-0,0791126	0,0827928	-0,9555	0,3409	
d_HICP_log_14	-0,101891	0,0832333	-1,224	0,2229	
d_HICP_log_15	-0,127876	0,0845054	-1,513	0,1324	
d_HICP_log_16	-0,0790097	0,0835916	-0,9452	0,3462	
d_HICP_log_17	-0,0468551	0,0853492	-0,5490	0,5839	
d_HICP_log_18	0,0653315	0,0840378	0,7774	0,4382	
d_d_M2_log	-0,0544854	0,0304817	-1,787	0,0760	*

Střední hodnota závisle proměnné	0,000717	Sm. odchylka závisle proměnné	0,001999
Součet čtverců reziduí	0,000435	Sm. chyba regrese	0,001749
Koeficient determinace	0,324834	Adjustovaný koeficient determinace	0,234495
F(19, 142)	3,595716	P-hodnota (F)	5,63e-06
rho (koeficient autokorelace)	0,012695	Durbin-Watsonova statistika	1,967093

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné d_HICP_log F(18, 142) = 3,6824 [0,0000]

Všechny proměnné, zpoždění 18 F(1, 142) = 0,60436 [0,4382]

Pro systém jako celek

Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 17

Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 18

Test poměru věrohodnosti: Chí-kvadrát(1) = 0,688018 [0,4068]

VAR systém, řád zpoždění 18
 OLS odhady, pozorování 2003:09-2017:01 (T = 161)
 Logaritmus věrohodnosti = 704,19206
 Determinant kovarianční matice = 9,2989918e-006
 AIC = -8,4993
 BIC = -8,1165
 HQC = -8,3439
 Portmanteův test: LB(40) = 38,0554, df = 22 [0,0181]

Rovnice 1: d_d_M2_log

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Const	-3,94560e-05	0,000281905	-0,1400	0,8889	
d_d_M2_log_1	-0,920032	0,0852826	-10,79	<0,0001	***
d_d_M2_log_2	-0,739395	0,114585	-6,453	<0,0001	***
d_d_M2_log_3	-0,779483	0,128992	-6,043	<0,0001	***
d_d_M2_log_4	-0,679779	0,139766	-4,864	<0,0001	***
d_d_M2_log_5	-0,531441	0,149299	-3,560	0,0005	***
d_d_M2_log_6	-0,523077	0,156789	-3,336	0,0011	***
d_d_M2_log_7	-0,551340	0,159758	-3,451	0,0007	***
d_d_M2_log_8	-0,527790	0,159245	-3,314	0,0012	***
d_d_M2_log_9	-0,488358	0,160400	-3,045	0,0028	***
d_d_M2_log_10	-0,502914	0,159574	-3,152	0,0020	***
d_d_M2_log_11	-0,607753	0,158231	-3,841	0,0002	***
d_d_M2_log_12	-0,0403792	0,158897	-0,2541	0,7998	
d_d_M2_log_13	-0,133525	0,151782	-0,8797	0,3805	
d_d_M2_log_14	-0,246082	0,143679	-1,713	0,0890	*
d_d_M2_log_15	-0,221575	0,134444	-1,648	0,1016	
d_d_M2_log_16	-0,182984	0,121444	-1,507	0,1341	
d_d_M2_log_17	-0,221824	0,103148	-2,151	0,0332	**
d_d_M2_log_18	-0,133415	0,0763229	-1,748	0,0826	*
d_HICP_log	0,0878118	0,162658	0,5399	0,5901	

Střední hodnota závisle proměnné	0,000020	Sm. odchylka závisle proměnné	0,005689
Součet čtverců reziduí	0,001497	Sm. chyba regrese	0,003259
Koeficient determinace	0,710885	Adjustovaný koeficient determinace	0,671926
F(19, 141)	18,24714	P-hodnota (F)	4,35e-29
rho (koeficient autokorelace)	0,002644	Durbin-Watsonova statistika	1,969035

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné d_d_M2_log F(18, 141) = 18,97 [0,0000]
 Všechny proměnné, zpoždění 18 F(1, 141) = 3,0556 [0,0826]

Pro systém jako celek

Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 17

Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 18

Test poměru věrohodnosti: Chí-kvadrát(1) = 3,45175 [0,0632]

Výsledky Grangerovy kauzality pro MZM a CPI v USA z programu GRETL

VAR systém, řád zpoždění 18
 OLS odhady, pozorování 1960:09-2017:01 (T = 677)
 Logaritmus věrohodnosti = 3212,2588
 Determinant kovarianční matice = 4,4279965e-006
 AIC = -9,4276
 BIC = -9,2875
 HQC = -9,3734
 Portmanteův test: LB (48) = 51,7121, df = 30 [0,0082]

Rovnice 1: d_d_l_CPI

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Const	0,000185014	0,000172487	1,073	0,2838	
d_d_l_CPI_1	-0,662815	0,0379665	-17,46	<0,0001	***
d_d_l_CPI_2	-0,676538	0,0443383	-15,26	<0,0001	***
d_d_l_CPI_3	-0,656514	0,0483498	-13,58	<0,0001	***
d_d_l_CPI_4	-0,595659	0,0519696	-11,46	<0,0001	***
d_d_l_CPI_5	-0,572443	0,0537908	-10,64	<0,0001	***
d_d_l_CPI_6	-0,520968	0,0552902	-9,422	<0,0001	***
d_d_l_CPI_7	-0,469120	0,0562488	-8,340	<0,0001	***
d_d_l_CPI_8	-0,451496	0,0569466	-7,928	<0,0001	***
d_d_l_CPI_9	-0,358041	0,0579171	-6,182	<0,0001	***
d_d_l_CPI_10	-0,306377	0,0583264	-5,253	<0,0001	***
d_d_l_CPI_11	-0,187108	0,0577452	-3,240	0,0013	***
d_d_l_CPI_12	-0,284153	0,0556530	-5,106	<0,0001	***
d_d_l_CPI_13	-0,292193	0,0542216	-5,389	<0,0001	***
d_d_l_CPI_14	-0,280378	0,0523308	-5,358	<0,0001	***
d_d_l_CPI_15	-0,140603	0,0501981	-2,801	0,0052	***
d_d_l_CPI_16	-0,113071	0,0462202	-2,446	0,0147	**
d_d_l_CPI_17	-0,101595	0,0420109	-2,418	0,0159	**
d_d_l_CPI_18	-0,0187877	0,0365121	-0,5146	0,6070	
d_l_MZM	-0,116549	0,0114298	-10,20	<0,0001	***
Time	3,78559e-07	4,24709e-07	0,8913	0,3731	

Střední hodnota závisle proměnné	5,11e-06	Sm. odchylka závisle proměnné	0,002721
Součet čtverců reziduí	0,002998	Sm. chyba regrese	0,002138
Koeficient determinace	0,401199	Adjustovaný koeficient determinace	0,382943
F (20, 656)	21,97613	P-hodnota (F)	3,46e-60
rho (koeficient autokorelace)	0,078821	Durbin-Watsonova statistika	1,839400

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné d_d_l_CPIF (18, 656) = 23,711 [0,0000]

Všechny proměnné, zpoždění 18 F (1, 656) = 0,26477 [0,6070]

Pro systém jako celek

Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 17

Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 18

Test poměru věrohodnosti: Chi-kvadrát (1) = 0,273194 [0,6012]

VAR systém, řád zpoždění 18
 OLS odhady, pozorování 1960:08-2017:01 (T = 678)
 Logaritmus věrohodnosti = 2627,285
 Determinant kovarianční matice = 2,5217299e-005
 AIC = -7,6882
 BIC = -7,5482
 HQC = -7,6340
 Portmanteův test: LB (48) = 79,0494, df = 30 [0,0000]

Rovnice 1: d_l_MZM

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Const	0,000152920	0,000409741	0,3732	0,7091	
d_l_MZM_1	0,862956	0,0365273	23,62	<0,0001	***
d_l_MZM_2	-0,138287	0,0461695	-2,995	0,0028	***
d_l_MZM_3	0,0204921	0,0465149	0,4405	0,6597	
d_l_MZM_4	-0,0453088	0,0468055	-0,9680	0,3334	
d_l_MZM_5	0,0955130	0,0463219	2,062	0,0396	**
d_l_MZM_6	-0,0476219	0,0461355	-1,032	0,3023	
d_l_MZM_7	-0,0612418	0,0461294	-1,328	0,1848	
d_l_MZM_8	0,103102	0,0461438	2,234	0,0258	**
d_l_MZM_9	0,0618317	0,0461907	1,339	0,1812	
d_l_MZM_10	-0,0647240	0,0461796	-1,402	0,1615	
d_l_MZM_11	-0,0670284	0,0461787	-1,452	0,1471	
d_l_MZM_12	0,0416809	0,0462461	0,9013	0,3678	
d_l_MZM_13	0,0557210	0,0460651	1,210	0,2269	
d_l_MZM_14	0,0757280	0,0460903	1,643	0,1009	
d_l_MZM_15	-0,115249	0,0462793	-2,490	0,0130	**
d_l_MZM_16	0,0346736	0,0463092	0,7487	0,4543	
d_l_MZM_17	0,0466679	0,0460563	1,013	0,3113	
d_l_MZM_18	-0,0719814	0,0360250	-1,998	0,0461	**
d_d_l_CPI	-0,779078	0,0751228	-10,37	<0,0001	***
Time	1,14422e-06	1,03394e-06	1,107	0,2688	

Střední hodnota závisle proměnné	0,002659	Sm. odchylka závisle proměnné	0,008153
Součet čtverců reziduí	0,017097	Sm. chyba regrese	0,005101
Koeficient determinace	0,620069	Adjustovaný koeficient determinace	0,608504
F (20, 657)	53,61316	P-hodnota (F)	1,7e-123
rho (koeficient autokorelace)	-0,033217	Durbin-Watsonova statistika	2,065778

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné d_l_MZMF (18, 657) = 56,753 [0,0000]

Všechny proměnné, zpoždění 18 F (1, 657) = 3,9924 [0,0461]

Pro systém jako celek

Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 17

Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 18

Test poměru věrohodností: Chí-kvadrát (1) = 4,10752 [0,0427]

Výsledky Grangerovy kauzality pro M2 a CPI v USA z programu GRETL

VAR systém, řád zpoždění 18
 OLS odhady, pozorování 1960:09-2017:01 (T = 677)
 Logaritmus věrohodnosti = 3729,2616
 Determinant kovarianční matice = 9,6137813e-007
 AIC = -10,9550
 BIC = -10,8148
 HQC = -10,9007
 Portmanteův test: LB(48) = 32,9599, df = 30 [0,3243]

Rovnice 1: d_d_CPI_log

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Const	0,000200946	0,000115331	1,742	0,0819	*
d_d_CPI_log_1	-0,566955	0,0398582	-14,22	<0,0001	***
d_d_CPI_log_2	-0,543874	0,0465817	-11,68	<0,0001	***
d_d_CPI_log_3	-0,513599	0,0502391	-10,22	<0,0001	***
d_d_CPI_log_4	-0,441771	0,0540646	-8,171	<0,0001	***
d_d_CPI_log_5	-0,421552	0,0563207	-7,485	<0,0001	***
d_d_CPI_log_6	-0,369338	0,0576189	-6,410	<0,0001	***
d_d_CPI_log_7	-0,323692	0,0587821	-5,507	<0,0001	***
d_d_CPI_log_8	-0,318363	0,0598062	-5,323	<0,0001	***
d_d_CPI_log_9	-0,216218	0,0604701	-3,576	0,0004	***
d_d_CPI_log_10	-0,150398	0,0604679	-2,487	0,0131	**
d_d_CPI_log_11	-0,0256415	0,0596485	-0,4299	0,6674	
d_d_CPI_log_12	-0,153724	0,0581083	-2,645	0,0084	***
d_d_CPI_log_13	-0,172717	0,0568232	-3,040	0,0025	***
d_d_CPI_log_14	-0,168892	0,0549519	-3,073	0,0022	***
d_d_CPI_log_15	-0,0361489	0,0526986	-0,6860	0,4930	
d_d_CPI_log_16	-0,0334905	0,0488452	-0,6856	0,4932	
d_d_CPI_log_17	-0,0385146	0,0445796	-0,8640	0,3879	
d_d_CPI_log_18	0,0233471	0,0389243	0,5998	0,5488	
d_M2_log	-0,0558981	0,0272404	-2,052	0,0406	**
Time	-1,69833e-07	2,01971e-07	-0,8409	0,4007	

Střední hodnota závisle proměnné	2,22e-06	Sm. odchylka závisle proměnné	0,001182
Součet čtverců reziduí	0,000651	Sm. chyba regrese	0,000996
Koeficient determinace	0,310712	Adjustovaný koeficient determinace	0,289697
F(20, 656)	14,78532	P-hodnota (F)	3,94e-41
rho (koeficient autokorelace)	-0,002117	Durbin-Watsonova statistika	1,999379

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné d_d_CPI_log F(18, 656) = 16,099 [0,0000]

Všechny proměnné, zpoždění 18 F(1, 656) = 0,35977 [0,5488]

Pro systém jako celek

Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 17

Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 18

Test poměru věrohodnosti: Chí-kvadrát(1) = 0,371185 [0,5424]

VAR systém, řád zpoždění 18
 OLS odhady, pozorování 1960:08-2017:01 (T = 678)
 Logaritmus věrohodnosti = 3598,4938
 Determinant kovarianční matice = 1,4370716e-006
 AIC = -10,5531
 BIC = -10,4131
 HQC = -10,4989
 Portmanteův test: LB(48) = 50,573, df = 30 [0,0108]

Rovnice 1: d_M2_log

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Const	0,000726347	0,000192540	3,772	0,0002	***
d_M2_log_1	0,447116	0,0388332	11,51	<0,0001	***
d_M2_log_2	0,0509433	0,0425592	1,197	0,2317	
d_M2_log_3	0,141185	0,0425267	3,320	0,0010	***
d_M2_log_4	-0,109624	0,0430210	-2,548	0,0111	**
d_M2_log_5	0,104423	0,0430556	2,425	0,0156	**
d_M2_log_6	0,0158164	0,0431105	0,3669	0,7138	
d_M2_log_7	-0,0585102	0,0431278	-1,357	0,1754	
d_M2_log_8	0,0488392	0,0431383	1,132	0,2580	
d_M2_log_9	0,108553	0,0431317	2,517	0,0121	**
d_M2_log_10	-0,00397560	0,0431023	-0,09224	0,9265	
d_M2_log_11	-0,0718781	0,0430433	-1,670	0,0954	*
d_M2_log_12	0,00871503	0,0431068	0,2022	0,8398	
d_M2_log_13	-0,0473300	0,0433206	-1,093	0,2750	
d_M2_log_14	0,101732	0,0431656	2,357	0,0187	**
d_M2_log_15	-0,0211302	0,0432074	-0,4890	0,6250	
d_M2_log_16	0,0707428	0,0428313	1,652	0,0991	*
d_M2_log_17	0,0472622	0,0429404	1,101	0,2715	
d_M2_log_18	-0,0707419	0,0389362	-1,817	0,0697	*
d_d_CPI_log	0,0679995	0,0401228	1,695	0,0906	*
Time	-4,16222e-07	2,53715e-07	-1,641	0,1014	

Střední hodnota závisle proměnné	0,002418	Sm. odchylka závisle proměnné	0,001529
Součet čtverců reziduí	0,000974	Sm. chyba regrese	0,001218
Koeficient determinace	0,384038	Adjustovaný koeficient determinace	0,365287
F(20, 657)	20,48123	P-hodnota (F)	1,97e-56
rho (koeficient autokorelace)	2,42e-06	Durbin-Watsonova statistika	1,997750

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné d_M2_log F(18, 657) = 19,759 [0,0000]

Všechny proměnné, zpoždění 18 F(1, 657) = 3,301 [0,0697]

Pro systém jako celek

Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 17

Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 18

Test poměru věrohodnosti: Chí-kvadrát(1) = 3,39799 [0,0653]