

Vysoká škola ekonomická v Praze

Národohospodářská fakulta

Studijní obor: Ekonomie



VZTAH TRUE MONEY SUPPLY
K STANDARDNÍM A ALTERNATIVNÍM
MAKROEKONOMICKÝM UKAZATELŮM V ČR

Bakalářská práce

Autor: Matěj Lukáš

Vedoucí práce: Ing. Miroslav Svoboda

Rok: 2012

Prohlášení

Prohlašuji na svou čest, že jsem bakalářskou práci vypracoval samostatně a s použitím uvedené literatury.

Matěj Lukáš

V Praze, dne 12. 8. 2012

Rád bych poděkoval panu Ing. Miroslavu Svobodovi za cenné postřehy a rady, které mi poskytoval během psaní mé bakalářské práce. Dále bych rád poděkoval Ing. Sáře Bisové za pomoc s ekonometrickou částí práce a Ing. Lukáši Pfeiferovi, který mi pomohl se sestrojením Kompozitního cenového indexu pro Českou republiku. Velký dík patří rovněž mým rodičům a přítelkyni za jejich podporu a trpělivost.

Abstrakt

Cílem práce je otestovat, zdali peněžní agregát rakouské školy True money supply (TMS) dosahuje lepšího vzájemného vztahu s národním důchodem a inflací, než ekonomii hlavního proudu využívaný agregát M2. Smyslem tohoto testování je, že TMS má podle rakouských ekonomů stát na koherentním teoretickém základu, zatímco M2 byl sestaven s využitím statistických metod. Aby došlo ke koherentnímu srovnání, peněžní agregáty byly testovány jak se standardními agregáty: HDP a CPI reprezentujícími inflaci, tak s alternativními agregáty vycházejícími z teorie rakouské školy: Gross Domestic Output a Kompozitní cenový index. Agregáty byly podrobeny korelační, regresní a vektorové autoregresní analýze (VAR modelům). Podle výsledků nebyl dokázán lepší vztah mezi TMS a zbylými makroagregáty, to však poukazuje pouze na jeho horší praktickou využitelnost, a ne na nesprávnost ukazatele, jelikož pro rakouské ekonomy je klíčovým prvkem teoretický základ ukazatele.

Klíčová slova: Nabídka peněz, True money supply, produkt, inflace, VAR, model

JEL klasifikace: E130, E190, C220, C320

Abstract

The goal of this thesis is to test, whether the Austrian school monetary aggregate - True money supply (TMS) reaches a better mutual relationship with national income and inflation than the aggregate M2 used by the mainstream economics. The purpose of this test is the fact that according to the austrian economists TMS is supposed to be based on a coherent theoretical background, whereas M2 was created by using statistical methods. In order to reach a coherent comparison, monetary aggregates were tested not only with the standard aggregates – GDP and CPI representing inflation, but also with the alternative aggregates coming from the theory of the Austrian school – Gross Domestic Output and Composite Price Index. These aggregates were analyzed by the correlation, regressive and vector autoregressive analysis (VAR models). The results did not show a better relationship between TMS and the remaining macro-aggregates. However, the theoretical background of a indicator is crucial for the austrian economists, that is why this test does not prove any impropriety of the indicator but only it's worse practical utility.

Key words: Money supply, True money supply, product, inflation, VAR, model

JEL classification: E130, E190, C220, C320

E130 - General Aggregative Models: Neoclassical

E190 - General Aggregative Models: Other

C220 - Single Equation Models; Single Variables: Time-Series Models; Dynamic Quantile Regressions; Dynamic Treatment Effect Models

C320 - Multiple or Simultaneous Equation Models: Time-Series Models; Dynamic Quantile Regressions; Dynamic Treatment Effect Models

Obsah

1	Úvod.....	1
2	Vymezení pojmů.....	3
2.1	Peněžní ukazatele	3
2.1.1	Peněžní agregát M1 a M2.....	3
2.1.2	True Money Supply (TMS)	4
2.1.3	Souhrnné zobrazení agregátů	6
2.2	Výrobní ukazatele	8
2.2.1	HDP	8
2.2.2	GDO.....	8
2.3	Ukazatele cenového vývoje	10
2.3.1	Inflace	10
2.3.2	Kompozitní Cenový Index (KPI).....	11
3	Analýza časových řad.....	13
3.1	Reálná data	13
3.1.1	Vlastnosti časových řad	14
3.1.2	Základní východiska	18
3.2	Korelační analýza	20
3.2.1	Interpretace výsledků	21
3.3	Lineární regresní analýza	23
3.3.1	Testování HDP metodou nejmenších čtverců	23
3.3.2	Testování GDO metodou nejmenších čtverců.....	25
3.3.3	Testování CPI metodou nejmenších čtverců	27
3.3.4	Testování KPI metodou nejmenších čtverců	28
3.3.5	Testy diagnostické kontroly.....	29
3.4	Modely vektorové autoregrese (VAR modely)	30
3.4.1	Funkce odezvy	30
3.4.2	Volba zpoždění v modelu	31
3.4.3	Specifikace VAR modelu	31
3.4.4	VAR modely s HDP	32
3.4.5	VAR modely s GDO	36
3.4.6	VAR modely s CPI.....	41
3.5	Rekapitulace výsledků.....	41
4	Závěr	43
	Použitá literatura	45
	Příloha.....	48

1. Úvod

Peněžní nabídka je dle ekonomické teorie spjata s mnoha makroekonomickými ukazateli, například s hospodářským vývojem, inflací, nebo úrokovou mírou. A jelikož ekonomové rádi tyto vztahy zkoumají, dělají kvantitativní prognózy a na jejich základech testují své teorie. Je důležité, aby byla nabídka peněz co nejpřesněji měřena, respektive obsahovala složky, které do ní opravdu patří. Hlavní proud ekonomie využívá k výpočtu peněžní zásoby, které jsou odstupňovány podle likvidity: M1, M2, M3 a další. Proti těmto agregátům se však staví rakouští ekonomové (například Rothbard, 1978; Shostak, 2000) a kritizují tyto agregáty za to, že jejich složky nejsou postaveny na koherentním teoretickém základu, ale byly vybrány na základě statistických metod a měření síly korelace s dalšími makroagregáty. Navíc se tyto statistické vztahy z důvodu vývoje finančních instrumentů pomalu vytrácí. Proto navrhuji svůj měnový agregát, pojmenovaný True money supply (TMS), založený na teoretickém přístupu.

Cílem práce je zjistit, zdali má rakouská koncepce nabídky peněz významnější vzájemný vztah s hospodářským vývojem, či inflací, než standardní pojetí a neměla by nahradit stávající měnové agregáty. Proto budou testovány vztahy agregátu M2 a TMS s dalšími makroekonomickými ukazateli, a na základě výsledků budeme schopni určit, která koncepce významnějšího vztahu dosahuje. Aby se jednalo o koherentní srovnání, bylo nutné, aby byly oba agregáty testovány se standardními agregáty (HDP a CPI) i s alternativními ukazateli, které vycházejí z teorie rakouské školy. Jako alternativu pro HDP jsem zvolil Skousenův (1990) Gross Domestic Output (GDO) a alternativou indexu spotřebitelských cen Kompozitní cenový index (KPI), který sestrojil ve své diplomové práci doktorand Národohospodářské fakulty VŠE, Lukáš Pfeifer (2011).

Uvědomuji si, že ekonomové rakouské školy odmítají přijímat správnost peněžního agregátu podle statistických metod, jak jsem zmínil výše, avšak tato práce nechce testovat správnost ukazatele, ale jeho praktickou využitelnost. Cestou teoretického rozboru ukazatele a testování jeho správnosti se vydali spíše mí předchůdci v bakalářských pracích

Skutečná nabídka peněz od Michala Dufka (2010) a O kolik skutečnější je skutečná nabídka peněz? Ondřeje Vostála (2012).

Práce je organizována do následujících částí: V podkapitolách *kapitoly 2* postupně vysvětlují veškeré proměnné, které budou využity v analýze, a stručně popíší jejich teoretický rámec. V *kapitole 3.1* určím reálná data, která budou využita v práci, a následně dojde k jejich úpravě, aby odpovídala tvaru žádoucímu pro následující analýzu. Navíc zde stanovím základní předpoklady pro odhady testů, založených na teorii a předchozích empirických pracích. V následujících kapitolách dojde již k analýze časových řad, postupně budou testovány pomocí korelační analýzy (3.2), regresní analýzy (3.3) a vektorové autoregresní analýzy - VAR modelů (3.4). V těchto kapitolách dojde ke stručnému představení odhadové metody, sestavení modelu a odhadu a následné interpretaci výsledků (v kapitole 3.4 navíc pomůžou při interpretaci funkce odezvy). Veškeré výsledky z těchto kapitol jsou shrnuty v kapitole 3.5. V poslední *kapitole 4*, jsou představeny závěry práce vycházející z analýzy.

2. Vymezení pojmů

Cílem této kapitoly bude popsání veličin, se kterými budu pracovat. Bude se jednat o peněžní ukazatele M1, M2 a TMS, výrobní ukazatele HDP a GDO a ukazatele vývoje cen CPI a KPI. Z toho k peněžním agregátům M1, M2, k HDP a inflaci se zmíním pouze okrajově, podrobný rozbor těchto pojmů není náplní práce, navíc předpokládám, že tyto pojmy jsou čtenáři natolik známé, že by jenom zabíraly místo pro důležitější části.

V teoretické části práce se budeme soustředit především na vysvětlení alternativních makroekonomických pojmů, tedy True money supply (TMS), Hrubého domácího produktu (GDO) a Kompozitního cenového indexu (KPI). Jelikož tyto ukazatele nevychází z mainstreamové ekonomie, ale z teorie rakouské školy, nejsou tyto agregáty natolik známy a budou podrobněji vysvětleny níže.

2.1 Peněžní ukazatele

V této kapitole budou vyjasněny přístupy jak neoklasické, tak rakouské školy k měnovým agregátům. Rozdíl mezi oběma přístupy je takový, že složky neoklasických agregátů jsou oběživo, plus další aktiva odstupňovaná podle likvidity, a rakouská škola do svého konceptu začleňuje aktiva, která jsou v každém okamžiku využitelná ke směně.

2.1.1 Peněžní agregát M1 a M2

Peněžní agregát lze definovat jako sumu emitovaného oběživa a zůstatků některých pasiv finančních institucí s určitou výší likvidity v širším smyslu slova. Eurosystem definuje agregát úzký (M1), střední (M2) a široký (M3). Tyto agregáty se liší podle likvidnosti zahrnutých aktiv. (ČNB, 2012)

Agregát M1

Jedná se o nejlikvidnější agregát. Podle definice ČNB (2012b) se úzké peníze (M1) pro Českou republiku skládají z oběživa a z vkladů, které lze okamžitě převést na oběživo, neboli z jednodenních vkladů.

Agregát M2

„Střední“ peníze (M2), obsahují jednak celý agregát M1 a dále vklady se splatností do dvou let a vklady s výpovědní lhůtou do tří měsíců. V závislosti na likvidnosti lze tyto vklady převést na složky úzkých peněz, ale v některých případech se mohou objevit určitá omezení, jako např. nutnost dát výpověď, prodlení, penále nebo poplatky. Pro Českou republiku jsou na rozdíl od Eurozóny do Agregátu M2 zahrnuty i Repo operace. (ČNB, 2012b)

2.1.2 True Money Supply (TMS)

Tento peněžní agregát vznikl v reakci na nedostatky do té doby používaných agregátů. Murray N. Rothbard kritizuje, že vymezení nabídky peněz, jakožto determinantu národního důchodu, bylo dosaženo pomocí statistických metod, namísto teoretických. Chicagská škola definovala, že správný bude takový agregát nabídky peněz, který bude nejsilněji korelován s národním důchodem. Položky vybírané do těchto agregátů byly vybírány tak, aby prokázaly korelaci s národním důchodem. (Rothbard, 1978) Korelace se však u agregátů vytratily z důvodu vývoje bankovních instrumentů, a proto nejsou podle staré definice nabídky peněz dnes platné. (Shostak, 2000)

Položky agregátů by proto měly být založeny na koherentním teoretickém konceptu a neměly by se pouze opírat o statistická měření síly korelace. V další podkapitole budou definovány složky TMS, a bude také vysvětleno, proč se v agregátu nacházejí.

Složky True Money Supply

Na rozdíl od M1 a M2, kde se rozhoduje, zda bude daná položka obsažena dle likvidity aktiva, se do TMS započítávají pouze ta aktiva, která jsou okamžitě použitelná ke směně. Proto každý komponent TMS musí projít testem, zdali je každým jednotlivcem přijímán jako prostředek směny na území daného státu. Rothbard (1978), Salerno (1987) a Shostak (2000) vycházejí ze stejného Misesova (1953) teoretického základu definice peněz: Peníze jsou všeobecným prostředkem směny. Prostředkem, kterým jsou veškeré směny statků a služeb na trhu završeny.

Komponenty M1

Hotovost držena nebankovní veřejností (tedy vyjma hotovosti držené ve státní pokladně, centrální bance a valut komerčních bank) je započítaná do TMS, jelikož česká koruna je zákonem uznávané platidlo, a proto se využívá ke směně.

Také *jednodenní vklady (běžné účty)* se započítávají do TMS, přestože jsou kryty jen částečně rezervami bank (minimálně však ve výši minimálních povinných rezerv). A to ze dvou důvodů. Zaprvé jsou tyto vklady pojištěny v ČR Fondem pojištění vkladů a zadruhé, mnohem podstatnějším důvodem je, že za komerčními bankami stojí ČNB, jako věřitel poslední instance, připravena půjčit bankám chybějící hotovost, když nejsou schopny dostát svým závazkům. Proto jsou vklady na běžných účtech dokonalé substituty k české koruně a započítávají se do TMS. (Salerno, 1987)

Komponenty M2 (bez M1)

Spořicí účty fungují z ekonomického hlediska na stejném principu jako účty běžné a jsou kryty stejnými institucemi. I přes námitku, že vklady na těchto účtech přímo necirkulují ekonomikou, je Salerno považuje za peněžní substituty a započítává do konceptu TMS a to z důvodu, že vklad je kdykoliv disponibilní na žádost vkladatele ve formě hotovosti. Navíc jsou spořicí účty na požádání vždy převoditelné v předem stanoveném kurzu na běžný účet. (Salerno, 1987)

Shostak (2000) má však na spořicí účty jiný pohled. Klient banky nemá úplnou kontrolu nad svými penězi, jelikož si banka může nárokovat třicetidenní výpovědní lhůtu. Neboli minimálně na třicet dní peníze změní vlastníka. Jakmile zadá klient požadavek na vybrání vkladu ze spořicího účtu, banka vyrovná rozdíl prodejem aktiv. Inkasuje peníze kupce, které byly součástí jeho hotovosti, a převede je dále na účet majitele spořicího účtu. Dochází pouze k přelévání hotovosti mezi aktéry obchodu, proto by přidáním spořicího účtů do skutečné nabídky peněz došlo k dvojitému započítání peněz do měnové zásoby. Stejnou logiku Shostak používá i pro termínované vklady.

REPO operace

ČNB přijímá od komerčních bank přebytečnou likviditu a předává jim jako kolaterál dohodnuté cenné papíry. Obě strany obchodu se zavazují, že po uplynutí dohodnuté doby splatnosti (obvyklá doba bývá 14 dní), dojde k reverzní transakci, při které komerční banka vrátí poskytnutý kolaterál a ČNB vrátí jistinu navýšenou o dohodnutý úrok. (ČNB, 2012) Za předpokladu, že stát nemůže zkrachovat, se jedná se o bezrizikovou operaci, jelikož dlužníkem je ČNB. Z důvodu podmínky reverzní transakce se v podstatě nemění vlastník peněz, proto se REPO operace započítávají do TMS.

Vklady centrální vlády

Salerno (1987) započítává vklady centrální vlády do TMS. Vklady vlády nejsou obsažené v žádném zmíněném finančním instrumentu, ale vstupují do ekonomiky, proto by bylo chybné je nezahrnout do skutečné nabídky peněz. Tyto vklady fungují stejně jako běžné účty rezidentů na nákup služeb a statků.

Vládní dluhopisy

Vládní dluhopisy se také započítávají do TMS, jelikož jsou směnitelné za peníze u jakékoliv banky. Mají vysokou důvěryhodnost, a proto je lze považovat za prostředek směny. (Salerno, 1987)

2.1.3 Souhrnné zobrazení agregátů

V *tabulce 1* níže, je přehledně zobrazeno, které finanční deriváty jsou obsaženy v jednotlivých peněžních agregátech. Složky M1, M2¹ a M3 jsou pro ČR definovány ČNB (2012b), složky užší z rakouské koncepce peněžních agregátů, TMS1 je definována Shostakem (2000) a složky širší, TMS2 Salernem (1987). Vývoj všech agregátů mezi lety 2002-2012 je vidět v *grafu 1*.

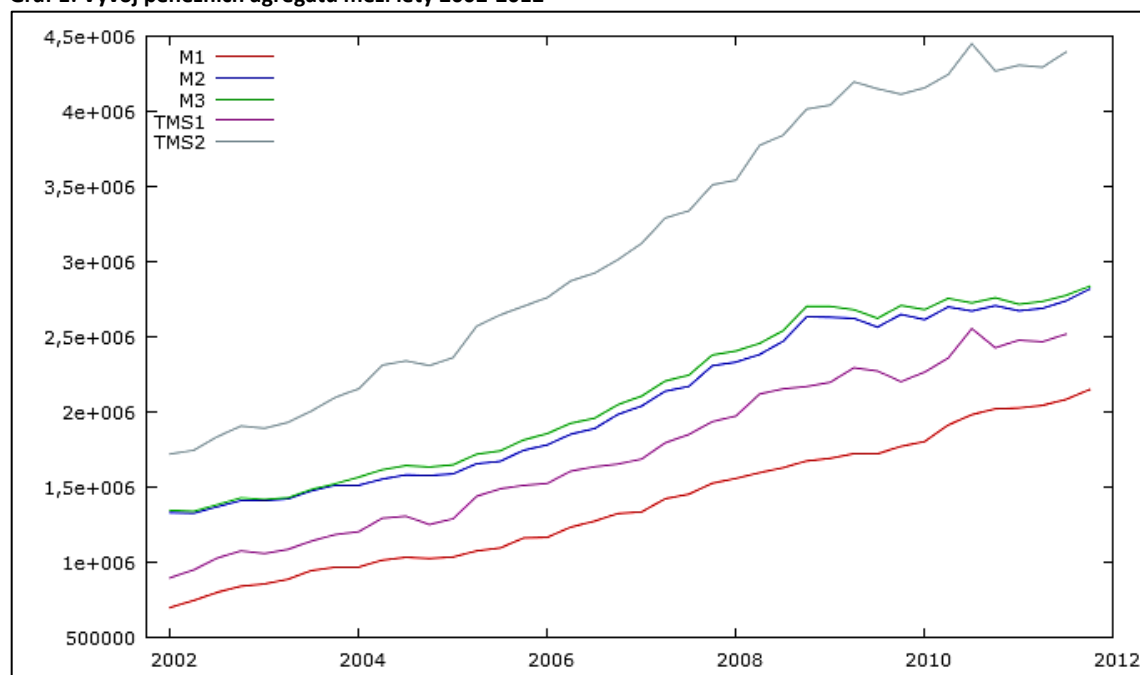
¹ Národní definice agregátu M2 se liší od definice ECB. V ČR jsou do M2 zahrnuty i REPO operace, zatímco podle ECB se zařazují REPO operace až do agregátu M3.

Tabulka 1: Souhrnné zobrazení agregátů a jejich složek

	M1	M2	M3	TMS1	TMS2
Oběživo	X	X	X	X	X
Jednodenní vklady	X	X	X	X	X
Vklady s výpovědní lhůtou do 3 měsíců	-	X	X	-	X
Vklady se splatností do 2 let	-	X	X	-	X
REPO operace	-	X	X	X	X
Akcie/podílové listy fondů peněžního trhu	-	-	X	-	-
Emitované dluhové cenné papíry do 2 let	-	-	X	-	-
Vklady CV	-	-	-	X	X
Státní dluhopisy	-	-	-	-	X

Zdroj: Vlastní sestavení (ČNB, 2012c); (Shostak, 2000); (Salerno, 1987)

Graf 1: Vývoj peněžních agregátů mezi lety 2002-2012



Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

2.2 Výrobní ukazatele

2.2.1 HDP

„HDP je tržní hodnota veškerých finálních statků a služeb vyprodukovaných v dané ekonomice za dané časové období.“ (Pavelka, 2006) Hrubý domácí produkt je jedním ze základních národohospodářských agregátů. Jeho teoretické základy pocházejí z keynesovské teorie. Používá se pro porovnávání výkonosti zemí, pro měření růstu ekonomické aktivity a vyjádření životní úrovně, pro což je často kritizován. HDP se měří třemi různými metodami. První a nejpoužívanější je metoda výdajová, také označovaná jako spotřební. Při použití této metody se sčítají výdaje na nákup finálních statků a služeb.² Dále se jedná o metodu výrobní nebo taky odvětvovou. Souhrnný HDP dostaneme součtem všech přidaných hodnot všech odvětví hospodářství na jednotlivých stupních výroby. A zatřetí se využívá metoda důchodová, známá i jako nákladová, která sčítá jednotlivé příjmy. Ať je použita jakákoliv metoda, výsledek musí být vždy stejný.

2.2.2 GDO

Kritika HDP pohledem rakouské školy

Hlavní kritikou HDP je, že zahrnuje statky pouze prvního řádu, opomíjí meziprodukty a hlavní složkou je spotřeba (71,7% v roce 2010, ČSÚ), která během hospodářského cyklu reaguje jako poslední, proto vývoj HDP zaostává za skutečným vývojem ekonomiky. Přitom podle Skousena (str. 305, 1990) „...při revizi statistických dat k hospodářskému cyklu je zjevné, že ohnisko většiny cyklů je trh kapitálových statků, od základních komodit až po velkoobchod.“ Ale tím, že HDP zobrazuje převážně spotřební statky, bývá často vysvětlována krize jako problém „podspotřeby“³, ale pravý opak je pravdou, jelikož zdrojem rostoucí spotřeby je uskromnění a následný vznik produktivnějších statků. (Rothbard, 2000)

² Známý vzorec pro výpočet $HDP = C + I + G + NX$.

³ Problém podspotřeby, neboli tvorba úspor, je vysvětlována jako únik ze systému a pouze spotřebitelské výdaje jsou produktivní.

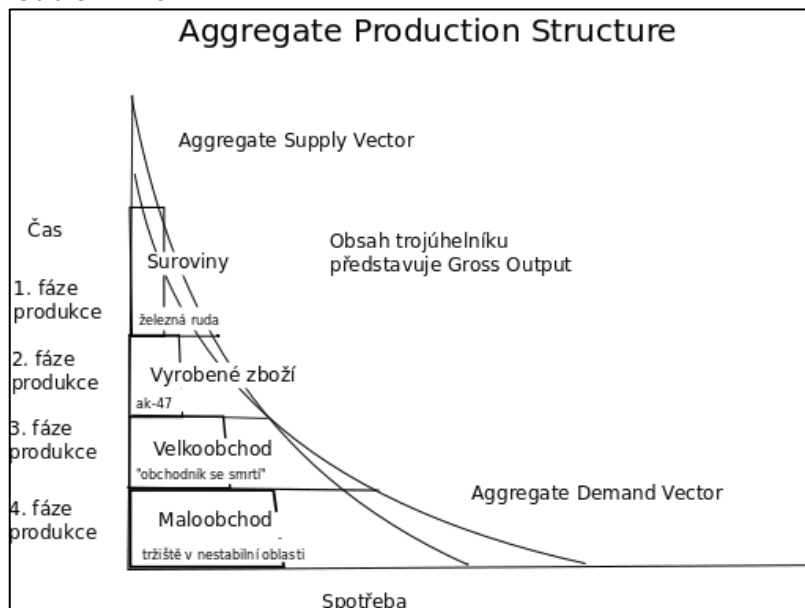
Kritika také vychází z toho, že investice jsou rakouskou školou chápány odlišně od neoklasiků, jak uvádí Skousen (1990, str. 140): „Neoklasici (Clark, Knight, Harrod, Keynes a další) si představují kapitál jako fixní, poskytující neustálý přísun příjmu nebo poskytující služby bez pohybu mezi fázemi. Rakušané (Menger, Böhm-Bawerk, Hayek, Machlup a další) charakterizují kapitál hlavně jako cirkulující vícečasové meziprodukty, procházející mezi fázemi.“

Sestavení GDO

Mark Skousen (1990) však svou knihu nenapsal za účelem kritiky současných makroekonomických agregátů, ale pokusil se nabídnout alternativu. Neoklasickým agregátům vytýkal, že opomíjejí časový rozměr a nezobrazují strukturu produkce. Představuje model Aggregate Production Structure (APS), který vychází z Hayekova trojúhelníku.⁴ APS je zobrazen na obrázku 1, kde vertikální osa znázorňuje čas, ve kterém se odehrávají fáze produkce, a horizontální osa zobrazuje spotřebu. Změna oproti Hayekově koncepci je obsah trojúhelníku, který se v APS skládá ze spotřeby a meziprodukce, souhrnně Skousenem nazvaný Gross Output. Gross Domestic Output (GDO) tedy vychází z makroekonomického modelu APS a jeho hodnota je rovna obsahu trojúhelníku. Při interpretaci dat GDO z USA Skousen (2012) tvrdí, že struktura produkce se prodlužuje, je oklikovější a nejsou to spotřební výdaje, co táhnou ekonomiku, ale investice. (Skousen, 2010)

⁴ Více o Hayekově trojúhelníku například: Hayek, Friedrich August von; Price and Production, London, Routledge and Kegan Paul, 1931, dostupné online z <http://mises.org/books/pricesproduction.pdf>.

Obrázek 1: APS



Zdroj: Hnilica, 2011

2.3 Ukazatele cenového vývoje

2.3.1 Inlace

Původní definice inflace byla definována měnovou školou v první polovině 19. století jako nárůst peněžní nabídky nekryté zlatem. Od této definice se brzy upustilo a definice inflace se začala přibližovat k současné podobě – inflace je růst cenové hladiny, způsobený přehnaně velkým příbytkem peněz v ekonomice. U staré koncepce zůstala pouze rakouská škola. (Hazlitt, 1965)

Kritika původní definice inflace

Původní definice inflace, chápaná jako nárůst objemu peněžních agregátů, je kritizována pro svou slabou korelaci mezi velikostí peněžních agregátů, reprezentujících peněžní zásobu, a množstvím opravdu využívaných peněz v ekonomice. Toto je především vidět v různých částech hospodářského cyklu. V období expanze, kdy úvěrová expanze je na vrcholu, úvěry výrazně převyšují vklady u bank. V období recese je tomu naopak. Navíc v období recese centrální banky provádějí expanzivní měnovou politiku, čímž se korelace mezi růstem agregátů a využitím peněz v ekonomice vytratí úplně, jelikož rostou opačnými směry, než by se čekalo. (Pfeifer, 2011)

Kritika současné definice inflace

Současná definice inflace, neboli růst cenové hladiny, respektive pokles koupěschopnosti peněz má své nedostatky především v zaměření se na vývoj spotřebitelských cen, známý jako CPI index. Centrální banky berou jako svůj cíl cenovou stabilitu. Dosahují svého cíle buď explicitně, přímo stanovením inflačního cílování, nebo odráží implicitní preference tvůrců měnové politiky. Současná podoba cílování inflace, tedy cílování kladné spotřebitelské inflace, směřuje ke kumulaci makroekonomické nerovnováhy, a tedy nevyhnutelně ke vzniku určité podoby hospodářského cyklu. (Robbins, 2007) Kladný cíl inflace se totiž rovná snaze dlouhodobě udržet administrativně určenou úrokovou sazbu pod úrovní přirozené úrokové míry. Ale mnohem větším problémem je, že se soustředí na stabilizaci spotřebitelských cen. Problém je v tom, že aktiva, která reagují bezprostředně na množství peněz v ekonomice, nejsou v CPI obsažena a díky tomu může i při nízké inflaci vzniknout finanční nestabilita. Nejsilněji reagují ceny na začátku výrobního procesu. Blíže ke konci procesu, tedy u produkce spotřebitelského statku, se snižuje vliv monetární politiky na cenu statku, proto je CPI index poměrně stabilní index a neukazuje reálnou změnu cenové hladiny způsobenou změnou množství peněz v ekonomice. (Pfeifer, 2011) (Borio, 2002)

2.3.2 Kompozitní Cenový Index (KPI)

Jako alternativu k inflaci jsem se rozhodl použít agregát sestrojený studentem doktorského studia Národohospodářské fakulty VŠE, Lukášem Pfeifrem. Jedná se o kompozitní cenový index a koncept jeho agregátu zmírňuje problémy z původní i současné definice inflace uvedené v minulé kapitole.

První předností KPI je skutečnost, že ilustruje vývoj cen ve všech fázích produkčního procesu. Vliv jednotlivých sektorů ekonomiky je upraven pomocí vah Skousenova hrubého domácího výstupu. „Váha spotřeby u HDP činí přes 70 %, kdežto u GDO pouhých 30 %, naopak váha hrubých podnikových výdajů dosahuje u HDP 14 % a u GDO necelých 64 %“. (Skousen, 2010) Kompozitní cenový index se vypočítá jako násobek vah jednotlivých sektorů ukazatele hrubého domácího výstupu dané ekonomiky, se změnou jim příslušných cenových indexů. Autor ještě stále pracuje na finální podobě indexu, takže

jednotlivé váhy se mohou v budoucnosti měnit. Nynější rozložení vah má definováno takto:

„KPI pro USA = (% změna CPI x 0,3) + (% změna PPI x 0,5) + (% změna Case-Shiller Home Price Index x 0,1) + (% změna S&P 500 x 0,05) + (% změna Goldman Sachs Comodity index x 0,05)“ (Pfeifer, 2011)

Po konzultaci s autorem indexu budou pro Českou republiku komponenty KPI následující: CPI, PPI zůstanou, také Goldman Sachs Comodity index, pro svůj podobný vývoj na celém světě. S&P 500 bude nahrazen vývojem na pražské burze, tedy index PX a Case-Shiller Home Price index bude nahrazen vývojem cen nemovitostí v ČR měřeným ČSÚ. Jednotlivé váhy KPI se budou lišit země od země, jelikož jsou váhy sektorů ekonomiky určovány podle struktury Skousenova GDE, proto i váhy pro ČR se budou lišit od vah pro USA. Celou kapitulu o indexu KPI jsem konzultoval s autorem Lukášem Pfeifrem a především mi pomohl určením vah indexu pro ČR, kde je výpočet velmi náročný. Jedná se o hrubý odhad, jelikož se autor teprve nedávno začal zabývat KPI v rámci ČR a tento výpočet pro svou práci ještě nezrealizoval. Proto provedl, zdůrazňuji hrubý, zrychlený odhad pro účely této bakalářské práce. Takto vypadají složky indexu a jejich hrubé rozložení vah pro ČR:

KPI pro ČR = (% změna CPI x 0,25) + (% změna PPI x 0,57) + (% změna cen nemovitostí měřena ČSÚ x 0,1) + (% změna indexu PX x 0,03) + (% změna Goldman Sachs Comodity index x 0,05)

3. Analýza časových řad

V této části práce se budu zabývat tím, jaká data budou zvolena, popisem jejich vlastností a úpravami, které musely být vykonány, aby byly výsledky co nejpřesnější a nejvíce se blížící realitě. V každé jednotlivé kapitole budu zkoumat vztah mezi TMS, respektive M2, s HDP a GDO, respektive s CPI a KPI. Cílem bude zjistit, který peněžní agregát je vhodnější jako nástroj hospodářské politiky. Pro veškeré testování jsem se rozhodl využít statistický software Gretl.⁵

3.1 Reálná data

Teoretický základ proměnných byl vysvětlen výše, nyní se budu věnovat reálným datům použitým pro analytickou část této práce. Pro zjednodušení jsem se rozhodl v této práci použít z každého názorového tábora jeden peněžní agregát. Jako reprezentanta rakouské školy jsem zvolil úzký True money supply TMS1 (dále zkráceně TMS), definovaný Frankem Shostakem (viz kap. 2.1) a z mainstreamové ekonomie peněžní agregát M2, který je v České republice chápán jako hlavní ukazatel nabídky peněz (Jílek, 2009). Tyto dva agregáty si jsou blízké, jak bylo vidět na *grafu 1* výše. Jejich složky se liší pouze ve třech peněžních instrumentech (viz kap.2.1.3).⁶ Data byla především pořízena ze serveru České národní banky, z databáze ARAD – systému časových řad a ze statistik ČSÚ. Data byla opatřena ve čtvrtletních intervalech, stálých cenách a stavech za jednotlivá období. Výjimku tvořily komponenty KPI, kde data k indexu GSCI byla pořízena ze stránek Goldman Sachs⁷ a data k indexu PX byla pořízena ze stránek pražské burzy⁸. Následující *tabulka 2* zobrazuje hrubý přehled o použitých datech. Data byla vlastními výpočty upravena do požadovaných tvarů.

⁵ Nebudu se již o tomto faktu dále zmiňovat u jednotlivých testování a odhadování.

⁶ Jak bylo ukázáno v kapitole 2.1.3, M2 na rozdíl od TMS1 obsahuje vklady se splatností do 2 let a vklady s výpovědní lhůtou do 3 měsíců, a neobsahuje vklady centrální vlády.

⁷ Index GSCI byl získán skrze <<http://www.wikiportal.com/w?filter=Finance/Commodities/Indices/>> ze stránek: <<http://www2.goldmansachs.com/services/securities/products/sp-gsci-commodity-index/index.html>>

⁸ Vývoj indexu PX byl získán ze stránek: <<http://www.bcpp.cz/dokument.aspx?k=Burzovni-Indexy>>, odkaz přímo k souboru s daty: <<http://ftp.pse.cz/Info.bas/Cz/PX.csv>>

Tabulka 2: Stručný popis dat použitých v modelech⁹

Veličina	Zkratka	Jednotka	Sledované období	Upravení dat pro modelování	Zdroj
<i>Peněžní agregát True money supply</i>	TMS	mil. Kč čtvrtletní data	I/2002- III/2011	X12 ARIMA, první difference logaritmů	www.cnb.cz
<i>Peněžní agregát M2</i>	M2	mil. Kč čtvrtletní data	I/2002- IV/2011	X12 ARIMA, první difference logaritmů	www.cnb.cz
<i>Hrubý domácí produkt</i>	HDP	mil. Kč čtvrtletní data	I/1996 - IV/2011	X12 ARIMA, první difference logaritmů	www.czso.cz
<i>Hrubý domácí výstup</i>	GDO	mil. Kč čtvrtletní data	I/1999 - IV/2011	X12 ARIMA, první difference logaritmů	www.czso.cz
<i>Spotřebitelský cenový index</i>	CPI	v %, čtvrtletní data	I/2000 - I/2012	X12 ARIMA, první difference logaritmů	www.cnb.cz
<i>Kompozitní cenový index</i>	KPI	v %, čtvrtletní data	I/2000 - IV/2010	první difference logaritmů	www.cnb.cz + ^{7, 8}

Zdroj: Vlastní úpravy

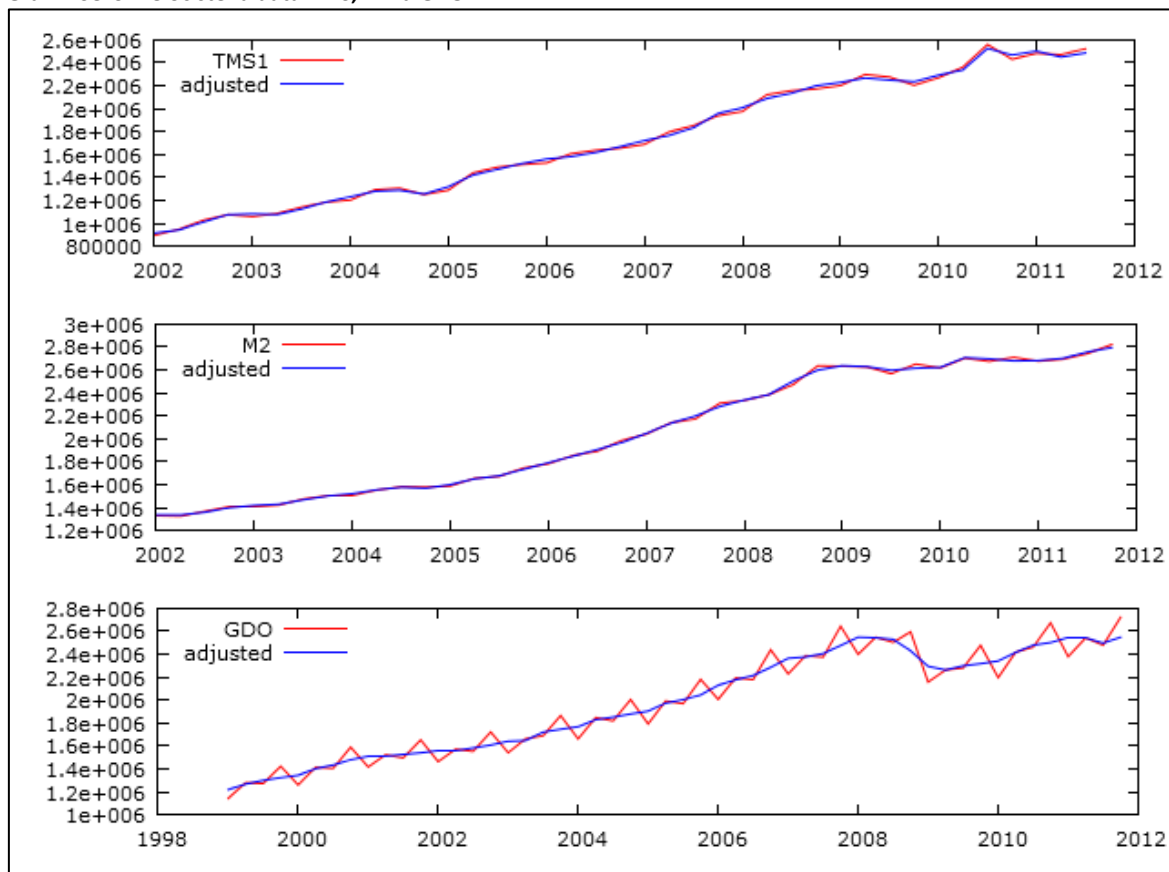
3.1.1 Vlastnosti časových řad

Tuto kapitolu začnu odstraněním problému, který se často vyskytuje u časových řad. Jedná se o sezónní vlivy. Například u vývoje HDP je dobře viditelná zvětšená ekonomická aktivita v posledním čtvrtletí roku, způsobená Vánocemi. Proto, aby nedošlo ke zkreslení výsledků, budou muset být data sezónně očištěna. Po konzultaci s Ing. Sárrou Bisovou, doktorandkou Katedry ekonometrie, mi bylo doporučeno pro odstranění sezónních vlivů použít metodu X12 ARIMA. Pro ilustraci jsou na *grafu 2* níže zobrazeny některé časové řady po očištění. Nejpatrnější změna je vidět u dat pro GDO, u ostatních proměnných jde o méně viditelné korekce.

Druhou úpravou, pro kterou jsem se rozhodl, bylo zlogaritmování dat. Tato úprava má hlavně praktický význam, protože zlogaritmovaná data jsou vhodnější pro interpretaci, jelikož jsou výsledné parametry modelů udávány v procentech. Jak bude uvedeno níže, bude se jednat o difference logaritmů, jejichž výsledné parametry se interpretují: Když se procentuální přírůstek X změní o 1 procentní bod, tak se procentuální přírůstek Y změní o β procentních bodů.

⁹ Jelikož data indexu KPI nepoukazovala na přítomnost sezónního vlivu, použitím metody X12 ARIMA by mohlo dojít k odstranění důležité informace a proto zůstala neočištěná.

Graf 2: Sezónně očištěná data TMS, M2 a GDO



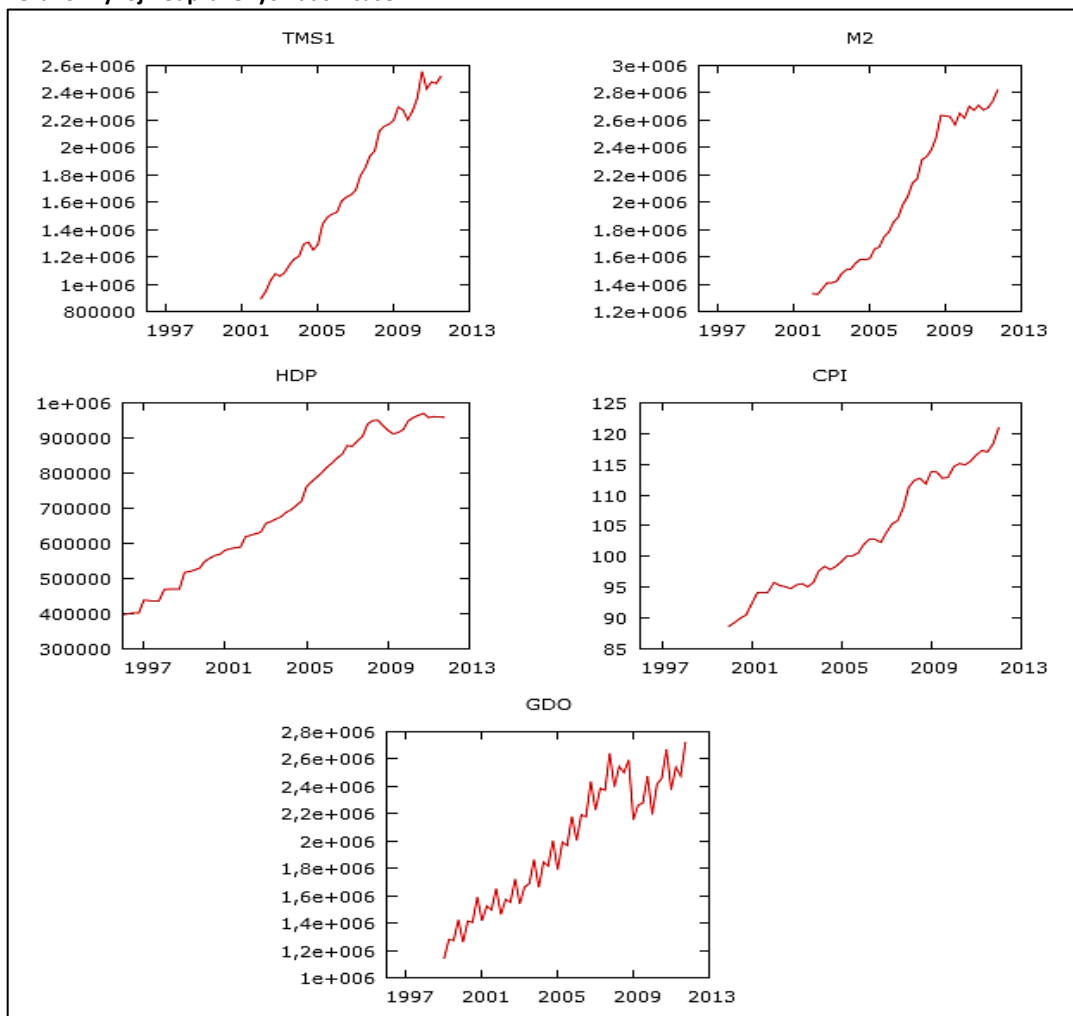
Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Poslední, avšak nejdůležitější úpravou, je odstranění častého nedostatku, se kterým se setkáváme u časových řad, nedosahováním požadavku stacionárnosti. Především u makroekonomických dat se tento problém vyskytuje se železnou pravidelností, jelikož tato data mají tendenci vyvíjet se v čase stejným směrem. Tuto vlastnost nazýváme trendem, u makroekonomických dat zpravidla rostoucím. Jak uvádí Hušek (str. 121, 2007) „Protože stacionárnost časových řad je důležitá pro kvalitu ekonometrické analýzy i predikce, je nutné její existenci při konstrukci a odhadu dynamických modelů důsledně ověřovat“.

Jedním z testů, který dokáže určit, zdali data obsahují trendovou složku, je Dickey-Fullerův test (dále ADF), při kterém porovnáváme hodnotu testového kritéria s hodnotou kritickou. (Arlt, Arltová, 2007) Není žádným překvapením, že výsledky ADF ještě neupravených dat jasně dokazují (viz příloha 1), že se jedná o data obsahující silnou trendovou složku. Pouhým okem si tento fakt můžeme ověřit na vývoji neupravených dat

z grafu 3, viz níže.¹⁰ Při práci s těmito neupravenými daty bychom dosáhli zdánlivé regrese. Vztah mezi dvěma proměnnými při zachování trendové složky může zkreslit výsledky a vykazovat regresní závislost, přitom jedině, co budou mít společného, je právě trend. Bohužel cenou za odstranění trendu je, že se vytratí dlouhodobá informace mezi proměnnými. (Hušek, 2007)

Graf 3: Vývoj neupravených dat v čase¹¹



Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Pro transformaci nestacionárních dat na data stacionární, tedy zbavení se dat trendu, se nejčastěji používá prvních či vyšších diferencí, v našem případě postačí diferenciac

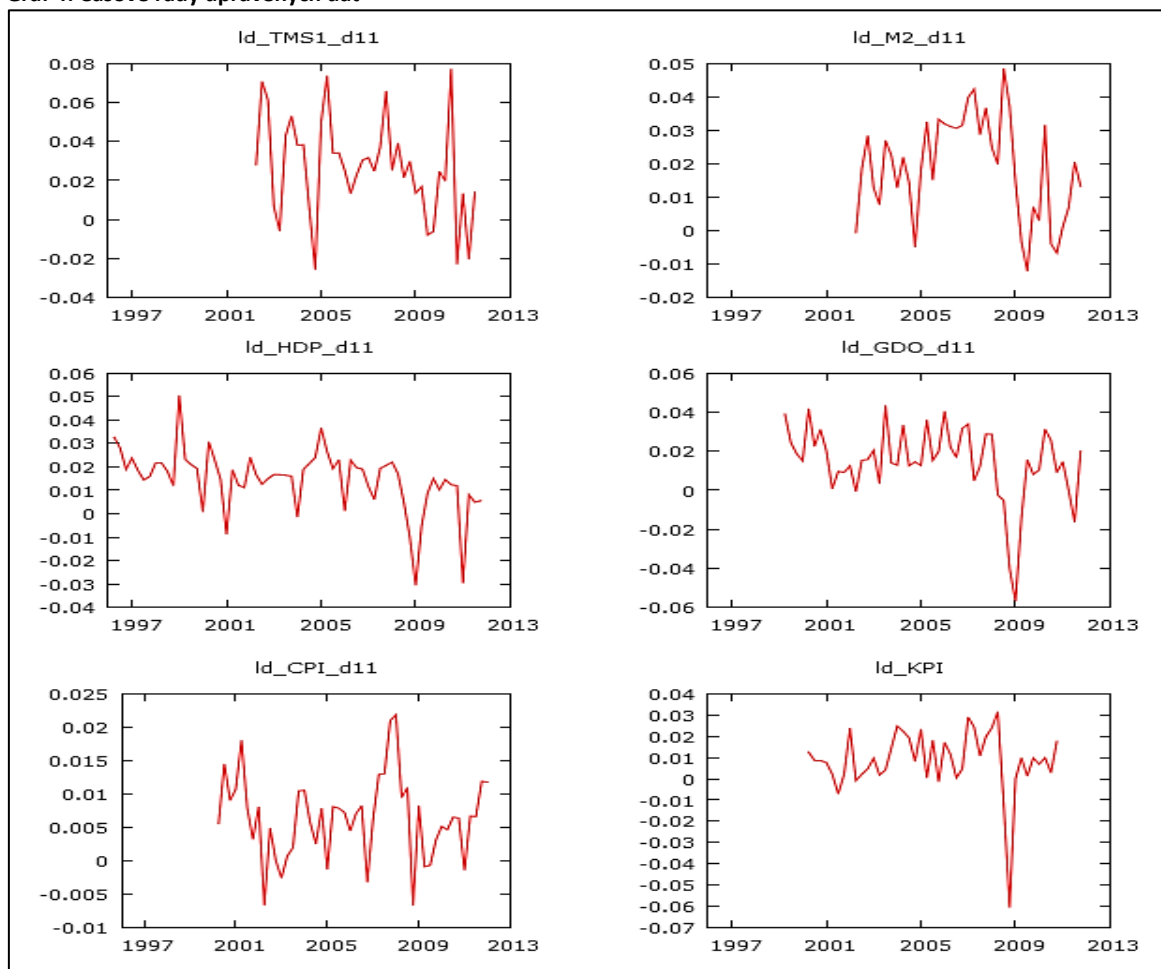
¹⁰ Jedná se o původní neupravená data, nejsou tedy zlogaritmována ani sezónně očištěna.

¹¹ Na grafu 3 není zobrazen vývoj KPI, jelikož se mi nepovedlo shromáždit všechny složky komponentu ve čtvrtletních stavech, ale některé pouze v prvních diferencích, proto index KPI není zahrnut v grafu, který zobrazuje vliv trendu a sezónnosti v časových řadách.

prvního řádu. To si ověříme opět díky ADF testu. Zde již vychází hodnoty mimo kritický obor (t-ratio nižší než -1,96, respektive p-value menší než 0,05), viz *příloha 2*. Proto na standardní hladině významnosti zamítám nulovou hypotézu o nestacionaritě dat a přijímám hypotézu alternativní. Výjimkou jsou pouze hodnoty ADF testu u CPI a M2, které překračují 5% hladinu významnosti. Data CPI i data M2 jsou stacionární na 10% hladině významnosti, od tohoto nepatrného nedostatku budu však v této práci abstrahovat.

Takto upravená data jsou již vhodná pro další testování a budou dále používána v celé této práci. V následujícím *grafu 4* si můžeme vizuálně ověřit, že časové řady nejsou stacionární, což jsem dokázal i ADF testem, zmíněným výše.

Graf 4: Časové řady upravených dat



Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

3.1.2 Základní východiska

Abych mohl odhady modelů prohlásit za dostatečně kvalitní, musím jejich výsledky verifikovat. Jedná se o tři základní druhy verifikace, o statistickou, ekonometrickou a ekonomickou. Statistická verifikace posuzuje statistickou reálnost, jak odhadnutých parametrů, tak modelu jako celku, ověřuje přesnost a významnost výsledků kvantifikace pomocí statistických testů. Ekonometrická verifikace ověřuje podmínky, jejichž dodržení je nutné pro aplikaci odhadových metod a statistických testů, obvykle se věnuje zkoumání předpokladů o náhodné složce a porušení těchto předpokladů, například se jedná o zjišťování přítomnosti autokorelace, heteroskedasticity, multikolinearity a dalších. A poslední, neméně důležitá ekonomická verifikace porovnává směr a intenzitu působení parametrů jednotlivých proměnných s předpisem výchozí teoretické hypotézy.

Výchozí hypotéza

Zjednodušeně řečeno, důvod zkoumání právě těchto zvolených veličin, je ten, že mezi těmito veličinami podle ekonomické teorie existuje vztah a cílem této práce je zjistit, který z dvojice peněžních agregátů M2 a M2 má tento vztah silnější. Musím však definovat, jak by tento vztah měl podle teorie vypadat, což bude složit jako vodítko, aby nedošlo při analýze dat k chybám. Předpoklady, které budu uvádět pro vztahy mezi peněžní zásobou a hospodářským růstem, respektive inflací, platí jak pro standardní proměnné (M2, HDP a CPI), tak pro alternativní (M2, GDO a KPI), jelikož se dají považovat za blízké substituty.

Nejprve se tedy zaměřím na vztah mezi měnovou zásobou a hospodářským růstem. Na tuto problematiku existují dva protichůdné pohledy. Protichůdné v tom, zdali vliv peněz působí na hospodářský růst, exogenní pojetí peněz (monetaristé), či je tomu naopak a vývoj hospodářství ovlivňuje množství peněz v ekonomice, endogenní pojetí peněz (postkeynesovci). Monetarismus stojí na silném krátkodobém kauzálním vztahu, který vede od peněz směrem k důchodu, vycházejícím z kvantitativní teorie peněz (Friedman, 1970) a komplexnějšího pojetí, nové kvantitativní teorie peněz, ukazující na vztah mezi nominálními a reálnými veličinami. (více Lucas, 1980) Postkeynesovci na tento vztah nenahlíží podle kvantitativní teorie peněz a jak píše Chytil (str. 53, 2003): „...*růst peněžní*

nabídky je podle nich spíše důsledkem než příčinou růstu produktu.“ Peníze zde vznikají tak, že si ekonomické subjekty zažádají o úvěr u bank, které jim jsou ochotny vyhovět a půjčky poskytnou bez krytí. Skrze půjčky se zvyšuje peněžní zásoba, která zpět klesne po prodání vyrobené produkce, kdy budou úvěry splaceny. Je tedy patrný obrácený vztah kauzality a peníze zde vystupují jako endogenní proměnná. (Svoboda, 2001) Tato práce se však nezabývá kauzalitou a důvod uvedení obou pohledů byl, abych předem upozornil na fakt, že oba směry působení mají základ v ekonomické teorii, a proto nemohu očekávaný směr apriori stanovit. Tento rozpor nepomohla vyřešit ani ekonometrie, jelikož je mnoho empirických studií, které potvrzují jak monetaristický¹², tak postkeynesovský¹³ přístup pojetí peněz.

U vztahu mezi nabídkou peněz a inflací je situace o něco přehlednější. Teoretický rámec analýzy inflace je založen na teorii poptávky po penězích, interpretované z pohledu kvantitativní teorie peněz za předpokladu racionálních očekávání, a zjednodušeně říká, že existuje pozitivní vztah mezi navýšením nabídky peněz a následným zvýšením cenové hladiny v ekonomice, tedy inflace nabývá podoby endogenní proměnné a nabídka peněz exogenní. Tento předpoklad je implicitně obsažen ve většině literatury empiricky se zabývající poptávkou po penězích.¹⁴ (Fama, 1982) Tento vztah zkoumali například nigerijští ekonomové Omoke a Ugwuanyi (2010), kteří zjistili silnou závislost mezi M2 a inflací na datech pro Nigerii mezi lety 1970-2005.

¹² Například Hayo (1999) na vzorku 14 zemí EU, Kanady, USA a Japonska shledal významnější vztah od peněz směrem k produktu, nežli opačný. Ale našel i závislost oboustrannou (pro Rakousko, Španělsko, Kanadu). Navíc v Holandsku a Švédsku dokonce nenašel žádnou závislost mezi penězi a HDP. Což jenom potvrzuje, že nelze obecně říct, jaký vztah můžeme v modelech předpokládat.

¹³ Například Tomšík a Viktorová (2005) na českých datech nepotvrdili dle Grangerovy kauzality příčinný vztah peněz působící na produkt, ale vztah opačný.

¹⁴ Je samozřejmostí, že existují i jiné názory na to, která proměnná by měla být exogenní a která endogenní při stejném teoretickém základu, ovšem to překračuje rozměr této práce, jelikož se jedná o nevýznamné procento studií. Více například Barro (1978)

3.2 Korelační analýza

Na začátku analýzy budu zkoumat korelační koeficienty mezi proměnnými. Hodnota koeficientů vyjadřuje, zdali existuje lineární závislost mezi analyzovanými dvojicemi zvolených agregátů. Jelikož se jedná o časové řady, které na sebe nereagují ihned, jsou určitým způsobem opožděny. Musí se zde zachytit čas, než se změna jedné veličiny projeví na jiné, proto jsem zvolil zpoždění, respektive předběhnutí, na $\text{lag} = \pm 4$, což při čtvrtletních datech znamená, že spolu budou analyzována data až s ročním zpožděním (předběhnutím). V následující *tabulce 3* jsou zobrazeny výsledky korelační analýzy. Korelační koeficienty testují nulovou hypotézu o vzájemné nezávislosti:

H_0 : Neexistuje statisticky významný vzájemný vztah daných veličin.

H_1 : Existuje statisticky významný vzájemný vztah daných veličin.

Tabulka 3 Korelační koeficienty TMS a M2 s ostatními agregáty

Id_TMS_d11 x	t - 4	t - 3	t - 2	t - 1	t	t + 1	t + 2	t + 3	t + 4
Id_HDP_d11	0,0385	0,3215 **	0,2963 *	0,3971 **	0,1929	0,1517	-0,1544	0,0357	-0,0203
Id_GDO_d11	0,1758	0,3027 *	0,0843	0,1097	0,2852 *	0,1563	-0,062	0,0019	-0,1183
Id_CPI_d11	-0,0644	-0,1002	0,0142	0,1637	0,1819	0,3168 *	-0,0667	-0,0721	-0,1222
Id_KPI	0,2262	0,2757	0,0808	0,0651	0,0119	0,1466	0,0534	-0,1067	-0,2319
Id_M2_d11 x	t - 4	t - 3	t - 2	t - 1	t	t + 1	t + 2	t + 3	t + 4
Id_HDP_d11	0,2863 *	0,4707 ***	0,4149 ***	0,3371 **	0,155	-0,0478	-0,0097	-0,0849	0,0597
Id_GDO_d11	0,38 **	0,4894 ***	0,3486 **	0,2269	0,1635	-0,1132	-0,2014	0,0345	-0,1264
Id_CPI_d11	0,1076	0,2697 *	0,2564	0,2305	0,3154 **	0,2959 *	0,279 *	0,0707	0,0903
Id_KPI	0,2101	0,4165 **	0,3239 *	0,172	-0,0938	-0,1358	0,1231	-0,0045	-0,0083

* Hvezdičky u hodnot značí statistickou významnost

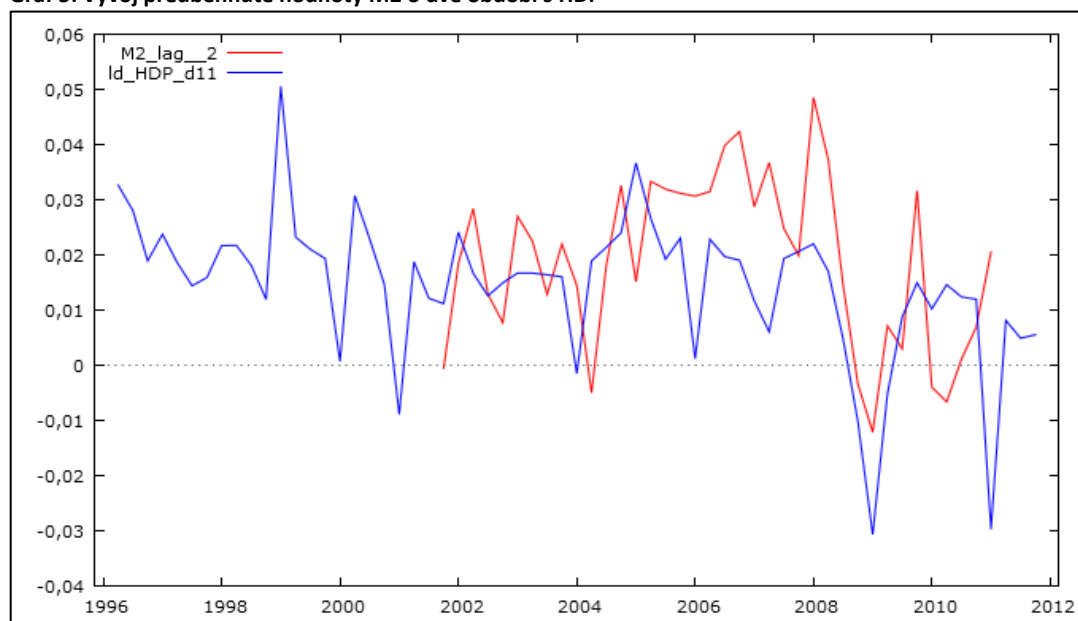
Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

3.2.1 Interpretace výsledků

Aby byla tabulka správně pochopena, pro jistotu zmíním, že časové předběhnutí (zpoždění) $t-4$ až $t+4$ platí pro peněžní agregáty TMS a M2.¹⁵ Pro ostatní agregáty platí opačný vztah, například tedy, co je pro TMS zpožděná hodnota, pro HDP je hodnota přeběhnutá.

Agregát TMS i M2, mají podobný vztah s HDP, jejich předběhnuté hodnoty jsou korelované s hodnotami HDP. Což znamená, že předběhnuté hodnoty HDP jsou určitým způsobem korelovány s přítomnými hodnotami měnových agregátů. Tento vztah mohou ukázat na následujícím *grafu 5*. Výsledky korelační analýzy podporují spíše postkeynesovskou doktrínu. Podstatný pro tuto práci je však fakt, že lépe korelovaný s HDP je agregát M2 (díky většímu počtu významných proměnných s vyšší mírou koeficientu korelace).

Graf 5: Vývoj předběhnuté hodnoty M2 o dvě období s HDP



Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

¹⁵ Například korelační koeficient pro M2 v $t-2$ a HDP, který je 0,4149*** znamená, že existuje statisticky významná korelace mezi o půl roku předběhnutými hodnotami M2 a hodnotami HDP v čase t . Respektive mezi M2 a o půl roku zpožděnými hodnotami HDP.

Stejně jako u HDP je tomu i u GDO. Lze to především vidět u M2, kde jsou korelovány tři předběhnuté hodnoty M2 s GDO. Interpretace zůstává stejná jako u HDP, jelikož se tyto dva ukazatele výrazně neliší. Opět jde vidět, že GDO je silněji svázáno s M2.

Jak vidíme u CPI, vztah, který nám odkrývají korelační koeficienty, je plně v souladu s ekonomickou teorií, tedy opožděné hodnoty peněžní zásoby jsou lineárně závislé s inflací. Co je však důležité pro tuto práci, je na první pohled silnější vztah s peněžním agregátem M2.

U KPI nastala zajímavá situace. Očekával jsem podobné výsledky jako u CPI, objevil se však vztah opačný. KPI je statisticky významně korelováno pouze s M2, a to tak, že KPI předchází hodnotám M2. Kvůli komplexnosti a komplikovanosti indexu si netroufám odhadovat, čím může být způsoben tento vztah. Tak jako u předešlých tří srovnání, i zde vyšel agregát M2 v těsnějším vztahu ke zkoumané proměnné, ale kvůli opačnému směru působení, než bylo očekáváno, nebude výsledek započítán do analýzy. I bez tohoto výsledku nemohu po této kapitole peněžní agregát rakouské školy TMS, z hlediska korelačních vztahů, shledat jako vhodnější nástroj.

3.3 Lineární regresní analýza

Nyní bude provedena regresní analýza pomocí metody nejmenších čtverců (MNČ). Využiji právě této metody díky výhodě oproti jiným odhadovým technikám, jelikož MNČ poskytuje odhady s optimálními vlastnostmi i pro malé výběry a výsledky metody nejsou obtížné pro interpretaci. (Hušek, 2007) Je také podstatné zkontrolovat, zda byly dodrženy Gauss-Markovy předpoklady, proto bude na konci kapitoly část věnovaná diagnostické kontrole. Zaměřím se na testy přítomnosti heteroskedasticity a autokorelace. Celé výstupy jsou v *příloze 3* a diagnostické testy v *příloze 4*.

3.3.1 Testování HDP metodou nejmenších čtverců

Testování začnu odhadováním HDP pomocí TMS a M2. Rozhodl jsem se, že endogenní složkou tohoto modelu bude HDP, a budu se tak držet monetaristické doktríny. Chceme-li využívat vývoje peněžních agregátů jako predikčního nástroje pro vývoj ekonomiky, je důležité, aby právě tento vztah byl statisticky významný. Exogenní složku modelu tvoří TMS, respektive M2 a další pomocné proměnné viz *rovnice 1 a 2* níže, které jsem se rozhodl zakomponovat po vzoru článku od Rosse Levina a Davida Renelta.¹⁶ Jde o proměnné: růst podílu vládních výdajů na HDP: G_shr_dif (zkráceně G), růst podílu investic na HDP: I_shr_dif (I), a růst podílu exportu na HDP: EX_shr_dif (EX). Pro zařazení I jsem se rozhodl, jelikož z článku vyplývá, že mezi růstem podílu investic na HDP a růstem HDP je robustní korelační vztah. U zkoumání vlivu G na růst HDP bude výsledek ovlivňovat, jak jsou vládní výdaje alokovány, ale přesto se dle Barro (1990) vyplatí tento vztah empiricky zkoumat. (Levine, Renelt, 1992) Pro zakomponování EX do modelu jsem se rozhodl dle vlastního uvážení, jelikož podíl exportu na HDP je pro Českou republiku, jako exportní ekonomiku, důležitý. Předpokládám, že růst podílu exportu na HDP bude mít pozitivní vliv na růst HDP.

¹⁶ Ross Levine and David Renelt. *A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions*. The American economic review [online]. 1992

Data byla získána ze serveru ČNB - ARAD. Jedná se o sezónně očištěná čtvrtletní data a jsou převedena do poměru k HDP a dále jsou diferencována.¹⁷ Jako poslední exogenní proměnou jsem přidal opožděnou hodnotu HDP, abych se zbavil zjištěné nepřiměřeně vysoké úrovně autokorelace. Pro všechny t platí: $t = 1, 2, \dots, T$

$$ld_HDP_d11_t = \beta_0 + \beta_1 G_shr_dif_t + \beta_2 I_shr_dif_t + \beta_3 EX_shr_dif_t + \beta_4 ld_TMS1_d11_t + \beta_5 ld_HDP_d11_{t-1} + u_t$$

(1)

$$ld_HDP_d11_t = \beta_0 + \beta_1 G_shr_dif_t + \beta_2 I_shr_dif_t + \beta_3 EX_shr_dif_t + \beta_4 ld_M2_d11_t + \beta_5 ld_HDP_d11_{t-1} + u_t$$

(2)

Výstup 1: Testování HDP s TMS a M2 pomocí MNČ

OLS, za použití pozorování 2002:2-2011:3 (T = 38)
Závisle proměnná: ld_HDP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00601955	0,00286937	2,098	0,0439	**
G_shr_dif	0,0316690	0,0264841	1,196	0,2406	
I_shr_dif	0,0698111	0,0259937	2,686	0,0114	**
EX_shr_dif	0,0292627	0,0402327	0,7273	0,4723	
ld TMS1 d11	-0,0394333	0,0813269	-0,4849	0,6311	
ld_HDP_d11_1	0,514435	0,152011	3,384	0,0019	***

Koeficient determinace	0,382703
F(5, 32)	3,967788
P-hodnota (F)	0,006512

OLS, za použití pozorování 2002:2-2011:4 (T = 39)
Závisle proměnná: ld_HDP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00608067	0,00310890	1,956	0,0590	*
G_shr_dif	0,0330278	0,0254853	1,296	0,2040	
I_shr_dif	0,0666542	0,0243956	2,732	0,0100	**
EX_shr_dif	0,0250870	0,0393023	0,6383	0,5277	
ld M2 d11	-0,0394598	0,128257	-0,3077	0,7603	
ld_HDP_d11_1	0,496505	0,144434	3,438	0,0016	***

Koeficient determinace	0,382794
F(5, 33)	4,093347
P-hodnota (F)	0,005309

Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Interpretace výsledků

TMS i M2 byly v tomto modelu statisticky nevýznamné. Oba agregáty dopadly stejně „špatně“, proto k tomuto výsledku nebude v mé analýze přihlíženo. Nevýznamné výsledky

¹⁷ Například když G nabývá v období t hodnoty 0,05, znamená to, že oproti minulému období se poměr státních výdajů vzhledem k HDP zvýšil o 5%.

mluví v neprospěch monetaristické teorie. Podle koeficientu a p-hodnoty opožděné proměnné HDP mohu soudit, že je HDP silně korelováno se svou minulou hodnotou. Ostatní vysvětlující proměnné nejsou pro tuto analýzu zajímavé, proto je ponechám bez interpretace.

Dle F-testů byly oba modely statisticky významné, p-hodnota F-testů byla nižší než 0,05. Koeficient determinace byl dostatečně vysoký, hodnota 0,38¹⁸ je u takto komplexního agregátu, jako je HDP, vysoká a přidáváním dalších exogenních proměnných bych dosáhl spíše více problémů, například by mohlo dojít ke zvýšení zkreslení z důvodu endogenity exogenních proměnných. Původně v modelu byla zahrnuta dummy proměnná, zda byla u vlády koalice pravicově, či levicově smýšlející, ale rozhodl jsem se tuto proměnnou vyřadit z následujících důvodů. Výsledek byl statisticky významný, ale s touto proměnnou dosahoval model nepřiměřeně vysoké úrovně autokorelace. Výsledný parametr mohl být interpretován jako pozitivní vliv levicové vlády na růst HDP, to může být například vysvětleno rozhazovačnou politikou levicové vlády, která vede k nezdravému růstu HDP. Mohlo také dojít ke zkreslení odhadu, jelikož ve vzorku byly zastoupeny pravicové vlády až od roku 2006, těsně před nástupem celosvětové krize.

3.3.2 Testování GDO metodou nejmenších čtverců

Jelikož se jedná o velmi podobné agregáty, jak bylo mnohokrát zmíněno, bude odhadová metoda téměř identická jako v minulé podkapitole 3.3.1, pouze za HDP bude dosazeno GDO, které bude testováno s TMS a poté s M2. Rovnice 3 a 4 proto budou téměř totožné s předešlými.

$$ld_GDO_d11_t = \beta_0 + \beta_1 G_shr_dif_t + \beta_2 I_shr_dif_t + \beta_3 EX_shr_dif_t + \beta_4 ld_TMS1_d11_t + \beta_5 ld_GDO_d11_{t-1} + u_t$$

(3)

$$ld_GDO_d11_t = \beta_0 + \beta_1 G_shr_dif_t + \beta_2 I_shr_dif_t + \beta_3 EX_shr_dif_t + \beta_4 ld_M2_d11_t + \beta_5 ld_GDO_d11_{t-1} + u_t$$

(4)

¹⁸ Tedy model vysvětluje z 38 % variabilitu vysvětlované proměnné.

Výstup 2: Testování GDO s TMS a M2 pomocí MNČ

OLS, za použití pozorování 2002:2-2011:3 (T = 38)

Závisle proměnná: ld_GDO_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,000273179	0,00357132	0,07649	0,9395	
G_shr_dif	-0,0601245	0,0328310	-1,831	0,0764	*
I_shr_dif	0,0873418	0,0329290	2,652	0,0123	**
EX_shr_dif	0,205638	0,0508278	4,046	0,0003	***
ld TMS1 d11	0,139143	0,0925934	1,503	0,1427	
ld_GDO_d11_1	0,418800	0,122306	3,424	0,0017	***
Koeficient determinace		0,577829			
F(5, 32)		8,759736			
P-hodnota (F)		0,000026			

OLS, za použití pozorování 2002:2-2011:4 (T = 39)

Závisle proměnná: ld_GDO_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00298908	0,00414274	0,7215	0,4757	
G_shr_dif	-0,0422685	0,0349216	-1,210	0,2347	
I_shr_dif	0,0774641	0,0347675	2,228	0,0328	**
EX_shr_dif	0,206176	0,0551608	3,738	0,0007	***
ld M2 d11	0,140850	0,171323	0,8221	0,4169	
ld_GDO_d11_1	0,357768	0,134868	2,653	0,0122	**
Koeficient determinace		0,483246			
F(5, 33)		6,172025			
P-hodnota (F)		0,000384			

Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Interpretace výsledků

Přesto, že jsou agregáty HDP a GDO podobné, přece jenom je zde rozdíl ve výsledcích. Oba peněžní agregáty nejsou na 5% hladině statisticky významné, ale TMS má p-hodnotu poměrně nízkou, minimálně v poměru s M2, nebo v poměru k minulému modelu s HDP. Oba agregáty také již mají znaménko před koeficientem takové, jaké by se dalo předpokládat. Nicméně, kvůli statisticky nevyhovujícím hodnotám opět nemohu výsledky tohoto regresního odhadování započítat do naší analýzy. Minulá hodnota GDO je, stejně jako u HDP, silně korelovaná s jeho přítomnou hodnotou, bez jejího zahrnutí by model trpěl nepřiměřenou autokorelací. Ostatní proměnné nejsou důležité pro analýzu, kterou se zabývá tato práce, avšak po zběžném zhlédnutí mohu konstatovat, že minimálně znaménka koeficientů odpovídají směru, jaký bych předpokládal.

Celkové F-testy testy vyšly opět mimo kritický obor, proto přijímám alternativní hypotézu o významnosti modelu jako celku. Koeficienty determinace vyšly podstatně vyšší než v minulém případě, model s TMS vysvětluje dokonce 58 % variability vysvětlované proměnné.

3.3.3 Testování CPI metodou nejmenších čtverců

Za endogenní proměnnou byl do modelu dosazen CPI, budu tedy testovat, jaký má vliv změna peněžní zásoby na inflaci. Mimo TMS a M2 budou exogenní proměnné jejich opožděné hodnoty, plus opožděná hodnota endogenní proměnné CPI, a to z důvodu odstranění autokorelace v modelu. Odhadové funkce vypadají následovně:

$$ld_CPI_d11_t = \beta_0 + \beta_1 ld_TMS1_d11_t + \beta_2 ld_TMS1_d11_{t-1} + \beta_3 ld_TMS1_d11_{t-2} + \beta_4 ld_CPI_d11_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$ld_CPI_d11_t = \beta_0 + \beta_1 ld_M2_d11_t + \beta_2 ld_M2_d11_{t-1} + \beta_3 ld_CPI_d11_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Výstup 3: Testování CPI s TMS a M2 pomocí MNČ

OLS, za použití pozorování 2002:4-2011:3 (T = 36)
Závisle proměnná: ld_CPI_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00335715	0,00184247	1,822	0,0781	*
ld_TMS1_d11	0,00465323	0,0401658	0,1159	0,9085	
ld_TMS1_d11_1	0,0674936	0,0367858	1,835	0,0762	*
ld_TMS1_d11_2	-0,0650849	0,0414507	-1,570	0,1265	
ld_CPI_d11_1	0,409272	0,175575	2,331	0,0264	**

Koeficient determinace 0,276350
F(4, 31) 2,959605
P-hodnota (F) 0,035124

OLS, za použití pozorování 2002:2-2011:4 (T = 39)
Závisle proměnná: ld_CPI_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00316088	0,00155202	2,037	0,0489	**
ld_M2_d11	0,130360	0,0644821	2,022	0,0505	*

Koeficient determinace 0,099473
F(1, 37) 4,087061
P-hodnota (F) 0,050490

Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Interpretace výsledků

Odhadování CPI pomocí TMS dosáhlo významných výsledků. Jak je vidět, opožděná hodnota o jedno čtvrtletí je statisticky významná na 10% hladině významnosti. Podle koeficientu mohu říci, že když se zvýší TMS v t-1 o procento, zvýší se hodnota CPI o 0,0674 %, což se shoduje s ekonomickou teorií. Jako plus беру i fakt, že aktuální změna hodnoty TMS nemá statisticky významný vliv na aktuální změnu CPI, neboli změna v peněžní nabídce potřebuje určitý čas, než se promítne ve změně inflace. O dvě období

zpožděná hodnota TMS byla mimo standardní hladinu významnosti. Zamítám H_0 o nevýznamnosti celkového modelu na 5% hladině významnosti, $P\text{-value (F)} = 0,035$. Koeficient determinace je relativně nízký (0,276). Přisuzuji to složitosti indexu, který se skládá z mnoha proměnných, a je logické, že odhadovat ho pouze změnou peněžní zásoby je nedostatečné pro přesné vysvětlení variability modelu. Pro tuto práci budu od tohoto nedostatku abstrahovat kvůli malému vlivu na samotnou analýzu.

Při odhadování CPI peněžním agregátem M2 jsem došel až k nejjednoduššímu tvaru, protože při jakékoliv jiné skladbě vysvětlujících proměnných nebylo možné modely statisticky a ekonometricky verifikovat. M2 při odhadování CPI se jeví významně a to na 5% hladině významnosti. Odhadnutý parametr mohu interpretovat tak, že změna peněžního agregátu o procento vyvolá ve stejném období zvýšení indexu CPI o 0,13 %. Opět je výsledek ve shodě s ekonomickou teorií. Celkový F-test má stejnou hodnotu jako F-test dílčí, jelikož odhaduji model pouze pomocí jedné proměnné, a proto je také významný na standardní hladině významnosti.

3.3.4 Testování KPI metodou nejmenších čtverců

Při pokusu o sestavení odhadové funkce se mi nepovedlo zkonstruovat takový model, který by byl statisticky významný jako celek, vyzkoušel jsem více kombinací s různými proměnnými¹⁹, které by index KPI dokázaly alespoň na 10% hladině významnosti vysvětlit. Přisuzuji to složitosti indexu, který se skládá z vývoje cen nemovitostí, komodit, z indexu CPI a PPI, a z vývoje indexu PX. Změnu těchto složek by měla vyvolávat změna peněžní nabídky, avšak na každou složku působí v jiném časovém horizontu, takže ani TMS, ani M2 a jejich zpožděné hodnoty při odhadování nevyšly signifikantně na standardní hladině významnosti, viz *příloha 3*. Relativně lépe vyšel model s vysvětlující proměnnou M2, ale jak u celkového F-testu a pro nás důležité proměnné M2, jsem nemohl zamítnout nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti, proto ani tento výsledek nebudu brát v potaz.

¹⁹ Nejlépe vyšla proměnná nezaměstnanosti, kterou jsem nakonec do modelu zakomponoval. Zvolil jsem ji kvůli inverznímu vztahu s inflací známému z Phillipsovy křivky.

3.3.5 Testy diagnostické kontroly

Je nutné zjistit, zda jsou splněny klasické G-M požadavky, nezbytné pro správný odhad parametrů lineárního regresního modelu. Postup se zpravidla skládá z verifikace ekonometrického modelu vhodnými technikami. V případě zjištění nesplnění určitých předpokladů následuje korekce modelu, například změnou specifikace modelu. V této práci se budu zejména zabývat zkoumáním podmíněné heteroskedasticity a autokorelace reziduí. (Hušek, 2007)

Jak bylo zmíněno výše, veškeré výstupy týkající se testů diagnostické kontroly jsou souhrnně zaznamenány v *příloze 4*, či ve výpisu nejdůležitějších informací ve *výstupu 4* níže.

Výstup 4: Testy diagnostické kontroly		Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)
Pro OLS, ld_HDP_d11 a ld_TMS_d11 LM test pro autokorelaci do řádu 4 Whiteův test heteroskedasticity	P(F(4,28)) = 1,981 [0,124837]) P(Chí-kvadrát(20)) = 20,3604 [0,435597])	
Pro OLS, ld_GDO_d11 a ld_TMS_d11 LM test pro autokorelaci do řádu 4 Whiteův test heteroskedasticity	P(F(4,28)) = 1,24554 [0,31458]) P(Chí-kvadrát(20)) = 20,8235 [0,407584])	
Pro OLS, ld_HDP_d11 a ld_M2_d11 LM test pro autokorelaci do řádu 4 Whiteův test heteroskedasticity	P(F(4,29)) = 2,12839 [0,1027]) P(Chí-kvadrát(20)) = 20,6916 [0,415482])	
Pro OLS, ld_GDO_d11 a ld_M2_d11 LM test pro autokorelaci do řádu 4 Whiteův test heteroskedasticity	P(F(4,29)) = 1,23237 [0,318927]) P(Chí-kvadrát(20)) = 28,9535 [0,088679])	
Pro OLS, ld_CPI_d11 a ld_TMS_d11 LM test pro autokorelaci do řádu 4 Whiteův test heteroskedasticity	P(F(4,27)) = 0,74739 [0,568327]) P(Chí-kvadrát(12)) = 11,9665 [0,448375])	
Pro OLS, ld_CPI_d11 a ld_M2_d11 LM test pro autokorelaci do řádu 4 Whiteův test heteroskedasticity	P(F(4,30)) = 1,42078 [0,25116]) P(Chí-kvadrát(9)) = 15,8317 [0,0704802])	
Pro OLS, ld_CPI_d11 a ld_M2_d11 LM test pro autokorelaci do řádu 4 Whiteův test heteroskedasticity	P(F(4,33)) = 1,28512 [0,295788]) P(Chí-kvadrát(2)) = 1,46035 [0,481825])	

Je patrné, že všechny p-hodnoty jsou vyšší než 0,05, což znamená, že nezamítám nulové hypotézy, a to hovoří ve prospěch těchto testů. Dle výsledků Whitova testu nic nenasvědčuje podmíněné heteroskedasticitě, což znamená, že nesystematická složka má konstantní rozptyl. Také výsledky testů na autokorelaci nepotvrdily, že rezidua vykazují korelaci. To vše na 5% hladině významnosti. (Arlt, Arltová, 2007)

3.4 Modely vektorové autoregrese (VAR modely)

V minulé kapitole 3.3 jsem se setkal s problémem, že jsem musel a priori určit endogenní proměnné v modelu, přestože jsem tušil, že na sebe proměnné působí oboustranně. Toto se mi povedlo vyřešit použitím VAR modelů. Tyto modely totiž v sobě nereflektují ekonomickou teorii, všechny proměnné ve zkoumaných řadách jsou náhodné, to znamená, že mají endogenní charakter. (Hušek, 2009) Další výhodou VAR modelů je, jak píše Hušek (2007, str. 237): „...jejich předností je relativně jednoduchý odhad parametrů metodou nejmenších čtverců...“

VAR model se skládá z několika rovnic, které se rovnají počtu endogenních proměnných obsažených v modelu, minimálně však ze dvou. V tomto případě se bude jednat právě o tento nejjednodušší případ VAR modelů, tedy o dvourovnicový model. Rovnice budou vypadat následovně: Na levé straně bude standardně endogenní proměnná²⁰ a na pravé straně budou zpožděné hodnoty obou mnou zvolených vysvětlujících proměnných,²¹ popřípadě další vysvětlující proměnné, které se však zpravidla neberou v úvahu. (Hušek, 2007)

3.4.1 Funkce odezvy

Jak bylo řečeno, odhad parametrů probíhá metodou nejmenších čtverců, avšak jejich interpretace je složitá z toho důvodu, že model obsahuje několik zpožděných hodnot současně a jak uvádí Hušek (str. 280, 2009): „výsledky blokových F-testů v modelech VAR neumožňují stanovit znaménka vlivu jedné z proměnných modelu na ostatní proměnné systému ani dobu trvání tohoto vlivu.“ Proto se nejčastěji využívá grafická analýza *impulse-reaction* funkce, v češtině známé jako funkce odezvy, či reakční funkce.

Reakční funkce zaznamenává reakci vysvětlované proměnné na jednotkové exogenní šoky své, či šoky jiné proměnné. Funkce odezvy tak popisuje dynamickou reakci endogenní

²⁰ Tedy v první rovnici jedna ze dvou zvolených endogenních proměnných a v druhé rovnici druhá.

²¹ Jedna v podobě zpožděné endogenní proměnné, druhá jako zpožděná exogenní. V druhé rovnici se tyto proměnné vymění.

proměnné na jednorázový jednotkový šok a nutný čas, jenž je potřeba ke stabilizaci časové řady do rovnovážného stavu.

U interpretace reakční funkce nastává problém, že jsou šoky často alespoň částečně zkorelované, neboli mají nějakou společnou komponentu. Proto je vždy nutné před sestavením funkce odezvy hodnoty jednotlivých šoků transformovat na ortogonální matici, čímž bude dosaženo jejich nezávislosti. Nástrojem k této úpravě dat slouží Choleskiho dekompozice. (Hušek, 2007)

3.4.2 Volba zpoždění v modelu

Jak bylo zmíněno, VAR modely budou odhadovány pomocí endogenních hodnot a jejich zpoždění. Proto je důležité, aby byl počet zpožděných hodnot určen co nejpřesněji, a tím měl model co nejlepší vypovídací hodnotu, tedy najít nejlepší poměr mezi poklesem počtu stupňů volnosti, způsobený přidáváním zpožděných hodnot a snížení predikční schopnosti modelu naopak jejich ubíráním. (Hušek, 2007)

Jak dále uvádí Hušek (2007, str. 242): „*Volbu maximální délky zpoždění provádíme pomocí vícerozměrných zobecnění informačních kritérií.*“ Určit optimální zpoždění pomůže opět statistický software Gretl, kde podle výsledků Akaikeho informačního kritéria (AIC) určím nejlepší počet zpožděných hodnot nalezením jeho minimální hodnoty.

3.4.3 Specifikace VAR modelu

Rozhodl jsem se specifikovat model obecně, jelikož pro všechny variace našich proměnných bude vypadat velmi podobně. Pro všechny případy se bude jednat o jednoduchý dvourovnicový VAR model časových řad. Budou použita opět stejně upravená data, jak bylo řečeno v kapitole 3.1, tedy sezónně očištěna, zlogaritmována a po prvních čtvrtletních diferencích. Je to důležité zmínit, jelikož pro VAR modely je stacionarita dat zásadní podmínkou.

Rozhodl jsem se však pro jednu změnu, a to takovou, že již nebudu zkoumat vztah mezi měnovými agregáty a KPI, jelikož jak v kapitole Korelační analýza (3.2), tak v kapitole Lineární regresní analýza (3.3) neprokázaly výsledky požadovanou statistickou

významnost, a tak jsou pro naši analýzu bezcenné. Domnívám se, že je to způsobeno tím, že index KPI je natolik složitým agregátem, který v sobě nese informaci z mnoha trhů, až se tím stává velmi těžko odhadnutelným, takže nadále budu pracovat pouze s agregáty HDP, GDO a CPI. Obecný zápis modelu bude vypadat následovně v rovnici 7:

$$\begin{aligned}
 Y_{1,t} &= \beta_0 + \beta_1 Y_{2,t-1} + \beta_2 Y_{1,t-1} + \dots + \beta_i Y_{2,t-j} + \beta_{i+1} Y_{1,t-j} + u_{1,t} \\
 Y_{2,t} &= \beta_0 + \beta_1 Y_{1,t-1} + \beta_2 Y_{2,t-1} + \dots + \beta_i Y_{1,t-j} + \beta_{i+1} Y_{2,t-j} + u_{2,t} \\
 t &= 1, 2, \dots, T \\
 i, j &= 1, 2, \dots, +\infty
 \end{aligned}$$

(7)

3.4.4 VAR modely s HDP

Klasicky se prvně zaměřím na zkoumání měnových agregátů s HDP. Na začátek se zaměřím na určení optimálního zpoždění v modelu. Jak jsem zmínil výše, výsledku dosáhneme pomocí vícerozměrných informačních kritérií. Celé výstupy je možno vidět v příloze 5. Vše podstatné je vidět i zde, v tabulce 4, optimální zpoždění pro model s TMS bude 3, jelikož právě při tomto zpoždění nabývá AIC nejnižší hodnoty -10,317358. Optimální zpoždění pro M2 a HDP je pouze jedno období, AIC se zde rovná hodnotě -11,533755. Do modelu jsem se pro zjednodušení rozhodl nezakomponovat žádné další exogenní proměnné. Proto budou jako exogenní proměnné pouze zpožděné hodnoty mnou zvolených endogenních proměnných.

Tabulka 4: Volba optimálního zpoždění pro VAR modely s HDP

TMS s HDP			M2 s HDP		
Zpoždění	p (LR)	AIC	Zpoždění	p (LR)	AIC
1		-10,312791	1		-11,533755*
2	0,36896	-10,196658	2	0,71296	-11,355695
3	0,0184	-10,317358*	3	0,41866	-11,231681
4	0,91949	-10,096575	4	0,73846	-11,049418
5	0,48484	-9,954528	5	0,03555	-11,119351
6	0,33454	-9,847282	6	0,03898	-11,182598

Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Interpretace výsledků TMS a HDP

Parametry modelu a celý výstup je přiložen v příloze pod označením *příloha 6*. Můžeme zde vidět mnoho statisticky nevýznamných parametrů, bohužel všechny zpožděné proměnné TMS, které by měly vysvětlovat variabilitu HDP, jsou nevýznamné také. Pro postkeynesovskou teorii mluví fakt, že sledujeme určitou závislost mezi těmito proměnnými v opačném vztahu, což potvrzuje výsledek v kapitole 3.2 výše. Koeficient 0,9845 u o 3 období zpožděné hodnoty HDP říká, že změna v HDP o procento se promítne za 3 období (za tři čtvrtě roku) ve změně TMS stejným směrem téměř o celé procento *ceteris paribus*, jedná se tedy o velmi silný vliv, a to na 1% hladině významnosti.

Celkové F-testy vyšly statisticky významně, tedy zamítám nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu jako celku, a to na 1% hladině významnosti pro model s vysvětlovanou proměnnou TMS a na 10% hladině významnosti s vysvětlovanou proměnnou HDP. Pro potvrzení, že jsem volil správný počet zpoždění, vyšel test pozitivně. Na 1% hladině významnosti jsem zamítl H_0 : Nejdelší zpoždění je 2, a přijal jsem alternativní hypotézu, která říká, že nejdelší zpoždění je 3.

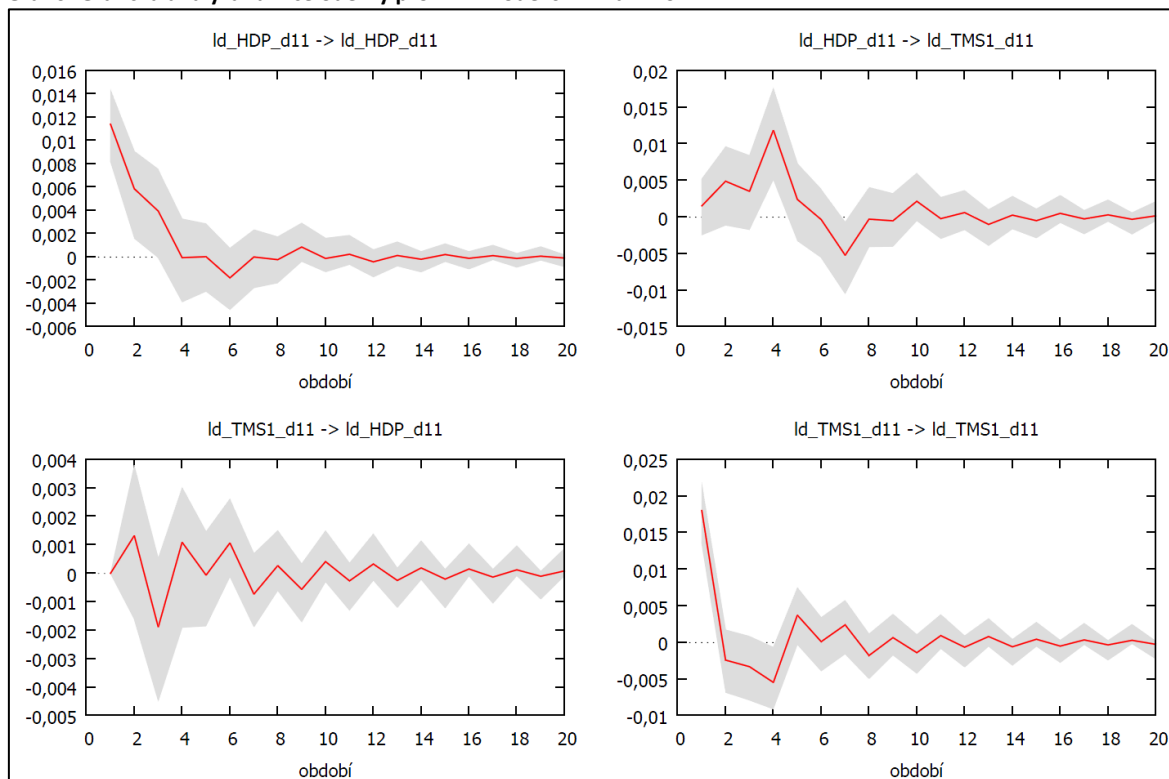
Koeficienty determinace vyšly 0,33 (pro HDP) a 0,44 (pro TMS). Takto nízký koeficient odpovídá faktu, že při odhadování byly použity pouze zpožděné hodnoty endogenních proměnných.

Analýza funkce odezvy

Pomocí Choleskiho dekompozice byly ortogonalizovány náhodné složky proměnných, díky čemuž nejsou korelované a mají jednotkový rozptyl. Nyní jsou data vhodná k sestrojení reakčních funkcí. Jak je vidět na *grafu 6*, obě veličiny v dlouhodobém měřítku se po jakémkoliv šoku vrací do rovnovážného stavu, což vypovídá o dobré kvalitě testovaného modelu. HDP i TMS reagují na své šoky bezprostředně růstem, jehož úroveň klesá až do čtvrtého období, kde se růst zastaví, a poté začne oscilovat kolem rovnovážné hodnoty. TMS reaguje na šok v HDP růstem až do čtvrtého období, kde růst TMS má maximální úroveň přibližně 1,5%, poté začne růst klesat do minima v sedmém období a dále se udržuje kolem své vyrovnané hodnoty, což potvrzuje minulé testování, kde měly minulé hodnoty HDP statisticky významný vliv na růst TMS. Jednotkový šok v měnové zásobě

působí na HDP jeho rozkmitáním kolem rovnovážné hodnoty, která se postupem času vyrovnává.

Graf 6: Grafická analýza funkce odezvy pro VAR model s HDP a TMS



Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Interpretace výsledků M2 a HDP

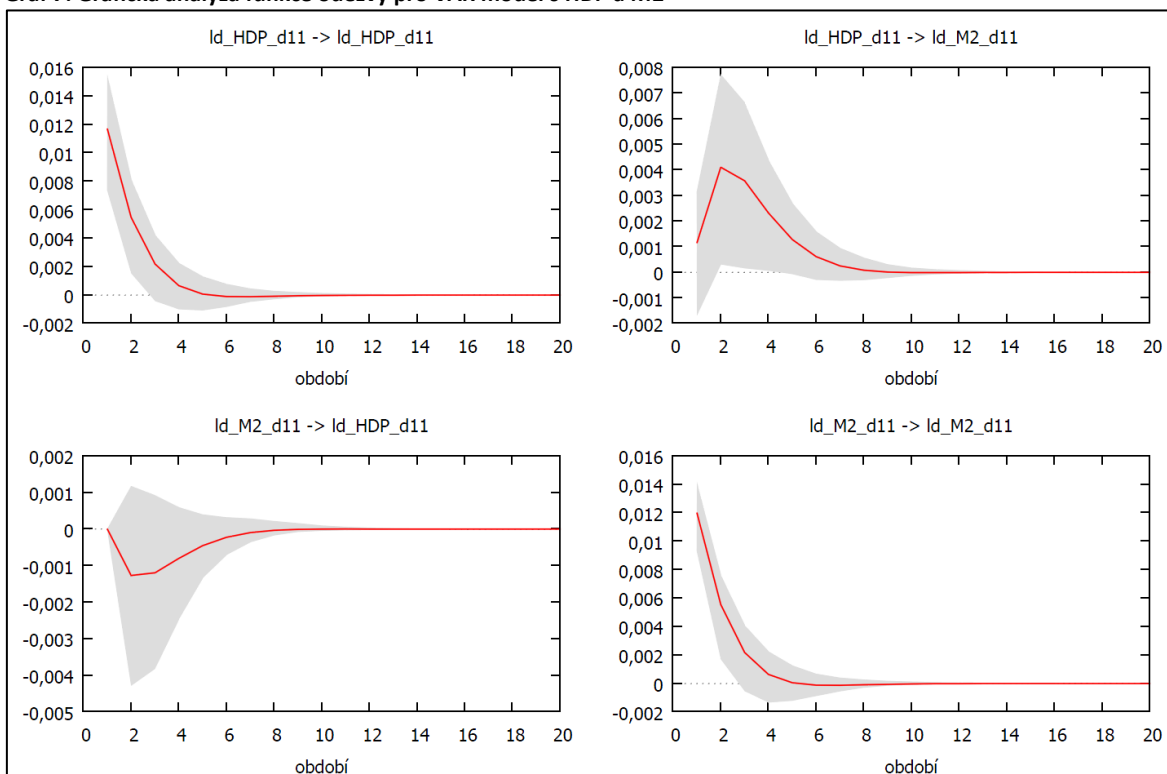
Celý výstup je přiložen v *příloze 7*. Jak je vidět, nenašel se statisticky významný vztah mezi minulou hodnotou M2 a HDP. Avšak naopak, v souladu s *kapitolou 3.2* byl potvrzen vztah opačný, tedy vliv minulých hodnot HDP na změnu M2. Jako v celé analýze se opět projevilo, že peněžní nabídka je ovlivňována vývojem HDP, ale opačný vztah se neprokázal.

Celkové F-testy vyšly pozitivně, a to na 1% hladině významnosti. Proto jsem opět zamítl nulovou hypotézu a přijal alternativní hypotézu, značící, že parametry nabývají nenulových hodnot. Hodnoty determinace jsou ještě nižší, než ve VAR modelu s HDP a TMS, jelikož na rozdíl od nich obsahují ještě méně zpožděných hodnot. Vysvětlují pouze 23 % (HDP) a 34 % (M2) variability endogenní proměnné. Od nedostatku budu abstrahovat.

Analýza funkce odezvy

Jak je vidět na *grafu 7*, obě veličiny spějí (oproti minulému modelu s TMS) po nečekaném šoku mnohem rychleji do rovnovážného stavu a nemají tendenci kolem něj oscilovat. HDP i M2 reagují na své šoky klesajícím růstem, který se kolem čtyř období sníží až na rovnovážnou hodnotu, na které i zůstane. Je to tedy známka, že jsou obě veličiny korelovány se svými minulými hodnotami. Šok v HDP způsobí růst peněžní zásoby, který dosáhne maximální úrovně v druhém období, a poté pomalu klesá, až dosáhne vyrovnaných hodnot mezi 8. – 10. čtvrtletím. Vysvětlit se to dá jako zavedení expanzivní měnové politiky, reagující na pozitivní hospodářský růst a snahu jej podpořit, respektive nepřidusit, či kreditní kreaci, způsobenou pozitivními očekáváními díky dobrému vývoji ekonomiky. Druhý z dvojice křížových šoků, tedy jednorázový jednotkový šok v M2 působící na HDP, se projeví až ve druhém čtvrtletí poklesem hospodářské úrovně, v tomto období je pokles maximální, po němž nastává pozvolný návrat do rovnovážného stavu. Při pohledu na velikost parametrů je patrné, že se jedná o velmi nízké hodnoty.

Graf 7: Grafická analýza funkce odezvy pro VAR model s HDP a M2



Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Testy diagnostické kontroly

Pomocí ARCH testů lze objevit přítomnost podmíněné heteroskedasticity v modelu, tedy zda nesystematická složka v modelu má konstantní rozptyl. Dle výsledků však můžeme zamítnout nulovou hypotézu o její přítomnosti. Také výsledky testů na autokorelaci nepotvrzují její výskyt v modelu. Posledním testem, který jsem provedl, je, zdali mají hodnoty normální rozdělení, což se potvrdilo u modelu s TMS, ne však u modelu s M2. Problém nastal kvůli relativně malému počtu pozorování, bohužel se do této práce nepovedlo opatřit delší časovou řadu, proto budu muset od tohoto nedostatku abstrahovat. Všechny tyto výsledky byly testovány na 5% hladině významnosti. Výsledky jsou zobrazeny v následující *tabulce 5* a výstupy jsou přiloženy v *příloze 6 a 7*. (Arlt, Arltová, 2007)

Tabulka 5: Testy diagnostické kontroly pro VAR modely s HDP

HDP s TMS		HDP s M2	
Autokorelace: (HDP)	Ljung-Box Q' = 0,403721 [0,982]	(HDP)	Ljung-Box Q' = 0,867279 [0,929]
Autokorelace: (TMS)	Ljung-Box Q' = 0,954785 [0,917]	(M2)	Ljung-Box Q' = 0,898178 [0,925]
ARCH: (HDP)	LM = 1,90978 [0,752348]	(HDP)	LM = 1,6531 [0,799218]
ARCH: (TMS)	LM = 0,634585 [0,959144]	(M2)	LM = 1,29006 [0,863059]
Normalita:	Chí-kvadrát(4) = 8,51582 [0,0744]		Chí-kvadrát(4) = 17,0272 [0,0019]

Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

3.4.5 VAR modely s GDO

Cílem opět bude nejprve určit počet zpožděných hodnot, které zakomponuji do VAR modelů. Oba výstupy je možno vidět v *příloze 5*.

Pro model s TMS vyšlo podle výsledku AIC jedno zpoždění s hodnotou -9,641789 jako optimální. Avšak po modelování nevyšel významně celkový F-test při odhadování TMS jako endogenní proměnné, proto jsem přijal nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu jako celku na 5% hladině významnosti a rozhodl jsem se použít zpožděné hodnoty 3. Jednak je to druhá nejnižší hodnota, p-hodnota je zde nejnižší a tři zpoždění jsem použil i v minulé kapitole při testování HDP.

Dle výsledků AIC pro M2 byla nalezena minimální hodnota -11,056194 u zpoždění číslo 6. Ale stejně jako u TMS jsem nakonec ve VAR modelu použil jiný počet zpoždění. Tentokrát to bylo z jiného důvodu. Při odhadování modelu se šesti zpožděnými hodnotami jsem nezamítal u F-testu pro nulová omezení jeho H_0 : maximální zpoždění je 5, na 5% hladině významnosti. Takže i u VAR modelu s M2 došlo ke změně oproti výsledkům z vícerozměrných informačních kritérií na optimální počet zpoždění 5.

Tabulka 6: Volba optimálního zpoždění pro VAR modely s GDO

TMS s GDO			M2 s GDO		
Zpoždění	p (LR)	AIC	Zpoždění	p (LR)	AIC
1		-9,641789*	1		-10,896175
2	0,93801	-9,416891	2	0,63151	-10,731737
3	0,02773	-9,507457	3	0,09356	-10,730112
4	0,20628	-9,442019	4	0,10082	-10,722802
5	0,24022	-9,363721	5	0,00103	-11,038295
6	0,14099	-9,329508	6	0,07219	-11,056194*

Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Interpretace výsledků TMS a GDO

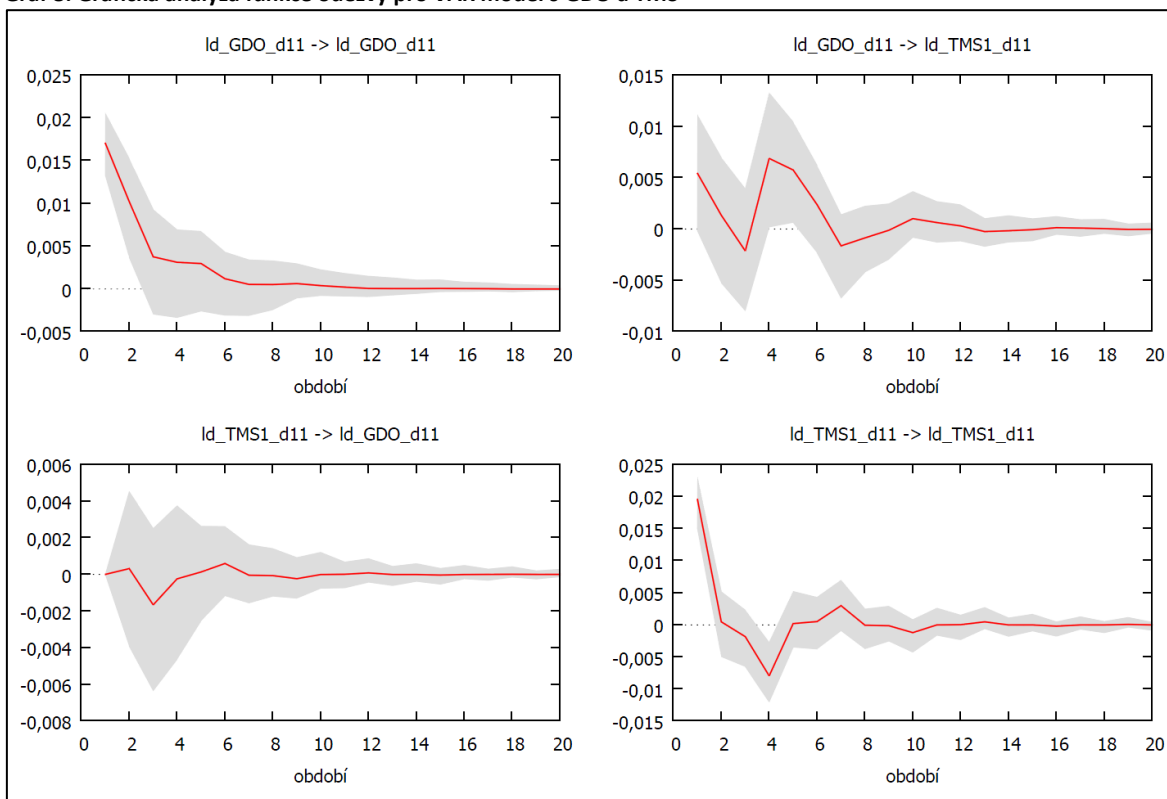
Interpretace je shodná s testováním TMS a HDP. Zkráceně, vliv TMS na GDO byl nevýznamný, vztah byl nalezen pouze opačný a opět mezi hodnotou HDP o tři období zpožděnou. Veškeré F-testy byly významné na 10% hladině významnosti a potvrdily statistickou významnost parametrů modelu. Oba koeficienty determinace byly kolem úrovně 30%. Celý výstup je k vidění v příloze 8.

Analýza funkce odezvy

Následující graf 8 ilustruje reakční funkci pro proměnné GDO a TMS. I nyní musím provést Choleskiho dekompozici, aby byly ortogonalizovány náhodné složky proměnných. V reakci na své jednotkové šoky došlo u obou veličin k růstu, který se rychlým tempem vytrácel. U GDO byl pokles růstu velmi svižný do třetího čtvrtletí, a poté pokračoval pomalejším tempem, až dosáhl rovnovážného stavu. Reakce TMS na vlastní impuls byla obdobná, rychlé snižování růstu se až během třetího čtvrtletí změnilo na pokles, který dosáhl svého maxima ve čtvrtém období. Poté se hodnoty přibližují k rovnovážnému stavu, od kterého se příliš nevychylují. Reakce TMS na jednotkový exogenní šok v HDP je provázena růstem, který klesá do třetího čtvrtletí, následující období roste a dosahuje svého maxima, poté

nastává pomalejší pokles a oscilace kolem rovnovážné hodnoty. Jedná se o poměrně silný a dynamický vztah. Naopak reakce GDO na exogenní šok TMS je nepatrná, hodnoty se výrazně nevzdalují od rovnovážného stavu, lze konstatovat, že změna v TMS nemá výrazný vliv na úroveň GDO. Což stejně jako v celé práci poukazuje na fakt, že vztah mezi produktem a peněžní zásobou odpovídá spíše postkeynesovské teorii.

Graf 8: Grafická analýza funkce odezvy pro VAR model s GDO a TMS



Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Interpretace výsledků M2 a GDO

Na rozdíl od modelu s TMS, tento model poskytl určité informace k interpretaci, jak je vidět v příloze 9. U VAR modelů je často mnoho hodnot nevýznamných, mě zajímají ty statisticky významné a ty, které pomáhají odhadovat hodnoty HDP, jsou u M2 dvě. Jedná se o 3 a o 5 období zpožděné hodnoty. Parametr o 3 období zpožděné hodnoty je statisticky významný na 5% hladině a říká, že když se M2 změní o procento, za 3 období se GDO změní o 0,67 %. O 5 období zpožděný parametr M2 má negativní vliv na GDO, když se změní M2 o procento, za rok a čtvrt se GDO změní o -0,49 %, a to na 10% hladině významnosti. Ekonomickou teorií to můžeme vysvětlit tak, že vyprší pozitivní stimul,

způsobený zvýšením peněžní zásoby v ekonomice. V druhé rovnici jsem zaznamenal vliv u stejně zpožděných hodnot GDO na M2, oba na 5% hladině významnosti. Byl zaznamenán opět lepší vzájemný vztah u M2 a sledovaným agregátem, než u TMS.

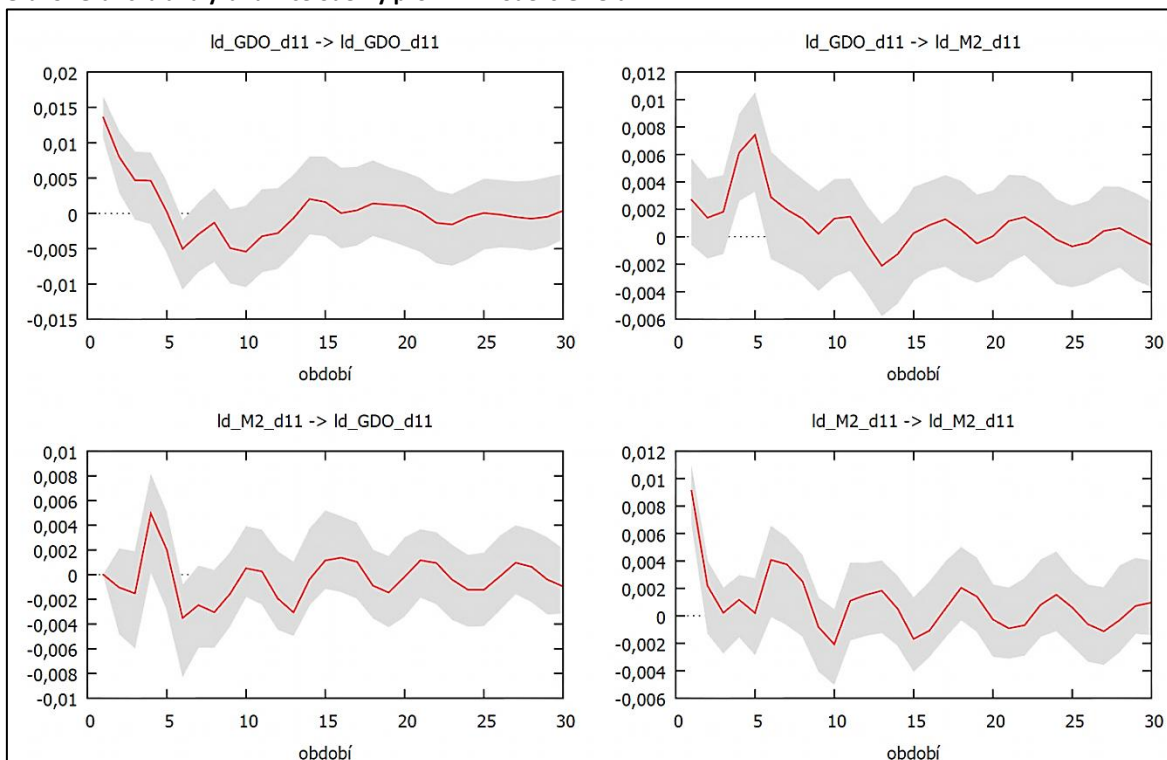
Oba celkové F-testy vyšly významně na 1% hladině významnosti. Takže modely přijímáme jako celky. Významně vyšel také F-test pro nulová omezení, který zkoumá, zda bylo použito optimální množství zpožděných hodnot. Koeficienty determinace vyšly oproti ostatním modelům velmi vysoké, modely dle koeficientů vysvětlují 58 % (GDO) a 62 % (M2) variability vysvětlované proměnné, což je velmi vysoké procento.²²

Analýza funkce odezvy

Veličiny GDO i M2 reagují na své exogenní šoky růstem, který u M2 strmě klesá, až do třetího čtvrtletí, kde se pohybuje kolem vyrovnaných hodnot po dvě období a poté se opět „rozvlní“ a dlouhodobě osciluje kolem vyrovnané hodnoty, jak je ale vidět, alespoň v dlouhodobém měřítku mají reakční funkce tendenci se ustálit, což mluví ve prospěch modelu. GDO na svůj šok reaguje relativně stabilněji, do šestého období klesá, poté je zde určitá tendence v přibližování se k vyrovnané hodnotě. Křížové šoky reagují u obou proměnných relativně podobně. Jednorázový exogenní šok způsobený GDO zapříčiní u M2 růst až do pátého období, kde se zastaví a začne klesat, a přibližně od desátého období se pohybuje kolem vyrovnané hodnoty. To je ve shodě s naměřenými výsledky i s teorií postkeynesovců. GDO reagující na jednotkový šok v M2 zaznamenává pokles do třetího čtvrtletí, poté prudce stoupá a okolo čtvrtého a pátého období zaznamenává GDO růst. V sedmém období dosahují odhady minima, a poté vykreslují typickou sinusoidu kolem rovnovážného stavu. Všechny funkce odezvy v tomto VAR modelu byly velmi silné a dynamické, poprvé se taky ukázal významný pozitivní vliv změny peněžní zásoby na růst produktu.

²² Opět, myšleno „vysoké“ na to, že je model vysvětlován pouze dvěma proměnnými a jejich zpožděnými hodnotami.

Graf 9: Grafická analýza funkce odezvy pro VAR model s GDO a M2



Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

Testy diagnostické kontroly

U žádných testů nebyla zamítnuta nulová hypotéza na jakékoliv standardní hladině významnosti. Modely netrpí heteroskedasticitou, autokorelací a hodnoty mají normální rozdělení. Výpis nejdůležitějších hodnot je zobrazen v *tabulce 7* níže a podrobný výpis z diagnostických testů je v *příloze 8 a 9*. Výsledky testů potvrzují, že odhady modelů jsou z ekonometrického hlediska v pořádku.

Tabulka 7: Testy diagnostické kontroly pro VAR modely s GDO

GDO s TMS		GDO s M2	
Autokorelace: (GDO)	Ljung-Box $Q' = 0,625292$ [0,960]	(GDO)	Ljung-Box $Q' = 3,33952$ [0,503]
Autokorelace: (TMS)	Ljung-Box $Q' = 3,20715$ [0,524]	(M2)	Ljung-Box $Q' = 2,23167$ [0,693]
ARCH: (GDO)	LM = 5,72766 [0,2204]	(GDO)	LM = 2,77285 [0,5965]
ARCH: (TMS)	LM = 5,65784 [0,2262]	(M2)	LM = 3,50149 [0,4776]
Normalita:	Chí-kvadrát(4) = 3,98641 [0,4078]		Chí-kvadrát(4) = 1,80666 [0,7713]

Zdroj: Vlastní výpočty (ČNB, ČSÚ)

3.4.6 VAR modely s CPI

Před využitím VAR modelů pro odhady CPI pomocí měnových agregátů jsem si položil otázku, zda je to nutné. Ekonomická teorie neříká nic o tom, že by měla mít inflace vliv na změnu peněžní nabídky, proto v tomto vztahu nenastává problém, že bychom nevěděli, kterou proměnnou určit jako endogenní. Proto mohu předpokládat, že první rovnice, kde bude vysvětlovanou proměnnou CPI, bude významná a druhá, kde bude vysvětlující peněžní agregát, významná nebude.

Pro verifikaci mých domněnek jsem sestrojil VAR modely s měnovými agregáty a CPI. Potvrdil se můj předpoklad a odstraněním jedné rovnice kvůli nevýznamnosti celkového F-testu na 10% hladině významnosti, zůstal pouze lineární regresní model odhadnutý pomocí MNČ, takže by byla pouze opakována kapitola 3.3. Jak je vidět, viz výsledky v příloze 10 a 11,²³ odhadnuté parametry rovnic jsou téměř totožné s odhadnutými parametry v kapitole *Testování CPI metodou nejmenších čtverců* (3.3.3). Proto jsem dospěl k závěru, neodhadovat CPI pomocí VAR modelů.

3.5 Rekapitulace výsledků

Zkoumané veličiny byly podrobeny mnoha testům, ze kterých bych mohl vyvodit závěry pro tuto práci. Zkoumanou otázkou práce byla: „*Má TMS významnější vztah k ostatním testovaným makroekonomickým agregátům než M2?*“ Pokusím se tuto otázku zodpovědět právě díky naší předešlé analýze.

Analýza byla započata zkoumáním lineární závislosti mezi proměnnými pomocí korelačních koeficientů. Zde se u všech kombinací jevil významněji a blíže spjatý s ostatními agregáty ukazatel peněžní zásoby přijímaný mainstreamovou ekonomikou, agregát M2. Parametry korelačních koeficientů mezi peněžní zásobou a produktem naznačovaly, že vztah odpovídá spíše postkeynesovské teorii, která vnímá peníze jako endogenní proměnnou.

²³ Volba optimálního zpoždění v příloze 5.

Po korelační analýze následovala analýza regresní. Odhadování proměnných HDP a GDO pomocí obou měnových agregátů vyšlo nevýznamně, proto nemohu výsledky využít v analýze. Jelikož zde byly jako endogenní proměnné zvoleny produkční agregáty, nevýznamné testy mluví v neprospěch monetaristické doktríny, při jejíž platnosti bychom totiž mezi agregáty čekali určitou pozitivní statistickou závislost. Při odhadování CPI pomocí změny peněžní zásoby vyšly oba modely statisticky významně. Avšak odhadnuté parametry TMS a M2 se velmi podobají. Při různých předpokladech vychází různě i interpretace odhadových modelů. U modelu s M2 byla statisticky významná přítomná hodnota M2, což poukazuje na racionální očekávání ekonomických subjektů, které si uvědomují, že zvýšení nabídky peněz povede jenom ke zvýšení cenové hladiny, a proto místo změny produkce rovnou promítají změnu peněžní zásoby do změny cen. A statisticky významnou hodnotou u TMS byla hodnota zpožděná o jedno období, což hovoří o tom, že nastává určitý proces v ekonomice, než se zvýšení peněžní nabídky promítne ve zvýšení inflace. Z tohoto důvodu nebudu v analýze přihlížet ani k tomuto výsledku.

Poslední a zároveň nejsložitější analýza byla provedena u modelů vektorové autoregrese. Testovány byly již jenom produkční ukazatele HDP a GDO, u kterých převládá problém s určením endogenity proměnných v modelu, a tuto překážku VAR modely díky své povaze dokážou odstranit. Testování HDP pomocí VAR modelů bylo velmi podobné u TMS i M2. Při endogenní proměnné HDP nebyly odhadnuté parametry peněžních agregátů statisticky významné. Opět jsem však zaznamenal statisticky významný opačný vliv. Procentuální změna v HDP působí na změnu M2 stejným směrem o 0,6 % a na změnu TMS dokonce o 0,98 %. Tento silný vztah byl potvrzen při sestavování reakčních funkcí.

Zatímco u TMS nastala téměř totožná situace při odhadování GDO pomocí VAR modelu, u M2 vyšly poprvé výsledky hovořící i ve prospěch monetaristické teorie. Třetí a pátá opožděná proměnná M2 měla statisticky významný vliv na GDO. Tento vztah byl viditelný i na grafu funkce odezvy, viz *graf 9*. Významný byl i opačný vztah a celkově měl model nejpřesvědčivější výsledky.

Na začátku rekapitulace jsem připomněl otázku, na kterou chtěla tato práce dát odpověď, zda má TMS významnější vztah k ostatním makroekonomickým agregátům, než M2. Po shrnutí všech výsledků mi nezbývá, než na ní odpovědět negativně. TMS ve všech odhadech dosahovala buď podobných, nebo horších výsledků než M2, proto bych TMS nedoporučil jako vhodnější makroekonomický nástroj pro sledování peněžní zásoby země.

4. Závěr

Cílem práce bylo zjistit, který z dvojice peněžních agregátů TMS a M2 je vhodnější jako nástroj hospodářské politiky a zdali by TMS, koncept měnového agregátu rakouské školy, neměl nahradit mainstreamovou ekonomikou využívaný agregát M2, jelikož dle Shostaka (2000) konstrukce TMS stojí oproti M2 na koherentním teoretickém základu, který jasně definuje, které složky ještě můžeme započítat do nabídky peněz. Lepší vhodnost agregátů měla být dokázána během testování například pomocí schopnosti lépe odhadovat ostatní makroekonomické ukazatele, či nalezením těsnějšího vztahu mezi nimi. Agregáty byly testovány pomocí korelační, regresní a vektorové autoregresní analýzy (VAR modelů) na čtvrtletních datech pro Českou republiku mezi lety 2002 až 2012. Statistické výsledky byly interpretovány v průběhu celé analytické části práce, a nakonec zrekapitulovány v kapitole 3.5 *Rekapitulace výsledků* výše. Jelikož ve veškerých testech dosahoval agregát TMS stejných nebo horších výsledků než M2, musel jsem shledat TMS jako méně vhodný nástroj hospodářské politiky. Jak bylo uvedeno v úvodu, tento fakt mluví pouze o praktické využitelnosti agregátu, jelikož správnost agregátu, dle rakouské školy zaručuje jeho teoretický rozměr.

Přestože v této práci nebyla testována kauzalita, například pomocí Grangerových testů, zaznamenal jsem, že výsledné parametry odhadů spíše odpovídaly postkeynesiánské teorii, která nahlíží na peníze jako na endogenní proměnnou. Ve většině testů se totiž podařilo najít určitou závislost mezi produktovými ukazateli HDP, respektive GDO, či jejich zpožděnými hodnotami a TMS, respektive M2.

Odhady CPI dopadly v souladu s ekonomickou teorií, tedy změny v peněžní nabídce předbíhají změnám v indexu CPI, respektive hodnoty peněžních agregátů a jejich opožděné hodnoty mají statisticky významný vliv na CPI. Nepovedlo se však zaznamenat statisticky významný vztah mezi kompozitním cenovým indexem (KPI) a peněžními agregáty. Veškeré testy dopadly statisticky nevýznamně, či modely neprošly jinými fázemi verifikace.

Použitá literatura

ARLT, Josef - ARLTOVÁ, Markéta. *Ekonomické časové řady: vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace*. 1. Praha: Grada Publishing, 2007. 288 s. ISBN 978-80-247-1319-9.

BARRO, Robert J. *Unanticipated money, output, and the price level in the United States*. Journal of Political Economy 86 (August 1978)

BARRO, Robert J. *Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth*, Journal of Political Economy, October 1990, part 2.

BORIO, C. - LOWE, P.; Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus, BIS Working Papera, No 114, 2002

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Časové řady ARAD* [online]. © 2003-2012 [cit. 2012-05-02]. Dostupné z: <<http://www.cnb.cz/docs/ARADY/HTML/index.htm>>

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Peněžní agregáty Eurozóny* [online]. © 2003-2012a [cit. 2012-04-02]. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/cs/statistika/menova_bankovni_stat/harmonizace_mbs/harmonizace_mbs_agregaty.html>

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Harmonizované peněžní agregáty České republiky* [online]. © 2003-2012b [cit. 2012-04-02]. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/cs/statistika/menova_bankovni_stat/stat_mb_met/stat_mb_harmon_agregaty.html>

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Měnověpolitické nástroje* [online]. © 2003-2012c [cit. 2012-08-09]. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/mp_nastroje/>

ČSÚ. *HDP výdajovou metodou (běžné ceny)*. [online]. [cit. 2012-04-24]. Dostupné z: <<http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenka.presmsocas>>

DUFEEK, Michal. *Skutečná nabídka peněz*. Praha, 2010. Bakalářská práce. VŠE – Národohospodářská fakulta. Vedoucí práce Ing. Pavel Písař.

FAMA, Eugene F. *Inflation; Output, and Money*; The Journal of Business , Vol. 55, No. 2 (Apr., 1982), pp. 201-231; The University of Chicago Press; [cit. 2012-08-14] Dostupné z: <<http://www.jstor.org/stable/2352700>>

FRIEDMAN, Milton. *A Theoretical Framework for Monetary Analysis*. The Journal of Political Economy. Vol. 78. No. 2. 1970. s. 193-238.

HAYO, Bernd. *Money-output Granger causality revisited: an empirical analysis of EU countries*; Applied Economics; 1466-4283, Vol. 31, 11, 1999, s. 1489 – 1501

HAZLITT, Henry. *What You Should Know About Inflation*. 2. New York : D. VAN NOSTRAND COMPANY, INC. Princeton, New Jersey, 1965. ISBN 9781610160551

HNILICA, Petr. *Co je lepší než HDP na měření hospodářských cyklů?* Praha, 2011. Bakalářská práce. Vysoká škola Ekonomická - Národohospodářská fakulta. Vedoucí práce Ing. Miroslav Svoboda.

HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.

HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2009, 344 s. ISBN 978-80-245-1623-3.

JÍLEK, Josef. *Finanční trhy a investování*. 1. Praha : Grada Publishing, 2009. 648 s. ISBN 978-80-247-1653-4.

LEVINE, Ross - RENELT, David. Association *A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions*. The American economic review [online]. 1992, s. 942-963 [cit. 2012-07-29]. ISSN 0002-8282. Dostupné z: <<http://www.jstor.org/stable/2117352>>

LUCAS, E. Robert. *Two Illustrations of the Quantity Theory of Money*. Vol. 70, No. 5. Dec., 1980. s. 1005-1014. The American Economic Review

MISES, Ludwig von. *The Theory of Money and Credit*, New Haven: Yale University Press, 3rd edition. 1953

OMOKE Philips - UGWUANYI Charles. Money, Price and Output: A Causality Test for Nigeria. American Journal of Scientific Research. Issue 8(2010), s.78-87. ISSN 1450-223X

PAVELKA, Tomáš. *Makroekonomie: základní kurz*. Vyd. 1. Slaný: Melandrium, 2006, 278 s. ISBN 80-861-7545-6.

PFEIFER, Lukáš. *Kompozitní cenový index: Kompromis mezi původní a současnou definicí inflace*. Praha: Katedra institucionální ekonomie, Národohospodářská fakulta VŠE v Praze, 2011.

ROBBINS, L.: *The Great Depression*, Ludwig von Mises Institute, Auburn, Alabama, 2007

ROTHBARD, Murray N. *Austrian Definitions of the Supply of Money*. Louis M. Spadaro, ed. Kansas City: Sheed Andrews and McMeel: Polytechnic Institute of New York, 1978, s. 143-156. New Directions in Austrian Economics

ROTHBARD, Murray N. *America's great depression*. 5th ed. Auburn, AL: Mises Institute, 2000, 278 s. ISBN 09-454-6605-6.

SALERNO, Joseph T. The „True“ money supply: A Measure of the supply of the medium of Exchange in the the U.S. economy. Austrian Economics Newsletter [online]. 1987, [cit. 2012-04-06]. Dostupný z: <http://mises.org/journals/aen/aen6_4_1.pdf>

SHOSTAK, Frank. *The mystery of the money supply definition*. The quarterly journal of austrian economics vol. 3 : no. 4 (winter 2000): 69–76 [online]. 2000, 4, [cit. 2012-04-04]. Dostupný z: <http://mises.org/journals/qjae/pdf/qjae3_4_3.pdf>

SKOUSEN, Mark. *The structure of production*. New York: New York University Press, 1990, 415 s. ISBN 08-147-7895-X.

SKOUNSEN, Mark. *Beyond GDP: A Breakthrough in National Income Accounting*, [cit. 2012-04-06], 2012 Dostupné z: <<http://www.markskousen.com/article.php?id=1093>>

SKOUNSEN, Mark. *Gross Domestic Expenditures (GDE): the Need for a New National Aggregate Statistic*, Economics Working Paper No.113, Centre for Comparative Economics, 11/2010, str. 24. [cit. 2012-08-14] Dostupné z: <http://www.ssees.ucl.ac.uk/publications/working_papers/wp113.pdf>

SVOBODA, Miroslav. *Možnosti měnové regulace z pohledu postkeynesovské ekonomie*. Politická ekonomie. 6. 2001. s. 797-811. [cit. 2012-08-14] Dostupné z: <http://nb.vse.cz/~svobodam/Archiv_textu/Moje_texty/Postkeynesovci-pro-PolEko.pdf>

TOMŠÍK, Vladimír; VIKTOROVÁ, Dana. Peníze a hospodářský růst v České republice— je mezi nimi vztah? Statistika 4/2005. s. 311 – 325; [cit. 2012-08-14] Dostupný z: <<http://panda.hyperlink.cz/cestapdf/pdf05c4/tomsik.pdf>>

VOSTÁL, Ondřej. *O kolik skutečnější je skutečná nabídka peněz?* Praha, 2012. Bakalářská práce. VŠE - Národohospodářská fakulta. Vedoucí práce Ing. Miroslav Svoboda.

Příloha

Příloha 1: Výstup ADF testů jednotkových kořenů pro neupravená data

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR HDP 1996:4-2011:4 (T = 61)

asymptotic p-value 0.9993

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
HDP_1	0.00925394	0.00315311	2.935	0.9993
d_HDP_1	0.119718	0.133209	0.8987	0.3725
d_HDP_2	0.0539562	0.134439	0.4013	0.6896

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR GDO 1999:4-2011:4 (T = 49)

asymptotic p-value 0.9877

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
GDO_1	0.0189300	0.00980778	1.930	0.9877
d_GDO_1	-0.648061	0.151742	-4.271	9.66e-05 ***
d_GDO_2	0.0921748	0.150083	0.6142	0.5421

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR TMS1 2002:4-2011:3 (T = 36)

asymptotic p-value 0.9999

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
TMS1_1	0.0284789	0.00834705	3.412	0.9999
d_TMS1_1	-0.118132	0.173277	-0.6818	0.5002
d_TMS1_2	-0.182384	0.175352	-1.040	0.3059

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR M2 2002:4-2011:4 (T = 37)

asymptotic p-value 0.9937

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
M2_1	0.0119874	0.00546616	2.193	0.9937
d_M2_1	-0.00467448	0.165204	-0.02830	0.9776
d_M2_2	0.339367	0.164356	2.065	0.0466 **

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR CPI 2000:4-2012:1 (T = 46)

asymptotic p-value 1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
CPI_1	0.00742672	0.00172861	4.296	1.0000
d_CPI_1	0.218422	0.148656	1.469	0.1490
d_CPI_2	-0.385290	0.149474	-2.578	0.0135 **

Příloha 2: Výstupy ADF testů jednotkových kořenů pro upravená data

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LD_HDP_D11 1997:1-2011:4 (T = 60)
asymptotic p-value 0.04222

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
ld_HDP_d11_1	-0.193296	0.0959946	-2.014	0.0422	**
d_ld_HDP_d1_1	-0.346120	0.137086	-2.525	0.0144	**
d_ld_HDP_d1_2	-0.128165	0.128275	-0.9991	0.3219	

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LD_GDO_D11 2000:1-2011:4 (T = 48)
asymptotic p-value 0.04227

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
ld_GDO_d11_1	-0.246543	0.122468	-2.013	0.0423	**
d_ld_GDO_d1_1	-0.175061	0.156905	-1.116	0.2705	
d_ld_GDO_d1_2	-0.216125	0.147852	-1.462	0.1508	

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LD_TMS1_D11 2003:1-2011:3 (T = 35)
asymptotic p-value 0.01714

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
ld_TMS1_d11_1	-0.377563	0.159227	-2.371	0.0171	**
d_ld_TMS1_d1_1	-0.234946	0.183649	-1.279	0.2100	
d_ld_TMS1_d1_2	-0.0749939	0.168150	-0.4460	0.6586	

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LD_M2_D11 2002:3-2011:4 (T = 38)
asymptotic p-value 0.05634

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
ld_M2_d11_1	-0.180655	0.0953733	-1.894	0.0563	*
d_ld_M2_d11_1	-0.256164	0.170411	-1.503	0.1423	
d_ld_M2_d11_2	-0.265072	0.163176	-1.624	0.1138	

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LD_CPI_D11 2000:4-2012:1 (T = 46)
asymptotic p-value 0.07183

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
ld_CPI_d11_1	-0.197599	0.111188	-1.777	0.0718	*
d_ld_CPI_d1_1	-0.364770	0.138628	-2.631	0.0117	**
d_ld_CPI_d1_2	-0.0380865	0.152848	-0.2492	0.8044	

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LD_KPI 2001:1-2010:4 (T = 40)
asymptotic p-value 0.01449

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
ld_KPI_1	-0.477753	0.196356	-2.433	0.0145	**
d_ld_KPI_1	-0.0299215	0.182956	-0.1635	0.8710	
d_ld_KPI_2	-0.188439	0.163290	-1.154	0.2559	

Příloha 3: Výstup regresní analýzy (MNČ)

OLS, za použití pozorování 2002:2-2011:3 (T = 38)
Závisle proměnná: ld_HDP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00601955	0,00286937	2,098	0,0439	**
G_shr_dif	0,0316690	0,0264841	1,196	0,2406	
I_shr_dif	0,0698111	0,0259937	2,686	0,0114	**
EX_shr_dif	0,0292627	0,0402327	0,7273	0,4723	
ld_TMSl_d11	-0,0394333	0,0813269	-0,4849	0,6311	
ld_HDP_d11_1	0,514435	0,152011	3,384	0,0019	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,011931
Sm. odchylka závisle proměnné	0,013449
Součet čtverců reziduí	0,004131
Sm. chyba regrese	0,011362
Koeficient determinace	0,382703
Adjustovaný koeficient determinace	0,286251
F(5, 32)	3,967788
P-hodnota(F)	0,006512
Logaritmus věrohodnosti	119,4886
Akaikovo kritérium	-226,9772
Schwarzovo kritérium	-217,1517
Hannan-Quinnovo kritérium	-223,4814
rho (koeficient autokorelace)	-0,089186
Durbinovo h	-1,424556

OLS, za použití pozorování 2002:2-2011:4 (T = 39)
Závisle proměnná: ld_HDP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00608067	0,00310890	1,956	0,0590	*
G_shr_dif	0,0330278	0,0254853	1,296	0,2040	
I_shr_dif	0,0666542	0,0243956	2,732	0,0100	**
EX_shr_dif	0,0250870	0,0393023	0,6383	0,5277	
ld_M2_d11	-0,0394598	0,128257	-0,3077	0,7603	
ld_HDP_d11_1	0,496505	0,144434	3,438	0,0016	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,011768
Sm. odchylka závisle proměnné	0,013310
Součet čtverců reziduí	0,004155
Sm. chyba regrese	0,011221
Koeficient determinace	0,382794
Adjustovaný koeficient determinace	0,289278
F(5, 33)	4,093347
P-hodnota(F)	0,005309
Logaritmus věrohodnosti	123,0273
Akaikovo kritérium	-234,0547
Schwarzovo kritérium	-224,0733
Hannan-Quinnovo kritérium	-230,4734
rho (koeficient autokorelace)	-0,084730
Durbinovo h	-1,147236

OLS, za použití pozorování 2002:2-2011:3 (T = 38)
Závisle proměnná: ld_GDO_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,000273179	0,00357132	0,07649	0,9395	
G_shr_dif	-0,0601245	0,0328310	-1,831	0,0764	*
I_shr_dif	0,0873418	0,0329290	2,652	0,0123	**
EX_shr_dif	0,205638	0,0508278	4,046	0,0003	***
ld_TMSl_d11	0,139143	0,0925934	1,503	0,1427	
ld_GDO_d11_1	0,418800	0,122306	3,424	0,0017	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,012349
Sm. odchylka závisle proměnné	0,020215
Součet čtverců reziduí	0,006383
Sm. chyba regrese	0,014123

Koeficient determinace	0,577829
Adjustovaný koeficient determinace	0,511865
F(5, 32)	8,759736
P-hodnota(F)	0,000026
Logaritmus věrohodnosti	111,2228
Akaikovo kritérium	-210,4456
Schwarzovo kritérium	-200,6201
Hannan-Quinnovo kritérium	-206,9497
rho (koeficient autokorelace)	-0,174316
Durbinovo h	-1,586779

OLS, za použití pozorování 2002:2-2011:4 (T = 39)
Závisle proměnná: ld_GDO_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00298908	0,00414274	0,7215	0,4757	
G_shr_dif	-0,0422685	0,0349216	-1,210	0,2347	
I_shr_dif	0,0774641	0,0347675	2,228	0,0328	**
EX_shr_dif	0,206176	0,0551608	3,738	0,0007	***
ld_M2_d11	0,140850	0,171323	0,8221	0,4169	
ld_GDO_d11_1	0,357768	0,134868	2,653	0,0122	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,012547
Sm. odchylka závisle proměnné	0,019985
Součet čtverců reziduí	0,007843
Sm. chyba regrese	0,015416
Koeficient determinace	0,483246
Adjustovaný koeficient determinace	0,404949
F(5, 33)	6,172025
P-hodnota(F)	0,000384
Logaritmus věrohodnosti	110,6396
Akaikovo kritérium	-209,2791
Schwarzovo kritérium	-199,2977
Hannan-Quinnovo kritérium	-205,6979
rho (koeficient autokorelace)	-0,128491
Durbinovo h	-1,425360

OLS, za použití pozorování 2002:4-2011:3 (T = 36)
Závisle proměnná: ld_CPI_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00335715	0,00184247	1,822	0,0781	*
ld_TMS1_d11	0,00465323	0,0401658	0,1159	0,9085	
ld_TMS1_d11_1	0,0674936	0,0367858	1,835	0,0762	*
ld_TMS1_d11_2	-0,0650849	0,0414507	-1,570	0,1265	
ld_CPI_d11_1	0,409272	0,175575	2,331	0,0264	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,005806
Sm. odchylka závisle proměnné	0,006090
Součet čtverců reziduí	0,000939
Sm. chyba regrese	0,005505
Koeficient determinace	0,276350
Adjustovaný koeficient determinace	0,182976
F(4, 31)	2,959605
P-hodnota(F)	0,035124
Logaritmus věrohodnosti	138,8870
Akaikovo kritérium	-267,7739
Schwarzovo kritérium	-259,8563
Hannan-Quinnovo kritérium	-265,0105
rho (koeficient autokorelace)	-0,063689
Durbin-Watsonova statistika	2,040363

OLS, za použití pozorování 2002:2-2011:4 (T = 39)
Závisle proměnná: ld_CPI_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00316088	0,00155202	2,037	0,0489	**
ld_M2_d11	0,130360	0,0644821	2,022	0,0505	*

Střední hodnota závisle proměnné	0,005619
----------------------------------	----------

Sm. odchylka závisle proměnné	0,006262
Součet čtverců reziduí	0,001342
Sm. chyba regrese	0,006022
Koeficient determinace	0,099473
Adjustovaný koeficient determinace	0,075135
F(1, 37)	4,087061
P-hodnota(F)	0,050490
Logaritmus věrohodnosti	145,0696
Akaikovo kritérium	-286,1392
Schwarzovo kritérium	-282,8121
Hannan-Quinnovo kritérium	-284,9455
rho (koeficient autokorelace)	0,256714
Durbin-Watsonova statistika	1,397968

OLS, za použití pozorování 2002:4-2010:4 (T = 33)
Závisle proměnná: ld_KPI

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,00554987	0,00705213	0,7870	0,4381
Unemp_dif	-0,0216932	0,0475144	-0,4566	0,6516
ld_TMS1_d11	-0,0148605	0,125651	-0,1183	0,9067
ld_TMS1_d11_1	0,0897397	0,127861	0,7019	0,4888
ld_TMS1_d11_2	-0,0100368	0,140200	-0,07159	0,9435
ld_KPI_1	0,208900	0,249214	0,8382	0,4093

Střední hodnota závisle proměnné	0,009356
Sm. odchylka závisle proměnné	0,016114
Součet čtverců reziduí	0,007390
Sm. chyba regrese	0,016544
Koeficient determinace	0,110637
Adjustovaný koeficient determinace	-0,054060
F(5, 27)	0,671761
P-hodnota(F)	0,648289
Logaritmus věrohodnosti	91,84348
Akaikovo kritérium	-171,6870
Schwarzovo kritérium	-162,7079
Hannan-Quinnovo kritérium	-168,6658
rho (koeficient autokorelace)	0,052144
Durbin-Watsonova statistika	1,888611

OLS, za použití pozorování 2002:4-2010:4 (T = 33)
Závisle proměnná: ld_KPI

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,0132253	0,00584488	2,263	0,0316	**
Unemp_dif	-0,0764754	0,0357169	-2,141	0,0411	**
ld_M2_d11	-0,265375	0,222942	-1,190	0,2439	
ld_M2_d11_1	-0,217866	0,228982	-0,9515	0,3495	
ld_M2_d11_2	0,296636	0,204782	1,449	0,1586	

Střední hodnota závisle proměnné	0,009356
Sm. odchylka závisle proměnné	0,016114
Součet čtverců reziduí	0,006556
Sm. chyba regrese	0,015302
Koeficient determinace	0,210956
Adjustovaný koeficient determinace	0,098235
F(4, 28)	1,871494
P-hodnota(F)	0,143346
Logaritmus věrohodnosti	93,81826
Akaikovo kritérium	-177,6365
Schwarzovo kritérium	-170,1540
Hannan-Quinnovo kritérium	-175,1189
rho (koeficient autokorelace)	0,042387
Durbin-Watsonova statistika	1,899658

Příloha 4: Výstup z testů diagnostické kontroly MNČ

Pro OLS, ld_HDP_d11 a ld_TMS_d11

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,981
s p-hodnotou = $P(F(4,28) > 1,981) = 0,124837$

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 20,3604
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(20) > 20,3604) = 0,435597$

Pro OLS, ld_GDO_d11 a ld_TMS_d11

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,24554
s p-hodnotou = $P(F(4,28) > 1,24554) = 0,31458$

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 20,8235
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(20) > 20,8235) = 0,407584$

Pro OLS, ld_HDP_d11 a ld_M2_d11

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 2,12839
s p-hodnotou = $P(F(4,29) > 2,12839) = 0,1027$

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 20,6916
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(20) > 20,6916) = 0,415482$

Pro OLS, ld_GDO_d11 a ld_M2_d11

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,23237
s p-hodnotou = $P(F(4,29) > 1,23237) = 0,318927$

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 28,9535
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(20) > 28,9535) = 0,0886791$

Pro OLS, ld_CPI_d11 a ld_TMS_d11

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,747393
s p-hodnotou = $P(F(4,27) > 0,747393) = 0,568327$

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 11,9665
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 11,9665) = 0,448375$

Pro OLS, ld_CPI_d11 a ld_M2_d11

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,28512
s p-hodnotou = $P(F(4,33) > 1,28512) = 0,295788$

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 1,46035
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 1,46035) = 0,481825$

Příloha 5: Výstup volby optimálního zpoždění pro VAR modely

VAR systém, HDP a TMS, maximální řád zpoždění 6					
The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.					
zpoždění	logvěr.	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	171,00465		-10,312791	-10,037965*	-10,221694*
2	173,14653	0,36896	-10,196658	-9,738616	-10,044830
3	179,07772	0,01840	-10,317358*	-9,676098	-10,104798
4	179,54521	0,91949	-10,096575	-9,272099	-9,823285
5	181,27244	0,48484	-9,954528	-8,946834	-9,620506
6	183,55651	0,33454	-9,847282	-8,656371	-9,452529
VAR systém, HDP a M2, maximální řád zpoždění 6					
zpoždění	logvěr.	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	196,30696		-11,533755*	-11,261663*	-11,442204*
2	197,36897	0,71296	-11,355695	-10,902208	-11,203110
3	199,32274	0,41866	-11,231681	-10,596799	-11,018063
4	200,31540	0,73846	-11,049418	-10,233141	-10,774766
5	205,46929	0,03555	-11,119351	-10,121679	-10,783664
6	210,51287	0,03898	-11,182598	-10,003532	-10,785878
VAR systém, GDO a TMS, maximální řád zpoždění 6					
Zpoždění	logvěr.	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	160,26862		-9,641789*	-9,366964*	-9,550692*
2	160,67026	0,93801	-9,416891	-8,958849	-9,265063
3	166,11931	0,02773	-9,507457	-8,866198	-9,294898
4	169,07231	0,20628	-9,442019	-8,617543	-9,168729
5	171,81954	0,24022	-9,363721	-8,356028	-9,029699
6	175,27212	0,14099	-9,329508	-8,138597	-8,934755
VAR systém, GDO a M2, maximální řád zpoždění 6					
zpoždění	logvěr.	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	185,78689		-10,896175	-10,624083*	-10,804624*
2	187,07367	0,63151	-10,731737	-10,278250	-10,579153
3	191,04684	0,09356	-10,730112	-10,095230	-10,516493
4	194,92624	0,10082	-10,722802	-9,906526	-10,448150
5	204,13186	0,00103	-11,038295	-10,040623	-10,702608
6	208,42720	0,07219	-11,056194*	-9,877127	-10,659474
VAR systém, CPI a TMS, maximální řád zpoždění 6					
zpoždění	logvěr.	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	198,59287		-12,037054*	-11,762229*	-11,945957*
2	199,76724	0,67191	-11,860453	-11,402410	-11,708624
3	203,45956	0,11691	-11,841223	-11,199963	-11,628663
4	204,22562	0,82094	-11,639101	-10,814625	-11,365811
5	207,92671	0,11610	-11,620419	-10,612726	-11,286397
6	211,10937	0,17348	-11,569336	-10,378425	-11,174583
VAR systém, CPI a M2, maximální řád zpoždění 6					
zpoždění	logvěr.	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	222,14375		-13,099621*	-12,827529*	-13,008071*
2	223,39117	0,64556	-12,932798	-12,479311	-12,780214
3	225,76975	0,31313	-12,834531	-12,199649	-12,620912
4	229,19457	0,14405	-12,799671	-11,983394	-12,525018
5	234,39644	0,03415	-12,872511	-11,874840	-12,536825
6	236,87028	0,29271	-12,780017	-11,600950	-12,383297

Příloha 6: Výstup z VAR modelu HDP a TMS

VAR systém, řád zpoždění 3
 OLS odhady, pozorování 2003:1-2011:3 (T = 35)
 Logaritmus věrohodnosti = 197,68639
 Determinant kovarianční matice = 4,2569851e-008
 AIC = -10,4964
 BIC = -9,8742
 HQC = -10,2816
 Portmanteuv test: LB(8) = 19,5679, df = 20 [0,4852]

Rovnice 1: ld_HDP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00628456	0,00485401	1,295	0,2060	
ld_HDP_d11_1	0,503648	0,183624	2,743	0,0105	**
ld_HDP_d11_2	0,0731872	0,210234	0,3481	0,7304	
ld_HDP_d11_3	-0,195850	0,222758	-0,8792	0,3868	
ld_TMS1_d11_1	0,0733130	0,0975043	0,7519	0,4584	
ld_TMS1_d11_2	-0,131583	0,0915536	-1,437	0,1617	
ld_TMS1_d11_3	0,103769	0,0941985	1,102	0,2800	

Střední hodnota závisle proměnné 0,011691
 Sm. odchylka závisle proměnné 0,013994
 Součet čtverců reziduí 0,004568
 Sm. chyba regrese 0,012773
 Koeficient determinace 0,313904
 Adjustovaný koeficient determinace 0,166883
 F(6, 28) 2,135102
 P-hodnota(F) 0,080615
 rho (koeficient autokorelace) 0,001525
 Durbin-Watsonova statistika 1,980913

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_HDP_d11 F(3, 28) = 3,3990 [0,0314]
 Všechny zpožděné proměnné ld_TMS1_d11 F(3, 28) = 1,0547 [0,3840]
 Všechny proměnné, zpoždění 3 F(2, 28) = 0,89320 [0,4207]

Rovnice 2: ld_TMS1_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,0221597	0,00770027	2,878	0,0076	***
ld_HDP_d11_1	0,447956	0,291296	1,538	0,1353	
ld_HDP_d11_2	0,167311	0,333509	0,5017	0,6198	
ld_HDP_d11_3	0,984531	0,353377	2,786	0,0095	***
ld_TMS1_d11_1	-0,132616	0,154678	-0,8574	0,3985	
ld_TMS1_d11_2	-0,232534	0,145238	-1,601	0,1206	
ld_TMS1_d11_3	-0,322350	0,149434	-2,157	0,0397	**

Střední hodnota závisle proměnné 0,023858
 Sm. odchylka závisle proměnné 0,024676
 Součet čtverců reziduí 0,011497
 Sm. chyba regrese 0,020263
 Koeficient determinace 0,444683
 Adjustovaný koeficient determinace 0,325686
 F(6, 28) 3,736935
 P-hodnota(F) 0,007423
 rho (koeficient autokorelace) -0,008440
 Durbin-Watsonova statistika 1,954559

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_HDP_d11 F(3, 28) = 5,7364 [0,0034]
 Všechny zpožděné proměnné ld_TMS1_d11 F(3, 28) = 2,7910 [0,0588]
 Všechny proměnné, zpoždění 3 F(2, 28) = 5,5874 [0,0091]

Pro systém jako celek:

Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 2
 Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 3
 Test poměru věrohodnosti: Chi-kvadrát(4) = 14,054 [0,0071]

Porovnání informačních kritérií:
 Řád zpoždění 3: AIC = -10,4964, BIC = -9,87423, HQC = -10,2816
 Řád zpoždění 2: AIC = -10,3234, BIC = -9,87901, HQC = -10,1700

ARCH:

Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH
 Testovací statistika: LM = 1,90978
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 1,90978) = 0,752348
 Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH
 Testovací statistika: LM = 0,634585
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 0,634585) = 0,959144

Autokorelace:

Rovnice 1:
 Ljung-Box Q' = 0,403721 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 0,403721) = 0,982
 Rovnice 2:
 Ljung-Box Q' = 0,954785 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 0,954785) = 0,917

Normalita:

Doornik-Hansenův test
 Chi-kvadrát(4) = 8,51582 [0,0744]

Příloha 7: Výstup z VAR modelu HDP a M2

VAR systém, řád zpoždění 1
 OLS odhady, pozorování 2002:3-2011:4 (T = 38)
 Logaritmus věrohodnosti = 229,29546
 Determinant kovarianční matice = 1,967462e-008
 AIC = -11,7524
 BIC = -11,4938
 HQC = -11,6604
 Portmanteův test: LB(9) = 35,7879, df = 32 [0,2951]

Rovnice 1: ld_HDP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00793651	0,00347667	2,283	0,0286	**
ld_HDP_d11_1	0,478366	0,150661	3,175	0,0031	***
ld_M2_d11_1	-0,105518	0,132219	-0,7981	0,4302	

Střední hodnota závisle proměnné	0,011639
Sm. odchylka závisle proměnné	0,013464
Součet čtverců reziduí	0,005196
Sm. chyba regrese	0,012184
Koeficient determinace	0,225405
Adjustovaný koeficient determinace	0,181142
F(2, 35)	5,092449
P-hodnota(F)	0,011450
rho (koeficient autokorelace)	-0,033407
Durbin-Watsonova statistika	2,063269

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_HDP_d11 F(1, 35) = 10,081 [0,0031]
 Všechny zpožděné proměnné ld_M2_d11 F(1, 35) = 0,63689 [0,4302]

Rovnice 2: ld_M2_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00691972	0,00358326	1,931	0,0616	*
ld_HDP_d11_1	0,305773	0,155281	1,969	0,0569	*
ld_M2_d11_1	0,463134	0,136273	3,399	0,0017	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,019370
Sm. odchylka závisle proměnné	0,015009
Součet čtverců reziduí	0,005519
Sm. chyba regrese	0,012557

Koeficient determinace	0,337861
Adjustovaný koeficient determinace	0,300024
F(2, 35)	8,929486
P-hodnota(F)	0,000736
rho (koeficient autokorelace)	-0,065025
Durbin-Watsonova statistika	2,117546

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_HDP_d11	F(1, 35) =	3,8776 [0,0569]
Všechny zpožděné proměnné ld_M2_d11	F(1, 35) =	11,550 [0,0017]

ARCH:

Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH
 Testovací statistika: LM = 1,6531
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 1,6531) = 0,799218
 Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH
 Testovací statistika: LM = 1,29006
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 1,29006) = 0,863059

Autokorelace:

Rovnice 1:
 Ljung-Box Q' = 0,867279 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 0,867279) = 0,929
 Rovnice 2:
 Ljung-Box Q' = 0,898178 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 0,898178) = 0,925

Normalita:

Doornik-Hansenův test
 Chi-kvadrát(4) = 17,0272 [0,0019]

Příloha 8: Výstup z VAR modelu GDO a TMS

VAR systém, řád zpoždění 3
 OLS odhady, pozorování 2003:1-2011:3 (T = 35)
 Logaritmus věrohodnosti = 180,83606
 Determinant kovarianční matice = 1,1149974e-007
 AIC = -9,5335
 BIC = -8,9114
 HQC = -9,3187
 Portmanteův test: LB(8) = 17,7129, df = 20 [0,6063]

Rovnice 1: ld_GDO_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00551079	0,00679252	0,8113	0,4240	
ld_GDO_d11_1	0,594537	0,198058	3,002	0,0056	***
ld_GDO_d11_2	-0,106910	0,224923	-0,4753	0,6382	
ld_GDO_d11_3	0,111666	0,196470	0,5684	0,5743	
ld_TMS1_d11_1	0,0163592	0,136694	0,1197	0,9056	
ld_TMS1_d11_2	-0,0947337	0,136521	-0,6939	0,4935	
ld_TMS1_d11_3	0,0435307	0,138264	0,3148	0,7552	

Střední hodnota závisle proměnné 0,012535
 Sm. odchylka závisle proměnné 0,020953
 Součet čtverců reziduí 0,010169
 Sm. chyba regrese 0,019057
 Koeficient determinace 0,318808
 Adjustovaný koeficient determinace 0,172839
 F(6, 28) 2,184072
 P-hodnota(F) 0,074739
 rho (koeficient autokorelace) 0,035269
 Durbin-Watsonova statistika 1,883706

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_GDO_d11	F(3, 28) =	3,9023 [0,0190]
Všechny zpožděné proměnné ld_TMS1_d11	F(3, 28) =	0,17792 [0,9105]
Všechny proměnné, zpoždění 3	F(2, 28) =	0,27597 [0,7609]

Rovnice 2: ld_TMS1_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,0297977	0,00810240	3,678	0,0010	***
ld_GDO_d11_1	0,0707252	0,236252	0,2994	0,7669	
ld_GDO_d11_2	-0,138738	0,268298	-0,5171	0,6091	
ld_GDO_d11_3	0,607930	0,234357	2,594	0,0149	**
ld_TMSl_d11_1	0,0245878	0,163054	0,1508	0,8812	
ld_TMSl_d11_2	-0,0958370	0,162848	-0,5885	0,5609	
ld_TMSl_d11_3	-0,393109	0,164927	-2,384	0,0242	**
Střední hodnota závisle proměnné		0,023858			
Sm. odchylka závisle proměnné		0,024676			
Součet čtverců reziduí		0,014469			
Sm. chyba regrese		0,022732			
Koeficient determinace		0,301131			
Adjustovaný koeficient determinace		0,151374			
F(6, 28)		2,010794			
P-hodnota(F)		0,097713			
rho (koeficient autokorelace)		-0,033446			
Durbin-Watsonova statistika		2,013118			
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu					
F-test pro nulová omezení:					
Všechny zpožděné proměnné ld_GDO_d11	F(3, 28) =	2,6410	[0,0689]		
Všechny zpožděné proměnné ld_TMSl_d11	F(3, 28) =	2,1981	[0,1105]		
Všechny proměnné, zpoždění 3	F(2, 28) =	4,9344	[0,0146]		
Pro systém jako celek:					
Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 2					
Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 3					
Test poměru věrohodnosti: Chí-kvadrát(4) = 11,6494 [0,0202]					
Porovnání informačních kritérií:					
Řád zpoždění 3: AIC = -9,53349, BIC = -8,91135, HQC = -9,31873					
Řád zpoždění 2: AIC = -9,42922, BIC = -8,98483, HQC = -9,27582					
ARCH:					
Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH					
Testovací statistika: LM = 5,72766					
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 5,72766) = 0,220431					
Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH					
Testovací statistika: LM = 5,65784					
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 5,65784) = 0,2262					
Autokorelace:					
Rovnice 1:					
Ljung-Box Q' = 0,625292 s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 0,625292) = 0,96					
Rovnice 2:					
Ljung-Box Q' = 3,20715 s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 3,20715) = 0,524					
Normalita:					
Doornik-Hansenův test					
Chí-kvadrát(4) = 3,98641 [0,4078]					

Příloha 9: Výstup z VAR modelu GDO a M2

VAR systém, řád zpoždění 5
 OLS odhady, pozorování 2003:3-2011:4 (T = 34)
 Logaritmus věrohodnosti = 209,46452
 Determinant kovarianční matice = 1,5272739e-008
 AIC = -11,0273
 BIC = -10,0397
 HQC = -10,6905
 Portmanteuv test: LB(8) = 19,5914, df = 12 [0,0752]

Rovnice 1: ld_GDO_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,0149128	0,00672906	2,216	0,0368	**
ld_GDO_d11_1	0,610706	0,193748	3,152	0,0045	***
ld_GDO_d11_2	0,0114829	0,231729	0,04955	0,9609	
ld_GDO_d11_3	0,0125896	0,216965	0,05803	0,9542	
ld_GDO_d11_4	-0,160853	0,215781	-0,7454	0,4636	
ld_GDO_d11_5	-0,167582	0,186853	-0,8969	0,3791	
ld_M2_d11_1	-0,113921	0,253383	-0,4496	0,6572	
ld_M2_d11_2	-0,0686076	0,272872	-0,2514	0,8037	
ld_M2_d11_3	0,666181	0,263376	2,529	0,0187	**
ld_M2_d11_4	-0,250956	0,292688	-0,8574	0,4001	
ld_M2_d11_5	-0,487732	0,269285	-1,811	0,0832	*

Střední hodnota závisle proměnné 0,012791
 Sm. odchylka závisle proměnné 0,021202
 Součet čtverců reziduí 0,006266
 Sm. chyba regrese 0,016505
 Koeficient determinace 0,577612
 Adjustovaný koeficient determinace 0,393965
 F(10, 23) 3,145227
 P-hodnota(F) 0,011139
 rho (koeficient autokorelace) 0,188108
 Durbin-Watsonova statistika 1,547553

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_GDO_d11 F(5, 23) = 3,7263 [0,0129]
 Všechny zpožděné proměnné ld_M2_d11 F(5, 23) = 2,4292 [0,0659]
 Všechny proměnné, zpoždění 5 F(2, 23) = 2,2563 [0,1274]

Rovnice 2: ld_M2_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,00186919	0,00470695	-0,3971	0,6949	
ld_GDO_d11_1	0,0542198	0,135526	0,4001	0,6928	
ld_GDO_d11_2	0,0836483	0,162093	0,5161	0,6107	
ld_GDO_d11_3	0,324426	0,151766	2,138	0,0434	**
ld_GDO_d11_4	0,192969	0,150938	1,278	0,2138	
ld_GDO_d11_5	-0,271774	0,130703	-2,079	0,0489	**
ld_M2_d11_1	0,241642	0,177241	1,363	0,1860	
ld_M2_d11_2	-0,0276694	0,190873	-0,1450	0,8860	
ld_M2_d11_3	0,148703	0,184231	0,8072	0,4278	
ld_M2_d11_4	-0,0226933	0,204734	-0,1108	0,9127	
ld_M2_d11_5	0,465715	0,188364	2,472	0,0212	**

Střední hodnota závisle proměnné 0,019665
 Sm. odchylka závisle proměnné 0,015639
 Součet čtverců reziduí 0,003066
 Sm. chyba regrese 0,011545
 Koeficient determinace 0,620167
 Adjustovaný koeficient determinace 0,455022
 F(10, 23) 3,755295
 P-hodnota(F) 0,004190
 rho (koeficient autokorelace) 0,039829
 Durbin-Watsonova statistika 1,806917

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_GDO_d11 F(5, 23) = 3,5328 [0,0163]
Všechny zpožděné proměnné ld_M2_d11 F(5, 23) = 3,5432 [0,0160]
Všechny proměnné, zpoždění 5 F(2, 23) = 4,6945 [0,0195]

Pro systém jako celek:

Nulová hypotéza: nejdelší zpoždění je 4
Alternativní hypotéza: nejdelší zpoždění je 5
Test poměru věrohodnosti: Chi-kvadrát(4) = 19,959 [0,0005]

Porovnání informačních kritérií:

Řád zpoždění 5: AIC = -11,0273, BIC = -10,0397, HQC = -10,6905
Řád zpoždění 4: AIC = -10,6756, BIC = -9,86752, HQC = -10,4000

ARCH:

Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH
Testovací statistika: LM = 2,77285
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 2,77285) = 0,596528
Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH
Testovací statistika: LM = 3,50149
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 3,50149) = 0,477653

Autokorelace:

Rovnice 1:
Ljung-Box Q' = 3,33952 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 3,33952) = 0,503
Rovnice 2:
Ljung-Box Q' = 2,23167 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 2,23167) = 0,693

Normalita:

Doornik-Hansenův test
Chi-kvadrát(4) = 1,80666 [0,7713]

Příloha 10: Výstup z VAR modelu CPI a TMS

VAR systém, řád zpoždění 1
OLS odhady, pozorování 2002:3-2011:3 (T = 37)
Logaritmus věrohodnosti = 225,85725
Determinant kovarianční matice = 1,7098862e-008
AIC = -11,8842
BIC = -11,6229
HQC = -11,7921
Portmanteův test: LB(9) = 38,2312, df = 32 [0,2074]

Rovnice 1: ld_CPI_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00246342	0,00144670	1,703	0,0977	*
ld_CPI_d11_1	0,296464	0,147184	2,014	0,0519	*
ld_TMS1_d11_1	0,0645038	0,0361740	1,783	0,0835	*

Střední hodnota závisle proměnné 0,005782
Sm. odchylka závisle proměnné 0,006007
Součet čtverců reziduí 0,001030
Sm. chyba regrese 0,005504
Koeficient determinace 0,206911
Adjustovaný koeficient determinace 0,160258
F(2, 34) 4,435165
P-hodnota(F) 0,019430
rho (koeficient autokorelace) 0,043184
Durbin-Watsonova statistika 1,896136

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_CPI_d11 F(1, 34) = 4,0572 [0,0519]
Všechny zpožděné proměnné ld_TMS1_d11 F(1, 34) = 3,1796 [0,0835]

Rovnice 2: ld_TMS1_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
--	------------	-------------	---------	-----------

```

-----
const          0,0193897    0,00683991    2,835    0,0077    ***
ld_CPI_d11_1   0,563409    0,695875    0,8096    0,4238
ld_TMSl_d11_1  0,139365    0,171028    0,8149    0,4208

Střední hodnota závisle proměnné    0,026141
Sm. odchylka závisle proměnné        0,025886
Součet čtverců reziduí                0,023027
Sm. chyba regrese                     0,026024
Koeficient determinace                 0,045459
Adjustovaný koeficient determinace   -0,010690
F(2, 34)                             0,809612
P-hodnota(F)                         0,453425
rho (koeficient autokorelace)         0,027655
Durbin-Watsonova statistika           1,828911
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_CPI_d11    F(1, 34) = 0,65552 [0,4238]
Všechny zpožděné proměnné ld_TMSl_d11   F(1, 34) = 0,66400 [0,4208]

ARCH:
Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH
Testovací statistika: LM = 5,46053
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 5,46053) = 0,243221
Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH
Testovací statistika: LM = 1,88912
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 1,88912) = 0,756143
Autokorelace:
Rovnice 1:
Ljung-Box Q' = 3,15153 s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 3,15153) = 0,533
Rovnice 2:
Ljung-Box Q' = 3,23054 s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 3,23054) = 0,52
Normalita:
Doornik-Hansenův test
Chí-kvadrát(4) = 2,75064 [0,6004]

```

Příloha 11: Výstup z VAR modelu CPI a M2

```

VAR systém, řád zpoždění 1
OLS odhady, pozorování 2002:3-2011:4 (T = 38)
Logaritmus věrohodnosti = 256,95569
Determinant kovarianční matice = 4,5883835e-009
AIC = -13,2082
BIC = -12,9496
HQC = -13,1162
Portmanteův test: LB(9) = 33,9191, df = 32 [0,3751]

Rovnice 1: ld_CPI_d11

      koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const          0,00280063    0,00153039    1,830    0,0758    *
ld_CPI_d11_1   0,281220    0,156183    1,801    0,0804    *
ld_M2_d11_1    0,0846090    0,0637907    1,326    0,1933

Střední hodnota závisle proměnné    0,005943
Sm. odchylka závisle proměnné        0,006007
Součet čtverců reziduí                0,001103
Sm. chyba regrese                     0,005613
Koeficient determinace                 0,174252
Adjustovaný koeficient determinace    0,127066
F(2, 35)                             3,692894
P-hodnota(F)                         0,035062
rho (koeficient autokorelace)         -0,039479
Durbin-Watsonova statistika           2,034738
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_CPI_d11    F(1, 35) = 3,2421 [0,0804]

```

Všechny zpožděné proměnné ld_M2_d11 F(1, 35) = 1,7592 [0,1933]

Rovnice 2: ld_M2_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00925230	0,00359518	2,574	0,0145	**
ld_CPI_d11_1	0,188570	0,366905	0,5139	0,6105	
ld_M2_d11_1	0,478245	0,149857	3,191	0,0030	***

Střední hodnota závisle proměnné 0,019370

Sm. odchylka závisle proměnné 0,015009

Součet čtverců reziduí 0,006084

Sm. chyba regrese 0,013185

Koeficient determinace 0,270012

Adjustovaný koeficient determinace 0,228299

F(2, 35) 6,473006

P-hodnota(F) 0,004055

rho (koeficient autokorelace) 0,023420

Durbin-Watsonova statistika 1,926544

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_CPI_d11 F(1, 35) = 0,26414 [0,6105]

Všechny zpožděné proměnné ld_M2_d11 F(1, 35) = 10,185 [0,0030]

ARCH:

Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH

Testovací statistika: LM = 4,12956

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 4,12956) = 0,388756

Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH

Testovací statistika: LM = 1,37414

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 1,37414) = 0,848677

Autokorelace:

Rovnice 1:

Ljung-Box Q' = 6,35776 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 6,35776) = 0,174

Rovnice 2:

Ljung-Box Q' = 0,609508 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 0,609508) = 0,962

Normalita:

Doornik-Hansenův test

Chi-kvadrát(4) = 5,91978 [0,2052]