

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Ekonomická analýza měnového páru EUR/USD

Pet'ura Michal

© 2016 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Michal Peřura

Provoz a ekonomika

Název práce

Ekonomická analýza měnového páru EUR/USD

Název anglicky

Economic analysis of currency pair EUR/USD

Cíle práce

Cílem práce je determinace vývoje vybraného měnového páru a to EURUSD a zároveň stanovení hlavních determinantů vývoje tohoto měnového páru vč. jejich kvantifikace

Metodika

Práce je rozdělena do dvou částí. Teoretická část, zabývající se charakteristikou pojmů k danému tématu, je zpracována pomocí metod indukce, dedukce, syntézy a extrakce z odborné literatury a relevantních internetových portálů.

Analytická část práce se zabývá sestavením ekonometrických modelů a následnou empirickou verifikací vybraných ekonomických teorií determinace měnového kurzu EURUSD.

Doporučený rozsah práce

60 stran

Klíčová slova

měnový kurz, EURUSD, fundamentální analýza, platební bilance, úroková míra

Doporučené zdroje informací

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. Ekonomické časové řady. 1. vyd. Praha: Grada, 2007, 285 s. Expert (Grada). ISBN 978-80-86946-85-6.

CIPRA, Tomáš. Finanční ekonometrie. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008, 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.

JÍLEK, Josef. Peníze a měnová politika. 1. vyd. Praha: Grada, 2004, 742 s. Finance (Grada). ISBN 80-247-0769-1.

JUREČKA, Václav a William D NORDHAUS. Makroekonomie. 2., aktualiz. vyd. Praha: Grada, 2013, 342 s. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-4386-8.

SAMUELSON, Paul Anthony a William D NORDHAUS. Ekonomie. Vyd. 1. Praha: NS Svoboda, 2007, xxiii, 775 s. ISBN 978-80-205-0590-3.

Předběžný termín obhajoby

2015/16 LS – PEF

Vedoucí práce

Ing. Petr Procházka, Ph.D., MSc

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 20. 11. 2015

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 20. 11. 2015

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 24. 03. 2016

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci „Ekonomická analýza měnového páru EUR/USD“ jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne:

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval Ing. Petru Procházkovi, Ph.D., MSc vedoucímu mé diplomové práce za odborné konzultace a jeho cenné rady, které přispěly k vypracování této práce.

Ekonomická analýza měnového páru EUR/USD

Economic analysis of currency pair EUR/USD

Souhrn

Diplomová práce se zabývá vztahy mezi teoriemi měnových kurzů a měnovým párem EUR/USD. Teoretická část práce vymezuje základní problematiku měnových kurzů, jeho jednotlivé typy a devizový trh, kde dochází k tvorbě měnových kurzů. Stěžejní část teoretické části práce se věnuje ekonomickým teoriím zapříčiňujícími pohyby měnových kurzů. V závěru teoretické části je pozornost také věnována statistiko-ekonometrickým metodám analýzy časových řad.

V analytické části diplomové práce jsou zkoumány krátkodobé a dlouhodobé vztahy teorie parity kupní síly, teorie parity úrokových sazeb a monetárního přístupu k měnovému kurzu na měnovém páru EUR/USD. Pro potřeby zkoumání krátkodobých vztahů je použita regresní analýza aplikovaná na relativní změny hodnot měnového páru EUR/USD a relativní změny hodnot daných teorií determinace měnového kurzu. Dlouhodobý rovnovážný vztah je analyzován pomocí kointegrační analýzy, přesněji Engle-Grangerovo a Johansenovo testem. Odhadnuté výsledky jsou vyhodnoceny a diskutovány v závěrečné části práce.

Klíčová slova: měnový kurz, EUR/USD, fundamentální analýza, teorie parity kupní síly, teorie parity úrokových měr, platební bilance, monetární přístup k měnovému kurzu, stacionarita, kointegrační analýza

Summary

This thesis deals with the relationship of exchange rate theory regarding the currency pair EUR / USD. The theoretical part defines the fundamental issue of exchange rates, exchange-rate regimes and the foreign exchange market, where the exchange rates are made. The crucial part of the theory is devoted to economic theories causing currency movements. In conclusion of the theoretical part attention is also given to econometric methods and statistics time series analysis.

The analytical part of the thesis examines the short and long term relationships of purchasing power parity, the theory of parity of interest rates and monetary approach to the exchange rate for the currency pair EUR / USD. A regression analysis is used for investigating short-term relationships, and is applied to the relative changes in the value of the currency pair EUR / USD and the changes in the relative values of the theory of exchange rate determination. The long-term equilibrium relationship is analyzed by using a cointegration analysis, specifically the Engle-Granger and Johansen tests. The estimated results are evaluated and discussed in the final part of the thesis.

Keywords: exchange rate, EUR / USD, fundamental analysis, theory of purchasing power parity, theory of interest rate parity, balance of payments, monetary approach to exchange rate, stationarity, cointegration analysis

Obsah

Obsah	8
1. Úvod	11
2. Cíl práce a metodika	12
2.1 Cíl práce	12
2.2 Metodika práce	12
3. Teoretická východiska	14
3.1 Devizový trh	14
3.1.1 Forwardový a spotový kurz	15
3.1.2 Terminované obchody futures a opce	15
3.2 Měnový kurz	18
3.2.1 Nominální a reálný měnový kurz	18
3.2.2 Systémy měnových kurzů	19
3.3 Teorie determinace měnového kurzu	21
3.3.1 Teorie parity kupní síly	21
3.3.2 Teorie parity úrokových měr	25
3.3.3 Teorie platební bilance	29
3.3.4 Investiční pozice	31
3.3.5 Zahraniční zadluženost	32
3.3.6 Monetární přístup k determinaci měnového kurzu	32
3.4 Analýza časových řad	35
3.4.1 Vlastnosti časových řad	36
3.4.2 Modely časových řad	38
4. Analytická část	41

4.1	Teorie parity kupní síly	44
4.1.1	Test stacionarity	46
4.1.2	Engle – Grangerův test.....	48
4.1.3	Johansenův test	48
4.1.4	Krátkodobý vztah.....	49
4.2	Teorie parity úrokových měř	51
4.2.1	Test stacionarity	53
4.2.2	Regresní odhad	54
4.3	Monetární přístup.....	54
4.3.1	Test stacionarity	56
4.3.2	Engle – Grangerův test.....	58
4.3.3	Johansenův test	58
5.	Výsledky a diskuse.....	60
6.	Závěr	62
7.	Seznam použitých zdrojů	63
8.	Přílohy.....	67

Seznam tabulek

Tabulka 3.1	Průměrný denní obrat dle typu instrumentu	16
Tabulka 3.2	Vliv jednotlivých položek na saldo platební bilance	30
Tabulka 4.1	ADF test teorie parity kupní síly	47
Tabulka 4.2	ADF test I diference teorie parity kupní síly	47
Tabulka 4.3	Engle-Grangerův test teorie parity kupní síly	48
Tabulka 4.4	Johansenův test kointegrace teorie parity kupní síly	48
Tabulka 4.5	ADF test relativní verze teorie parity kupní síly	50
Tabulka 4.6	Regresní odhad relativní verze teorie parity kupní síly	50

Tabulka 4.7 ADF test teorie parity úrokové míry	53
Tabulka 4.8 Regresní odhad teorie parity úrokové míry	54
Tabulka 4.9 ADF test monetární přístup	57
Tabulka 4.10 ADF test I.diference monetární přístup	57
Tabulka 4.11 Engle-Grangerův test monetární přístup	58
Tabulka 4.12 Johansenův test monetární přístup	58

Seznam obrázků

Obrázek 3.1 Průměrný denní obrat dle jednotlivých měn	17
Obrázek 3.2 Průměrný denní obrat dle měnových párů	17
Obrázek 3.3 Dynamický model přizpůsobování měnového kurzu	27
Obrázek 4.1 Vývoj měnového kurzu EUR/USD a diferenciálu cenových indexů	46
Obrázek 4.2 Vývoj meziměsíčních změn EUR/USD a změn úrokového diferenciálu	53
Obrázek 4.3 Vývoj ukazatelů monetární přístup	56

Seznam příloh

Příloha č. 1 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerovo testů teorie parity kupní síly	67
Příloha č. 2 Výsledky Engle - Grangerův test teorie parity kupní síly	69
Příloha č. 3 Výsledky Johansenův test teorie parity kupní síly	70
Příloha č. 4 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerova testů teorie parity kupní síly krátké období	71
Příloha č. 5 Výsledky regresní analýzy teorie parity kupní síly	72
Příloha č. 6 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerova testů teorie parity úrokové míry	72
Příloha č. 7 Výsledky odhadu regresní analýzy teorie parity úrokové míry	73
Příloha č. 8 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerova testů monetární přístup	74
Příloha č. 9 Výsledky Engle - Grangerův test monetární přístup	77
Příloha č. 10 Výsledky Johansenův test monetární přístup	79

1. Úvod

V souvislosti s pohyby kurzů finančních instrumentů na finančních trzích vznikala řada metodických přístupů k analyzování a budoucí predikci jejich pohybů. Tyto přístupy lze rozdělit do tří základních skupin podle jejich odlišného pohledu na finanční trh na technickou, psychologickou a fundamentální analýzu.

Nejstarší a v současnosti nejvíce využívanou analýzou je technická analýza, jež se snaží analyzovat trhy a predikovat pohybu kurzů finančních nástrojů na základě historických a současných dat. Její hlavní myšlenkou je, že historické dění na finančním trhu se opakuje a veškerá data a informace jsou již obsažené v ceně. Hlavní výhodou v aplikaci této analýzy je její flexibilita, jelikož jí lze uplatnit na jakýkoliv trh, finanční instrument a časový rámeček. Avšak má i některé slabé stránky, kterými jsou subjektivní posouzení analytika, který trhy sleduje, zpožděné reakce z důvodu časové prodlevy v identifikaci trendu, kdy jeho velká část již proběhla a nejvíce diskutovanou je teorie náhodné procházky, která tvrdí, že historie ceny není spolehlivým indikátorem budoucího chování cen, neboť změny cen jsou náhodné a nepředvídatelné.¹

Nedostatky technické analýzy se snaží kompenzovat ostatní přístupy. Fundamentální analýza se snaží na základě konstrukce více či méně sofistikovaných ekonometrických modelů odvozených podle ekonomických teorií vysvětlit pohyby měnových kurzů. K tomuto účelu využívá řadu makroekonomických proměnných, které by často měly předcházet budoucím pohybům měnových kurzů.

V teoretické části diplomové práce je problematika měnových teorií determinující pohyby měnových kurzů řešena obecně, kdy jsou na základě použité literatury vymezeny termíny měnový kurz, jeho systémy, místa, kde lze měny obchodovat a stěžejní teorie determinace měnového kurzu. V analytické části diplomové práce je problém zúžen na ověření dlouhodobých a krátkodobých vztahů teorie parity kupní síly, teorie parity úrokové míry, monetárního přístupu a měnového kurzu EUR/USD. V závěru práce je provedena diskuze získaných výsledků a formulace odpovídajících závěrů.

¹ JÍLEK, J. *Akciové trhy a investování*, s. 113.

2. Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Primárním cílem této diplomové práce je verifikace vybraných ekonomických teorií determinace měnového kurzu aplikovaných na měnový pár EUR/USD.

Dílními cíli této práce, které napomohou splnění primárního cíle, jsou:

- i. vymezení širšího teoretického rámce měnových kurzů a ekonomických teorií determinace měnového kurzu v kontextu stanovení podmínek jejich platnosti a definice vztahů jednotlivých veličin,
- ii. vytvoření datové základny časových řad vybraných ukazatelů pro účely testování dlouhodobých vztahů ekonomických teorií a měnového páru EUR/USD pomocí kointegrační analýzy a krátkodobých vztahů testovaných regresní analýzou pomocí relativních změn proměnných,
- iii. kvantitativní vyčíslení a interpretace dosažených výsledků,
- iv. provedení diskuze a zhodnocení získaných výsledků a následná formulace závěrů plynoucích z výsledků práce.

2.2 Metodika práce

Práce je rozdělena do dvou částí. Teoretická část, zabývající se charakteristikou pojmů k danému tématu, je zpracována pomocí metod indukce, dedukce, syntézy a extrakce z odborné literatury a relevantních internetových zdrojů.

Analytická část práce se zabývá sestavením ekonometrických modelů a následnou empirickou verifikací vybraných ekonomických teorií determinace měnového kurzu EUR/USD. Samotné testování probíhá v několika fázích.

Prvním krokem je otestování časových řad na jejich stacionaritu, neboli zda časové řady obsahují jednotkový kořen. Stacionární stochastický proces lze označit časovou řadu, která má konstantní a v čase neměnnou střední hodnotu, konečný a v čase neměnný rozptyl a kovariance mezi libovolnými hodnotami procesu závisí pouze na vzdálenosti mezi nimi.

Řady obsahující jednotkový kořen, tj. nestacionární časové řady jsou testovány na výskyt kointegračních vztahů. Pokud jsou řady nestacionární a zároveň integrované stejného řádu, je možné provést kointegrační analýzu, která bude aplikována ve dvou různých testech, a to Engle-Grangerovo testem a Johansonovo testem.

Stacionární časové řady jsou nutné pro odhad regresního modelu, který tvoří závěrečnou část verifikovaných ekonomických teorií. Modelování nestacionárních časových řad metodou nejmenší čtverců (OLS) by vedlo k neplatným odhadům, jelikož by se často mohlo jednat o nežádoucí tzv. zdánlivou regresi. Z tohoto důvodu je nutné testovat vždy relativní verzi modelu, či upravit původní řady pomocí diferencí.

Výsledky každého testu jsou v práci prezentovány formou tabulky obsahující stěžejní testové statistiky daného testu a komentářem výsledku. Kompletní výstupy z ekonometrického softwaru Gretl jsou přiloženy v příloze.

3. Teoretická východiska

3.1 Devizový trh

Devizový trh je specifickou částí mezinárodního finančního trhu, kde se provádí konverze jedné měny za jinou. Hlavním účelem obchodů na devizových trzích je provádění mezinárodního platebního styku, avšak existují i jiné motivy jako je spekulace, s cílem vydělávat na pohybech měnových kurzů, či provádění arbitrážních a zajišťovacích operací.²

Devizový trh můžeme dělit na organizovaný a neorganizovaný. Organizovaný trh, jinak také devizová burza, má určité principy a pravidla, která definují, kde a kdy se obchoduje, kdo smí na burze obchodovat, s čím se obchoduje, jaké obchody mohou být realizovány a jakým způsobem se stanovuje cena. Na devizové burze se realizují obchody typu futures a opce.³

Klasický burzovní obchod je postupně střídán neorganizovaným způsobem obchodování, označovaným jako OTC (over-the-counter). Dealingová oddělení obchodních bank navzájem propojují mezibankovní a klientský devizový trh zvaný jako Foreign Exchange, zkráceně Forex. Mezibankovní trh tvoří tři skupiny subjektů: dealeri obchodních bank (tzv. market makeři), dealeri centrálních bank a brokeři. **Market makeři** nakupují a prodávají devizy na účet své obchodní banky. Tyto banky vystupují jako tvůrci trhu, což znamená, že v každém okamžiku jsou schopni kótovat nákupní a prodejní cenu při dvoucestné kotaci. Úkolem **dealerů centrálních bank** je provádět běžné devizové operace z hlediska potřeby centrální banky, s cílem ovlivnit devizový kurz. **Brokeři** zprostředkovávají za předem stanovený poplatek devizové operace mezi jednotlivými dealery. Každý broker je specializovaný na obchody s určitou měnou a je ve stálém kontaktu s větším počtem dealerů.⁴

² REVENDA, Z., MANDEL, M., KODERA, J., MUSÍLEK, P., DVOŘÁK, P., BRADA, J. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*, s. 102 – 103.

³ KODERA, J., MARKOVÁ, J. *Devizové obchody*, s. 31.

⁴ REVENDA, Z., MANDEL, M., KODERA, J., MUSÍLEK, P., DVOŘÁK, P., BRADA, J. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*, s. 592 – 594.

Protihráči velkých obchodních bank na klientském trhu jsou zejména výrobní banky, menší banky, které přímo neobchodují na mezibankovním trhu, nebankovní instituce jako jsou investiční, hedgeové fondy a pojišťovny. Na klientském trhu se obchodují menší částky než na trhu mezibankovním.⁵

3.1.1 Forwardový a spotový kurz

Nejrozšířenějším typem obchodů jsou tzv. spotové, neboli promptní obchody. Při této operaci dochází k transakci v jediném okamžiku za aktuálně platný měnový kurz. K dodávce cizí měny dochází nejdéle do dvou dnů.⁶

Forward je obchod, kdy pro kupujícího vyplývá závazek převzít a pro prodávajícího závazek dodat předem dohodnuté množství měny ve stanoveném termínu a kurzu, který byl dohodnut při uzavření transakce. Důvodem těchto transakcí je eliminace rizika ze změny kurzu. Výhodou těchto obchodů je stanovení předem "optimálního" kurzu pro budoucí konverzi měny, což se může proměnit i v nevýhodu v případě nepříznivého vývoje promptního kurzu z důvodu nezvratnosti obchodu.⁷

3.1.2 Terminované obchody futures a opce

U futures kontraktu obdobně jako u forwardu jde o obchod, jehož plnění nastává ve sjednanou dobu v budoucnosti. Zásadní rozdíl v těchto kontraktech je, že futures se obchoduje na organizovaných trzích, zatímco forward na OTC. Výhodou futures kontraktu je, že v případě nepříznivé změny promptního kurzu je možné ho prodat na organizovaném trhu. Subjekty, které uzavírají tento typ kontraktu, skládají zálohu v clearingové ústředně na burze, kde mají možnost k okamžitému vyrovnání zisku nebo ztráty.

Jiným typem termínovaného obchodu je opce. Jedná se o smlouvu držitele a vypisovatele opce, kdy opce dává držiteli právo koupit či prodat specifické množství cizí měny za předem stanovenou cenu. Vypisovatel je povinen v době splatnosti opce měnu

⁵ REVENDA, Z., MANDEL, M., KODERA, J., MUŠÍLEK, P., DVOŘÁK, P., BRADA, J. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*, s. 594.

⁶ SOUKUP, A. *Mezinárodní ekonomie*, s. 159 – 160.

⁷ KODERA, J., MARKOVÁ, J. *Devizové obchody*, s. 40, 44.

prodat či koupit, avšak držitel nemá povinnost své právo na nákup či prodej využít. Opce se tedy často užívají v případech při zajištění proti kurzovému riziku.⁸

Z hlediska denních objemů obchodů je forex největším trhem na světě a stále roste. Podle výzkumu Banky pro mezinárodní platby BIS se průměrné denní obraty na forexu pohybují okolo 5 345 miliard amerických dolarů. Pro srovnání od roku 1998 je to nárůst o více než 250 %. Největší podíl tvoří měnové swapy, které se na celkovém tržním objemu podílí 42 %.

Tabulka 3.1 Průměrný denní obrat dle typu instrumentu

Instrument	1998	2004	2007	2010	2013	Nárůst od roku 1998
Foreign exchange celkově	1 527	1 934	3 324	3 971	5 345	250%
Spotové transakce	568	631	1 005	1 488	2 046	260%
Forwardy	128	209	362	475	680	433%
Swapy	744	975	1 746	1 802	2 282	207%
Opce	87	119	212	207	337	285%

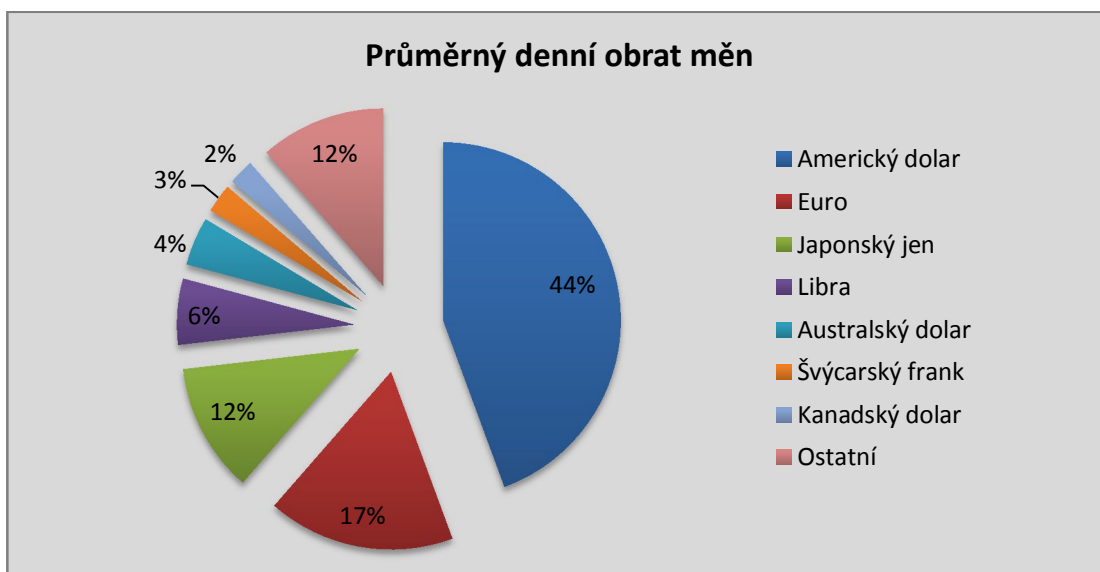
*hodnoty jsou v mld amerických USD

Zdroj: vlastní zpracování dle „Triennial Central Bank Survey of foreign exchange and derivatives market activity in 2013“ <http://www.bis.org/publ/rpfx13.htm>

Z pohledu nejvýznamnější měny na trzích je americký dolar, který tvoří okolo 45 % celkového denního obratu na forexu. K dalším vysoce obchodovaným měnám lze řadit také euro a japonský jen, které dohromady s dolarem tvoří tři čtvrtiny celého forexového trhu. Koš ostatních měn, kam spadá například mexické peso, čínský chuan, novozélandský dolar, rubl, norská, švédská koruna a další méně obchodované měny, tvoří pouze okolo 25 % celkového obratu.

⁸ SOUKUP, A. *Mezinárodní ekonomie*, s. 161 – 162.

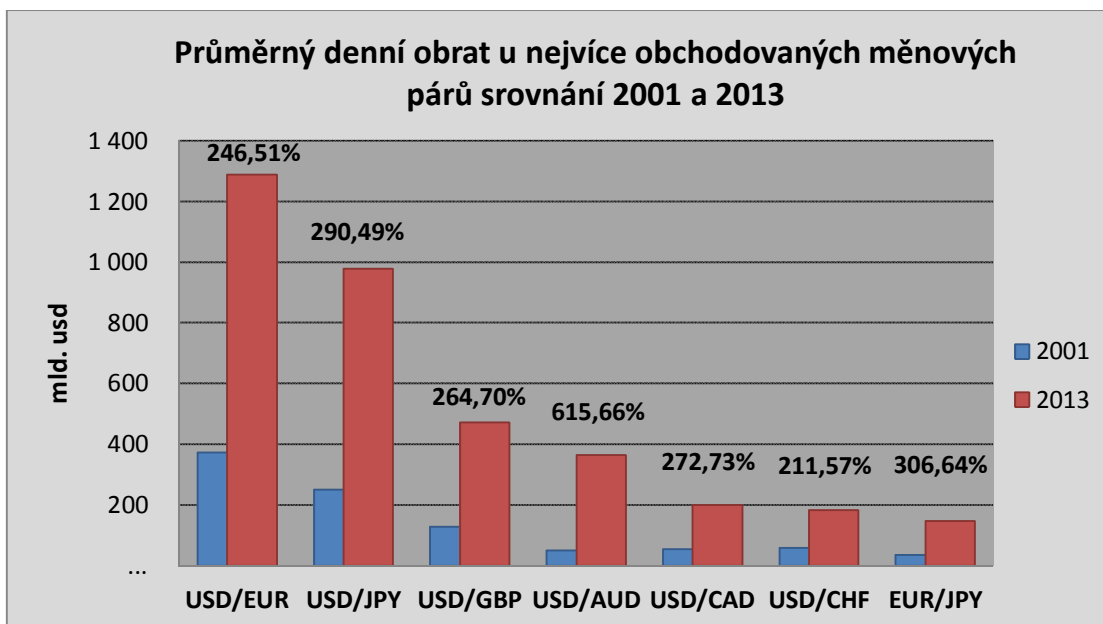
Obrázek 3.1 Průměrný denní obrat dle jednotlivých měn



Zdroj: vlastní zpracování dle „Triennial Central Bank Survey of foreign exchange and derivatives market activity in 2013“ <http://www.bis.org/publ/rpfx13.htm>

Obdobně jako u jednotlivých měn i u měnových párů dominuje silná trojice dolar, euro a jen v podobě párů USD/EUR s podílem 24% a USD/JPY s 18%. V porovnání s rokem 2001 vzrostly obraty páru USD/EUR o 246 % a u USD/JPY až o 290 %.

Obrázek 3.2 Průměrný denní obrat dle měnových párů



Zdroj: vlastní zpracování dle „Triennial Central Bank Survey of foreign exchange and derivatives market activity in 2013“ <http://www.bis.org/publ/rpfx13.htm>

3.2 Měnový kurz

Měnový kurz je vyjádření poměru mezi dvěma měnami, jinak řečeno cena jednotky jedné měny vyjádřená v jednotkách měny druhé. Každá měnová operace obsahuje dvě měny, bazickou a smluvní. Bazická je z pohledu obchodníka kupovaná či prodávaná za smluvní měnu. Smluvní měna se tedy v měnovém páru nachází v čitateli a bazická měna ve jmenovateli. Kurz měnového páru udává hodnotu smluvní měny připadající na jednotku bazické měny.⁹

V oboru finančních trhů se běžně užívají dvě konvence kótování měnových kurzů. Rozšířenější je kótování přímé, které vyjadřuje, kolik jednotek domácí měny je rovno jedné jednotce zahraniční měny (v některých případech se používá 100 nebo 1000 jednotek), například $24,6 \text{ CZK} / 1 \text{ USD}$. Kotace nepřímá je převrácená hodnota přímé kotace a udává, kolik jednotek zahraniční měny je rovno jednotce domácí měny, $0,04065 \text{ USD} / 1 \text{ CZK}$. Pro každý měnový pár na trhu existují dvě ceny (tzv. dvoucestná kotace), jedná se o nákupní, poptávkový kurz (= bid), za který je tvůrce trhu ochotný koupit jednotku bazické měny a prodejní, nabídkový kurz (= ask, offer), za který je tvůrce trhu ochotný prodat jednotku bazické měny.¹⁰

3.2.1 Nominální a reálný měnový kurz

Měnový kurz se vyjadřuje ve dvou formách, jako nominální a reálný, přičemž se od sebe liší jinou ekonomickou interpretací.

3.2.1.1. Nominální kurz

Nominální kurz je cena zahraniční měnové jednotky vyjádřená v domácích měnových jednotkách. V případě poklesu hodnoty kurzu se jedná o apreciaci nebo také nominální posílení domácí měny. V opačném případě při nárůstu hodnoty měnového kurzu, hovoříme o depreciaci neboli nominálním oslabování domácí měny.¹¹ Nominální

⁹ JÍLEK, J. *Peníze a měnová politika*, s. 565.

¹⁰ POLOUČEK, S. a kol. *Peníze, banky, finanční trhy*, s. 374 – 375.

¹¹ V režimu pevného měnového kurzu se jedná v případě snížení kurzu o revaluaci a v případě zvýšení měnového kurzu o devaluaci.

měnový kurz je utvářen na devizovém trhu a je platný pro všechny transakce k určitému časovému okamžiku.¹²

3.2.1.2. *Reálný kurz*

Reálný měnový kurz je nejčastěji vyjádřen jako nominální reálný kurz násobený poměrem změny zahraniční cenové hladiny a domácí cenové hladiny.

$$ER_R = ER_N \times \frac{P_Z^e}{P_d^e},$$

kde: ER_R představuje reálný měnový kurz, ER_N nominální měnový kurz, P_Z^e a P_d^e , je označení pro zahraniční a domácí cenovou hladinu.

Reálný měnový kurz je základním ukazatelem exportní konkurenceschopnosti země. Při poklesu reálného kurzu se domácí měna reálně zhodnocuje a zahraniční měna reálně znehodnocuje, a dochází k poklesu exportní konkurenceschopnosti domácí ekonomiky. Tento systém funguje analogickým způsobem i v opačném případě růstu reálného kurzu.¹³

3.2.2 Systémy měnových kurzů

Nejdůležitějším členěním z hlediska mezinárodního obchodu je směnitelnost měny a režim, ve kterém daná měna funguje.

Nesměnitelné měny nejsou výsledkem působení tržní nabídky a poptávky, nýbrž jsou stanoveny příslušnou institucí v zemi. Ekonomika země je díky neexistenci směny vlastní měny izolována od ostatního světa, což se projevuje neefektivním fungováním domácích firem. Směnitelné měny se na rozdíl od nesměnitelných měn obchodují na devizových trzích a jsou výsledkem vzájemného působení nabídky a poptávky.

Směnitelnost lze dále definovat na **vnitřně směnitelné měny**, obchodující se pouze na domácím devizovém trhu, kam mají zahraniční subjekty omezený či zcela eliminovaný přístup a **vnější směnitelnost**, jež je určena dohodou Mezinárodní měnového fondu, vyžadující minimálně směnitelnost transakcí na běžném účtu platební bilance. Je-li daná

¹² ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Co to je nominální a reálný měnový kurz?* [online], [cit. 2015-10-15]. Dostupné z www.cnb.cz/cs/faq/co_to_je_nominalni_a_realny_menovny_kurz.html.

¹³ KODERA, J., MARKOVÁ, J. *Devizové obchody*, s. 18.

měna volně směnitelná pro všechny transakce v rámci celé platební bilance, je označována za plně směnitelnou.¹⁴

3.2.2.1. Pevné a plovoucí kurzy

Protože je většina světových měn směnitelná, je nejdůležitějším kritériem pro rozdělení pohyblivost měnových kurzů. V zásadě existují pouze dva typy, a to pohyblivý a pevný kurz.

Volně plovoucí kurz (free floating)

V režimu volně plovoucího měnového kurzu centrální banky neprovádí žádné devizové intervence a kurz je určen pouze interakcí mezi nabídkou a poptávkou. V tomto režimu centrální banka nepotřebuje držet devizové rezervy.¹⁵

Řízený plovoucí kurz (managed floating)

V režimu řízeného plovoucí kurzu centrální banka intervenuje příležitostně při silných destabilizačních pohybech. Silné zhodnocování domácí měny může centrální banka oslabovat nákupy zahraniční měny za domácí a opačně. Centrální banky zpravidla používají intervenční programy proti posilování domácí měny.¹⁶

Režimy pevných kurzů

V režimu pevného kurzu jde o navázání domácí měny na jinou měnu nebo celý koší měn. Centrální banka (CB) stanoví ústřední kurz, který by měl představovat dlouhodobou rovnovážnou hodnotu vzhledem k rovnováze platební bilance. Tento rovnovážný kurz není neměnný v situaci, kdy není vyrovnaná hodnota platební bilance. V takovém případě by CB měla přistoupit k devalvaci či revalvaci domácí měny.

¹⁴ ŽAMBERSKÝ, P., TAUŠER, J. *Ekonomie měnového kurzu I*, s. 5 – 6.

¹⁵ Tamtéž, s. 6 – 7.

¹⁶ REVENDA, Z., MANDEL, M., KODERA, J., MUSÍLEK, P., DVOŘÁK, P., BRADA, J. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*, s. 571 – 572.

Obvykle je stanoveno také flukтуаční pásmo od ústředního kurzu, ve kterém se domácí měna pohybuje. Při pohybu nad toto vymezené pásmo by měla CB intervenovat.¹⁷

Pevný kurz s pravidelnými úpravami (Crawling peg, band)

Jedná se o specifický systém pevného měnového kurzu, kdy centrální banka provádí předem ohlášené a obvykle časté úpravy ústředního kurzu. Osciluje-li kurz v pásmu, jde o crawling band, pokud není přesně staveno flukтуаční pásmo, jedná se o systém crawling peg. Pevný kurz bez pásem oscilace, kde se centrální banka vzdává autonomní měnové politiky se označuje jako currency board, neboli systém s neodvolatelným kurzem.¹⁸

3.3 Teorie determinace měnového kurzu

Modely determinace měnových kurzů poskytují vysvětlení pohybů měnových kurzů na finančních trzích na základě souboru základních makroekonomických proměnných. Existuje velké množství teorií, avšak většina z nich poskytuje nedostatečné odůvodnění pohybů měnových kurzů, vzhledem k množství omezujících podmínek každé z těchto teorií.¹⁹

3.3.1 Teorie parity kupní síly

Teorie parity kupní síly patří mezi nejstarší teorie, které se snaží objasnit pohyb měnového kurzu. Její moderní formu definoval švédský ekonom G. Cassel přibližně před sto lety. Jsou formulovány dvě formy, absolutní a relativní parita kupní síly.

3.3.1.1. Absolutní verze parity kupní síly

Klasická Casselova teorie absolutní parity kupní síly vychází ze zákona jedné ceny. Tento zákon tvrdí, že v rovnovážném stavu má jakékoli identické zboží v různých zemích po přepočtu měnovým kurzem stejnou cenu. Vychází z rovnice:

¹⁷ REVENDA, Z. *Centrální bankovníctví*, s. 244 – 248.

¹⁸ REVENDA, Z., MANDEL, M., KODERA, J., MUSÍLEK, P., DVOŘÁK, P., BRADA, J. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*, s. 569, 576.

¹⁹ VITALE, P. *New exchange rate economics* [online], [cit 2015-10-15]. Dostupné z [www: http://faculty.haas.berkeley.edu/lyons/Vitale%20course%20slides.pdf](http://faculty.haas.berkeley.edu/lyons/Vitale%20course%20slides.pdf).

$$p_{D,i} = p_{F,i} \times ER,$$

kde $p_{D,i}$ je cena domácího zboží, $p_{F,i}$ je cena zahraničního zboží a ER měnový kurz.²⁰

Platnost zákona jedné ceny je prosazována díky mezinárodní arbitráži, kdy je zboží nakupováno na levnějším trhu a prodáváno na dražším trhu. Pokud zboží v ČR stojí 200 Kč a v Německu 10 euro, tak při smyšleném měnovém kurzu 30 Kč / EURO je levnější v České republice. Obchodníci nakupují v ČR a na každém výrobku vydělají 100 Kč prodejem v Německu. Rostoucí poptávka po českém zboží zvýší jeho cenu a rostoucí nabídka v Německu bude cenu snižovat, proto dojde k vyrovnání cen a exporty se ustálí.²¹

Podle teorie parity kupní síly se devizové kurzy mění z důvodu, aby se zachovala parita kupních sil u porovnávaných měn, jelikož ceny zboží jsou relativně pevné. Předpokládá volný pohyb zboží a trh s neomezenou konkurencí a nulové transakční náklady. Absolutní verze parity kupní je odvozena od poměru zbožových košů cenových hladin doma a v zahraničí:

$$ER_{PPP} = f\left(\frac{P_{D,t}}{P_{F,t}}\right) = \frac{\sum_{i=1}^n P_{D,T,i} \cdot q_i}{\sum_{i=1}^n P_{F,T,i} \cdot q_i},$$

kde: ER_{PPP} značí měnový kurz odvozený od parity kupních sil, $P_{D,t}$ je domácí cenová hladina, $P_{F,t}$ zahraniční cenová hladina, $\sum_{i=1}^n P_{D,T,i} \cdot q_i$ soubor zboží Q_i vyjádřený v domácích cenách, $\sum_{i=1}^n P_{F,T,i} \cdot q_i$ soubor zboží Q_i vyjádřený v zahraničních cenách $P_{F,i}$.²²

Pro zjištění odchylky tržního kurzu (**ER**) od kurzu stanoveného podle absolutní verze parity kupní síly (**ER_{PPP}**) slouží ukazatel ERDI (Exchange Rate Deviation Index).

$$ERDI = \frac{ER}{ER_{PPP}}.$$

Pokud uvažujeme absolutní verzi jako relevantní teorii stanovení rovnovážného kurzu, měla by se hodnota ukazatele ERDI pohybovat kolem hodnoty 1. Jestliže se výrazně

²⁰ MANDEL, M., TOMŠÍK, V. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*, s. 183.

²¹ HOLMAN, R., MANDEL M. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*, s. 131.

²² DURČÁKOVÁ, J., MANDEL M. *Mezinárodní finance*, s. 78 -79.

odchyluje od 1, může to znamenat, že cenové indexy obsahují určité zkreslení, nesplnění ekonomických předpokladů teorie nebo mohou existovat další důležité ekonomické proměnné ovlivňující měnový kurz.²³

3.3.1.2. *Relativní verze parity kupní síly*

Relativní parita kupní síly značí dynamický pohled na měnový kurz. Soustředí se na změny cen, vyjádřené cenovými indexy ve zvoleném období. Rovnovážený měnový kurz se přizpůsobuje inflačnímu diferenciálu, neboli relativní změna rovnovážného kurzu odpovídá rozdílu míry inflace v obou zemích:

$$ER_{PPP,t+n} = ER_t \frac{1 + p_{D,t}^{t+n}}{1 + p_{F,t}^{t+n}},$$

kde ER_t udává měnový kurz ve výchozím období a zároveň je rovnovážným kurzem, $ER_{PPP,t+n}$ rovnovážný kurz v čase $t+n$, $p_{D,t}^{t+n}$ míra inflace v domácí zemi v období t až $t+n$, $p_{F,t}^{t+n}$ míra inflace v zahraničí v období t až $t+n$.²⁴

V případě nižších měr inflace lze tento vztah výpočtu rovnovážné relativní změny kurzu nahradit rozdílem míry inflace v domácí zemi a zahraničí, tj. inflačním diferencíalem.

$$ER_{PPP,t+n} = p_{D,t}^{t+n} - p_{F,t}^{t+n}.$$

Tato upravená forma bývá díky své jednoduchosti upřednostňována.²⁵

Relativní verze parity kupní síly uvažuje transmisní mechanismus, kdy rychlejší inflace v domácí zemi oproti zahraniční zemi má za následek ztrátu konkurenceschopnosti v mezinárodním obchodě. S růstem importu následovaným poklesem exportu dochází k deficitu výkonové bilance a následné depreciační měnového kurzu domácí měny na novou rovnovážnou úroveň.²⁶

²³ MANDEL, M., TOMŠÍK, V. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*, s. 184.

²⁴ DURČÁKOVÁ, J., MANDEL M. *Mezinárodní finance*, s. 81.

²⁵ KODERA, J., MARKOVÁ, J. *Devizové obchody*, s. 16 – 17.

²⁶ MANDEL, M., TOMŠÍK, V. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*, s. 185.

3.3.1.3. *Platnost parity kupní síly*

Empirické výzkumy přináší neprůkazné výsledky obecné platnosti teorie parity kupní síly z krátkodobého hlediska, z čehož vyplývá, že vypočtené paritní kurzy vždy neodpovídají skutečným kurzům tržním.

Hlavní příčiny:

- Problém sestavení standardizovaného koše spotřebního zboží - stejné komodity, kvalita a váhy. V zemích s různou ekonomickou úrovní měnový kurz podle parity kupní síly nadhodnocuje měny ekonomicky slabších zemí, díky nižší kvalitě a tedy i nižší cenové hladině v porovnání s vyspělejšími ekonomikami.
- Spotřební koš je sestavován podle preferencí spotřeby, nikoliv podle struktury zahraničního obchodu. Změna ceny daného zboží o stejné procento, nevyvolá stejnou změnu cenové hladiny díky různým podílům daného zboží na spotřebě.
- Spotřební koš obsahuje komodity a služby, které nejsou předmětem zahraniční směny (bydlení, doprava, atd., přičemž kurz je ovlivňován pouze mezinárodně obchodovaným zbožím).
- Výskyt nedokonalé konkurence - hlavním předpokladem je dokonalá konkurence, která je reálně narušována výskytem monopolů (udávají různé ceny pro různě vyspělé země).
- Existence dopravních nákladů, které zvyšují cenu zboží a znevýhodňují směnu.
- Volně pohyblivé kurzy bez intervenčních zásahů centrální banky a volný pohyb zboží.
- Působení dalších vlivů na vývoj měnových kurzů, které teorie parity kupní síly zcela vynechává. Těmito vlivy mohou být různé ekonomické a politické faktory, očekávání ekonomického vývoje, také očekávání změny cenové hladiny, či úrokových sazeb. ²⁷

Teorie parity kupní síly je užitečná při predikování dlouhodobějších trendů a může poskytnout důležité informace o dlouhodobé paritě. Její využití pro odhad změn měnových kurzů v krátkodobém až střednědobém horizontu není příliš úspěšný. Uplatnění v

²⁷ KODERA, J., MARKOVÁ, J. *Devizové obchody*, s. 17 – 18.

krátkodobém horizontu nachází v situaci, kdy je v zemi vysoká inflace až hyperinflace, a kdy stálé zvyšování cen zastiňuje ostatní faktory.²⁸

3.3.2 Teorie parity úrokových měr

Na rozdíl od parity kupní síly, která vysvětluje pohyby kurzů v dlouhém období, se teorie parity úrokových sazeb snaží vysvětlit krátkodobé výkyvy měnových kurzů. Existují dvě základní hypotézy o vlivu úrokové míry na měnový kurz, které jsou definovány v následující kapitole.

3.3.2.1. Zhodnocení měnového kurzu při růstu úrokové míry

První ze dvou hypotéz nekryté úrokové parity předpokládá zhodnocení měnového kurzu domácí měny při zvýšení domácí úrokové míry, ceteris paribus. Racionálně uvažující investoři, v případě zvýšení domácích úrokových sazeb, budou investovat do domácích aktiv, jelikož tyto aktiva budou přinášet vyšší výnosy než zahraniční aktiva. Zvyšující se poptávka po domácích aktivech vede k přílivu zahraničního kapitálu a tedy i vyšší poptávce po domácí měně, což se projeví apreciací domácí měny. Hypotéza zhodnocení měnového kurzu při růstu úrokové míry vychází z upravené rovnice nekryté úrokové parity do tvaru:

$$ER_t = f \left[ER_t (ER_{t+n}) \times \frac{1 + IR_{F,t}^{t+n}}{1 + IR_{D,t}^{t+n}} \right],$$

kde $IR_{F,t}^{t+n}$ značí zahraniční a $IR_{D,t}^{t+n}$ domácí úrokovou míru v čase t až $t+n$, $E_t(ER_{t+n})$ je očekávaná hodnota měnového kurzu v čase t až $t+n$ a ER_t značí měnový kurz v čase t . Skutečná hodnota měnového kurzu závisí také na očekávaném vývoji hodnoty kurzu.²⁹

Tato teorie staví na předpokladech:

- domácí a zahraniční aktiva jsou stejně likvidní,
- domácí a zahraniční aktiva jsou stejně riziková,
- investoři se řídí pouze výnosností, kterou aktivum přinese,

²⁸ JÍLEK, J. *Peníze a měnová politika*, s. 585 – 586.

²⁹ MANDEL, M., TOMŠÍK, V. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*, s. 145 – 146.

- domácí a zahraniční aktiva se liší pouze svými výnosy.³⁰

3.3.2.2. *Znehodnocení měny země s vyšší úrokovou mírou*

Tato hypotéza vychází z domněnky, že na efektivně fungujícím finančním trhu při vyšší domácí úrokové míře oproti zahraniční musí dojít k znehodnocení domácí měny, aby se vyrovnali výnosové míry u domácích a zahraničních investic. Měnové kurzy se mění z důvodu dosažení rovnováhy na trhu kapitálu. Hypotéza o znehodnocení měny země s vyšší úrokovou mírou opět vychází z úpravy rovnice nekryté úrokové parity:

$$E_t(er_t^{t+n}) = \frac{IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}}{1 + IR_{F,t}^{t+n}},$$

kde $E_t(er_t^{t+n})$ značí očekávanou změnu spotového kurzu v období t až $t+n$. Pokud je zahraniční úroková míra nízká a jmenovatel $(1 + IR_{F,t}^{t+n})$ blízký 1, rovnovážný stav očekávané změny měnového kurzu přibližně odpovídá úrokovému diferenciálu:

$$E_t(er_t^{t+n}) = IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}.^{31}$$

Obě hypotézy popisují tentýž proces, avšak v jiném okamžiku. Odpověď na zásadní otázku jak sladit obě hypotézy a jaký bude vliv úrokové míry na měnový kurz, řeší dynamický model přizpůsobování spotového kurzu.³²

3.3.2.3. *Dynamický model přizpůsobení spotového kurzu*

Dynamický model přizpůsobení spotového kurzu rozlišujeme na model s exogenní a endogenní domácí úrokovou mírou.

3.3.2.4. *Dynamický model přizpůsobení spotového kurzu s exogenní úrokovou mírou bez rizikové prémie*

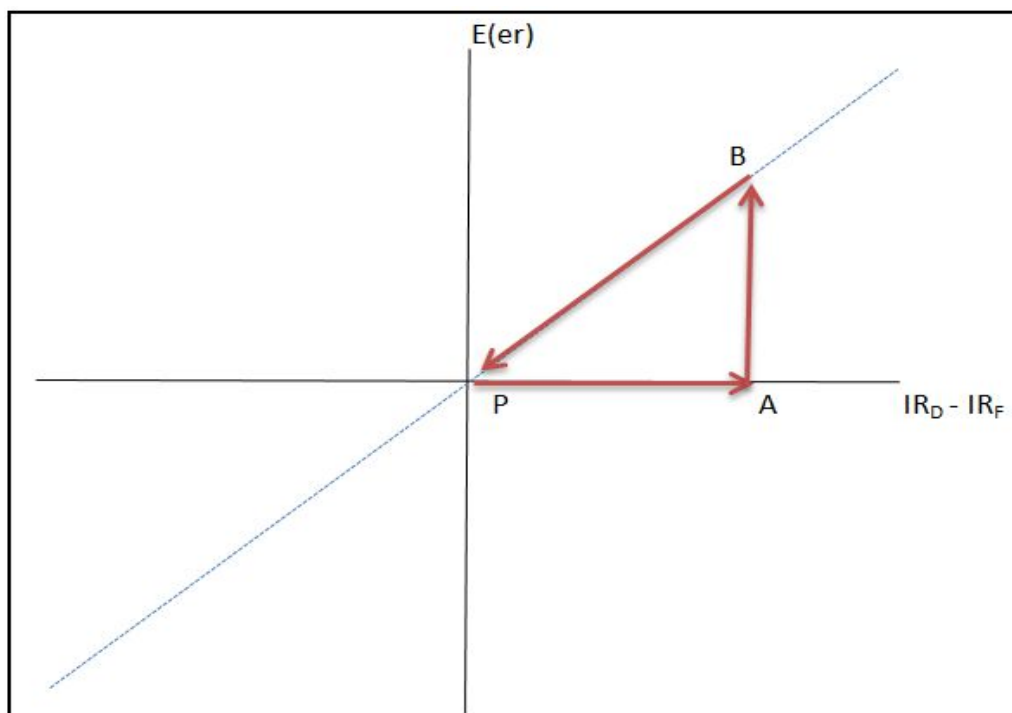
Předpokladem je nulová domácí i zahraniční inflace a dokonalá substituce aktiv, nulová riziková prémie, hodnota kurzu je neměnná $E_t(ER_{t+n}) = \text{konst.}$

³⁰ ŽAMBERSKÝ, P., TAUŠER, J. *Ekonomie měnového kurzu I*, s. 26.

³¹ MANDEL, M., TOMŠÍK, V. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*, s. 147 – 148.

³² REVENDA, Z., MANDEL, M., KODERA, J., MUSÍLEK, P., DVOŘÁK, P., BRADA, J. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*, s. 621.

Obrázek 3.3 Dynamický model přizpůsobování měnového kurzu



Zdroj: MANDEL, M., TOMŠÍK, V., *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*

Počátek je v bodě P , kde úrokový diferenciál domácí a zahraniční úrokové míry je roven nule $IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n} = 0$ a současně očekávaná změna kurzu je nulová $E_t(er_t^{t+n}) = 0$. V dalším období, tj $t+1$, dochází ke zvýšení domácí úrokové míry a následně díky kladnému rozdílu v úrokovém diferenciálu se dostáváme z bodu P do nerovnovážného bodu A .

$$E_t(er_t^{t+n}) < IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}.$$

Tato nerovnováha vyvolává zájem spekulantů o investice do domácích aktiv s vyšším očekávaným výnosem. S přílivem kapitálu bude domácí měna apreciovat, ER_t tedy bude klesat a toto posilování bude pokračovat až do bodu B , kde investoři začnou očekávat depreciaci domácí měny odpovídající rozdílu úrokových měr. Bod B je považován za krátkodobou rovnováhu. Z dlouhodobého období by však mělo začít postupně docházet k depreciaci domácí měny a k návratu do bodu P . Model však neposkytuje vysvětlení, co

bude spouštěcím mechanismem poklesu hodnoty domácí měny. Mohl by to být moment opětovného snížení domácí úrokové míry.³³

3.3.2.5. Dynamický model přizpůsobení spotového kurzu s endogenní úrokovou mírou bez rizikové prémie

Předpokladem je, že úrokové míry jsou vždy spojeny se změnou nějaké z vysvětlujících proměnných a zároveň tyto fundamentální faktory mají vliv také na utváření kurzových očekávání. Typickým zástupcem je „Fisherův efekt“. Podle Fisherova efektu by se investor měl řídit při rozhodování nejen nominální úrokovou mírou, ale také reálnou, která závisí na nominální úrokové míře a očekávané inflaci:

$RIR = IR - E_t(p^{t+n})$, kde RIR je reálná úroková míra, IR značí nominální úrokovou míru a $E_t(p^{t+n})$ očekávanou míru inflace.

Reálné úrokové míry jsou v jednotlivých zemích stejné, důvodem odlišných nominálních sazeb je pak rozdílná míra inflace v obou zemích. Rozdíl v domácí a zahraniční nominální úrokové míře je roven inflačnímu diferenciálu, a sice rozdílu očekávaných inflací doma a v zahraničí.³⁴

$$IR_{F,t}^{t+n} - IR_{D,t}^{t+n} = [RIR_{F,t}^{t+n} + E_t(P_{F,t}^{t+n})] - [RIR_{D,t}^{t+n} + E_t(P_{D,t}^{t+n})] = (RIR_{F,t}^{t+n} - RIR_{D,t}^{t+n}) + [E_t(P_{F,t}^{t+n}) - E_t(P_{D,t}^{t+n})].$$

Diferenciál nominálních úrokových měr se rovná součtu diferenciálů reálných úrokových měr a diferenciálu očekávaných inflací. Zvýšení očekávané inflace v krátkém období nemá vliv na vývoj měnového kurzu, jelikož roste nominální úroková míra a také očekávaná hodnota spotového kurzu. Při růstu reálné domácí úrokové míry může dojít v dlouhém období k zhodnocení kurzu domácí měny.³⁵

³³ MANDEL, M., TOMŠÍK, V. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*, s. 147 – 153.

³⁴ DURČÁKOVÁ, J., MANDEL M. *Mezinárodní finance*, s. 93 – 94.

³⁵ KODERA, J., MARKOVÁ, J. *Devizové obchody*, s. 21.

3.3.3 Teorie platební bilance

Platební bilance je statistický výkaz centrální banky zachycující všechny ekonomické transakce mezi domácími a zahraničními subjekty během určitého časového období. Vypovídá o mezinárodních ekonomických vazbách a lze z ní vyčíst, jaký objem zboží a služeb země dovezla nebo vyvezla, jestli je země dlužníkem či věřitelem ostatních zemí či ukazuje změny v devizových rezervách. Vývoj platební bilance určuje nastavení hospodářské politiky země.³⁶

Platební bilanci dělíme na tři složky:

Běžný účet zaznamenává transakce vývozu a dovozu zboží, příjmy a výdaje ze služeb, výnosy z kapitálu, investic a práce.

Kapitálový účet představuje nepodstatnou část platební bilance. Zachycuje toky dotací z nejrůznějších fondů, převody kapitálového charakteru související s migrací obyvatel, promíjením dluhů, či vlastnickými právy k aktivům.

Finanční účet zachycuje veškeré transakce spojené s pohybem kapitálu přes hranice. Poskytuje informace o finančních tocích rozčleněných na přímé investice, portfoliové investice majetkového a dluhového charakteru, finanční deriváty a ostatní investice. Pro analytické účely se devizové rezervy vykazují odděleně, protože fungují jako vyrovnávací složka salda celkové platební bilance.³⁷

³⁶ Polouček, S. a kol. *Peníze, banky, finanční trhy*, s. 353 – 354.

³⁷ ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Platební bilance* [online], [cit 2015-11-10]. Dostupné z [www: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/bop_es.pdf](https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/bop_es.pdf).

Tabulka 3.2 Vliv jednotlivých položek na saldo platební bilance

Účet platební bilance	Položka	Kredit	Debet
Běžný účet	Zboží	Export	Import
	Služby	Export	Import
	Důchody	Import	Export
	Nekapitálové transfery	Import	Export
Kapitálový účet	Kapitálové transfery	Import	Export
Finanční účet	Přímé investice	Import	Export
	Portfoliové investice	Import	Export
	Finanční deriváty	Import	Export
	Dluhový kapitál	Import	Export
	Chyby a opomenutí	Import	Export
	Změna devizových rezerv	Snížení	Zvýšení

Zdroj: MANDEL, M., TOMŠÍK, V., *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*

Pro potřeby vysvětlení pohybů měnových kurzů je nutné sledovat také kumulativní salda platební bilance a jejich položky, neboť saldo celkové platební bilance by mělo být vždy vyrovnané. Analýzou sald kumulativní bilance výkonové, běžné, základní a bilance maximální likvidity lze odhadovat dopady na měnový kurz.³⁸

3.3.3.1. Platebně bilanční přístup k měnovému kurzu

Principem platebně bilančního přístupu je, že měnový kurz nezávisí pouze na transakcích, které se týkají zboží a služeb mezi zeměmi, ale celkového salda platební bilance dle následujícího vztahu:

$$er = f(\Delta PB),$$

kde er označuje relativní změnu měnového kurzu.

V případě aktivního salda platební bilance, kreditní operace převyšují debetní a poptávka po měně dané země na trhu roste a měnový kurz tak apreciuje. V případě pasivního salda, debetní operace převyšují kreditní, což zvyšuje poptávku této země po devizách a vede k depreciaci její měny. Analytici svou pozornost nejčastěji zaměřují na

³⁸ REVENDA, Z., MANDEL, M., KODERA, J., MUSÍLEK, P., DVOŘÁK, P., BRADA, J. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*, s. 564-567.

analýzu salda běžného účtu. V případě deficitu se zabývají způsoby financování tohoto deficitu.³⁹

Teorie platební bilance je tokovým přístupem, protože zachycuje mezinárodní toky zboží, služeb a kapitálu a jejich následný vliv na nabídku a poptávku po devizách. Tento postup však často přináší zkreslené informace, neboť i relativně vysoký roční deficit běžného účtu nutně nevede k depreciaci kurzu, pokud zahraniční zadlužení země je relativně nízké a zahraniční věřitelé jsou nadále ochotni zemi poskytovat další úvěry. Z tohoto důvodu je potřeba tokový přístup porovnávat se stavovým prostřednictvím ukazatelů zahraniční zadluženosti a investiční pozice.⁴⁰

3.3.4 Investiční pozice

Investiční pozice je definovaná jako rozdíl finančních aktiv a závazků vládního, bankovního sektoru, centrální banky a podniků vůči nerezidentům dané země k určitému datu. Jednotlivé položky jsou sledovány na hrubém principu odděleně a rozdíl aktiv a pasiv tvoří celkové saldo investiční pozice. Stav aktiv a závazků investiční pozice ovlivňují transakce uskutečněné v předchozích obdobích zachycené v platební bilanci a další vlivy, vycházející z kurzových a cenových pohybů.⁴¹

V praxi používaným ukazatelem je index NIIP (čistá investiční pozice vůči zahraničí). NIIX je rozdíl hodnot zahraničního majetku vlastněného residenty dané země a hodnoty aktiv vlastněného nerezidenty dané země v určitém časovém okamžiku. Negativní hodnota NIIX značí, že závazky převyšují vlastněná aktiva a naopak v případě pozitivního výsledku. Většina zemí vydává tento ukazatel čtvrtletně a je často považován za barometr finanční kondice a důvěryhodnosti země. NIIP dělí *aktiva* na přímé investice, portfoliové investice, finanční deriváty, ostatní investice a rezervy centrální banky. *Pasiva* jsou vykazována stejnou metrikou mimo rezerv centrální banky. Metodika výkaznictví platební bilance a investiční pozice je definována Mezinárodním měnovým fondem v dokumentu

³⁹ DURČÁKOVÁ, J., MANDEL M. *Mezinárodní finance*, s. 106.

⁴⁰ Tamtéž, s. 106.

⁴¹ JÍLEK, J. *Peníze a měnová politika*, s. 624 – 625.

„Sixth Edition of the IMF's Balance of Payments and International Investment Position Manual“.⁴²

„Investiční pozici a zahraniční zadluženost vůči nerezidentům vykazuje centrální banka na základě vlastních údajů a údajů získaných od obchodních bank, vládních institucí, obchodníků s cennými papíry a podniků.“⁴³

3.3.5 Zahraniční zadluženost

Hrubý zahraniční dluh k určitému datu představuje dlužnou částku aktuálních běžných závazků, které dluží rezidenti země nerezidentům, u nichž je požadována splátka úroku nebo/a jistiny v budoucnu.⁴⁴

Zahraniční zadluženost představuje dluhový report všech finančních závazků sektorů domácí ekonomiky vůči zahraničním zemím. Report nezahrnuje přímé investice, investice do cenných papírů a účasti. Stav jednotlivých dluhů odpovídají transakcím s finančními závazky na finančním účtu platební bilance.⁴⁵

3.3.6 Monetární přístup k determinaci měnového kurzu

Po rozpadu Bretton-Woodského systému v 70. letech dochází k výrazným změnám světové ekonomiky. Důležitým faktorem bylo nahrazení fixních měnových kurzů řízeným floatingem a uvolnění kapitálových toků, což mělo vliv na nárůst objemu transakcí na mezinárodních finančních a měnových trzích. Na měnu začíná být nahlíženo jako na aktivum a měnový kurz je tak chápán jako relativní cena dvou aktiv. Z monetaristického pohledu domácí měna deprecie v případě deficitu platební bilance a aprecie v případě přebytku v platební bilanci. Faktory, které jsou zdrojem nerovnováhy platební bilance a následných změn nominálního měnového kurzu jsou monetární povahy.⁴⁶

Měnový kurz je tvořen prostřednictvím vyrovnávání celkové nabídky s celkovou poptávkou po národních měnách. Nabídka peněz je řízena centrální bankou a peněžní

⁴² INVESTOPEDIA. *Net International Investment Position (NIIP)* [online], [cit. 2015-11-10]. Dostupné z www.investopedia.com/terms/n/net-international-investment-position-niip.asp.

⁴³ JÍLEK, J. *Peníze a měnová politika*, s. 625.

⁴⁴ INTERNATIONAL MONETARY FUND. *External debt statistics : guide for compilers and users* [online], [cit. 2015-11-10]. Dostupné z www.publicdebt.net/export/sites/PDM/public/Books/INSTITUTIO/4303081E_Olis.pdf.

⁴⁵ JÍLEK, J., *Peníze a měnová politika*, s. 625.

⁴⁶ ŽAMBERSKÝ, P., TAUŠER, J. *Ekonomie měnového kurzu I*, s. 39 – 40.

poptávka je pevnou a předpověditelnou funkcí několika klíčových proměnných. Monetární teorie zdůrazňují úlohu měnové politiky na měnové kurzy a varují, že nadměrná měnová expanze vede k depreciaci měny.

Předpokladem monetaristických modelů jsou flexibilní ceny a mzdy, tudíž platnost parity kupní síly, plná mobilita kapitálu a dokonalá substituce domácích a zahraničních aktiv.⁴⁷

3.3.6.1. *Bilson-Frenkelův model s pružnými cenami*

Bilson-Frenkelův model s pružnými cenami vychází z předpokladu platnosti teorie parity kupní síly a rychle se přizpůsobující domácí a zahraniční cenové hladiny změnám v tempech růstu národních peněžních zásob.

$$ER = \frac{P_D}{P_F} .$$

Domácí cenová hladina je následně vyjádřena jako funkce domácí peněžní zásoby M_D a klesající funkce domácího reálného důchodu Y_D a domácí cambridgeské konstanty k_D . Analogickým způsobem je vyjádřena také zahraniční cenová hladina.

$$P_D = \frac{M_D}{k_D \cdot Y_D} ,$$

$$P_F = \frac{M_F}{k_F \cdot Y_F} .$$

Po dosazení do rovnice absolutní parity kupní síly vznikne vztah:

$$ER = \frac{P_D}{P_F} = \frac{M_D}{M_F} \cdot \frac{k_F \cdot Y_F}{k_D \cdot Y_D} .$$

Alternativním vyjádřením Bilson-Frenkelova modelu s pružnými cenami je pomocí využití Coganovi formy poptávky po penězích. Jeho výhodou je, že umožňuje přímo vyjádřit vliv změny úrokové míry na nominální kurz.

$$M_D = k \cdot P \cdot Y^\eta \cdot e^{-\sigma \cdot i} .$$

Nominální poptávka po penězích je funkcí agregátní cenové úrovně, reálného důchodu při koeficientu citlivosti η a úrokové míry v závislosti na koeficientu citlivosti σ .

⁴⁷ JÍLEK, J. *Peníze a měnová politika*, s. 587 – 588.

Rovnici zlogaritmujeme přirozeným logaritmem a předpokládáme, že k je neměnné a z rovnice ho vypustíme.

$$m - p = \eta \cdot y - \sigma \cdot i,$$

kde m je přirozený logaritmus nominální poptávky po penězích, p a y logaritmy agregátní cenové hladiny a reálného důchodu.

Dále zlogaritmujeme rovnici absolutní verze parity kupních sil a dosadíme upravenou domácí a zahraniční verzi Coganovi formy poptávky po penězích.

$$ER = p_D - p_F = (m_D - m_F) - \eta \cdot (y_D - y_F) + \sigma \cdot (i_D - i_F).$$

Z rovnice plynou následující závěry:

- Pokud je tempo růstu peněžní zásoby domácí ekonomiky vyšší než tempo růstu peněžní zásoby v zahraničí, pak za jinak stejných podmínek dochází k depreciaci domácí měny a opačně.
- Pokud roste domácí reálný důchod rychleji než zahraniční, dochází ke zhodnocení měny a měnový kurz klesá, ceteris paribus.
- Pokud se zvýší domácí úroková míra, dojde k depreciaci domácí měny, ceteris paribus.⁴⁸

3.3.6.2. Dornbushův model přestřelování měnového kurzu

Standardní model s pružnými cenami předpokládá pružné přizpůsobování cen, mezd a kurzů změnám v peněžní zásobě, a proto je reálný kurz dlouhodobě stabilní. Dornbushův model si všímá, že v krátkém období se ceny přizpůsobují změnám v peněžní zásobě s určitou časovou prodlevou, což je základní myšlenkou tohoto modelu.⁴⁹

Ekonomika se nachází v dlouhodobé rovnováze a náhle dochází centrální bankou ke zvýšení nominální peněžní zásoby (například nákupem cenných papírů), což povede také ke zvýšení reálné peněžní zásoby, díky nepružnosti cen na trhu zboží. Lidé drží více reálných peněžních zůstatků a začínají nakupovat ostatní finanční aktiva, jejichž cena roste a klesá reálná úroková míra. Podle teorie parity kupní síly v dlouhém období musí

⁴⁸ ŽAMBERSKÝ, P., TAUŠER, J. *Ekonomie měnového kurzu I*, s. 40 – 46.

⁴⁹ DURČÁKOVÁ, J., MANDEL M. *Mezinárodní finance*, s. 111 – 113.

nominální měnový kurz znehodnotit o velikost zvýšení peněžní zásoby, s čímž je spojeno depreciační očekávání, které podle nekryté úrokové parity zvyšuje očekávanou míru výnosnosti zahraničních aktiv. Aby zůstali očekávané výnosnosti obou zemí stejné, musí vzrůst také reálná úroková míra na domácí aktiva, která však klesla. Nominální kurz domácí měny se přechodně znehodnocuje více, než odpovídá paritě kupních sil, aby se mohla očekávat apreciacie kompenzující nižší domácí úrokovou míru. Kurz díky tomu přestřelí svou dlouhodobou rovnováhu.

Nyní se poměr národních měn dostává nad svou dlouhodobou rovnováhu. Důsledkem znehodnocení domácí měny dochází k podhodnocení vůči paritě kupních sil, což přiláká zahraniční poptávku, která je stimulem zajišťujícím zhodnocování domácí měny. Postupně začíná růst domácí cenová hladina, dochází k apreciaci domácí měny a roste reálná úroková sazba. Tento proces trvá do doby, než zvýšení cen odpovídá výchozímu přírůstku nominální peněžní zásoby a je obnovena absolutní verze parity kupních sil.⁵⁰

3.4 Analýza časových řad

Ekonomická časová řada je posloupnost hodnot vybraného ekonomického ukazatele uspořádaná v čase od minulosti do současnosti.

Intervalová časová řada obsahuje údaje za určité časové období. Intervalové ukazatele se mají vztahovat na stejně dlouhé období, v opačném případě by bylo srovnání zkreslené. Intervalové ukazatele se shrnují pomocí součtu a průměrné úrovně aritmetickým průměrem. Okamžikové časové řady jsou tvořeny z ukazatelů, které se vztahují k určitému okamžiku v čase. Průměrná hodnota je charakterizována chronologickým průměrem.⁵¹

Podle délky období u intervalové časové řady nebo časového rozpětí mezi rozhodnými okamžiky u okamžikové časové řady rozlišujeme řady krátkodobé a dlouhodobé. Krátkodobé časové řady sbírají hodnoty v úsecích nižších než jeden rok, nejčastěji měsíční data a dlouhodobé řady, které shromažďují data v ročních a delších periodách.

⁵⁰ ŽAMBERSKÝ, P., TAUŠER, J. *Ekonomie měnového kurzu I*, s. 52 – 53.

⁵¹ BLATNÁ, D. *Metody statistické analýzy*, s. 40 – 41.

Podle charakteru ukazatele tvořícího časovou řadu dělíme na primární (prvotní) ukazatele a řady sekundárních (odvozených) charakteristik. Odvozenými ukazateli mohou být funkce (rozdíl, podíl) různých primárních ukazatelů, funkce hodnot téhož primárního ukazatele nebo funkce dvou a více odlišných primárních ukazatelů.⁵²

Časové řady mohou obsahovat různé složky:

- Trendová složka – obsahuje dlouhodobé tendence vývoje zkoumaného jevu.
- Sezónní složka – časová složka obsahuje určité periodické změny, které se odehrávají během kalendářního roku a každý rok se opakují.
- Cyklická složka – vyjadřuje kolísání trendu se střídáním fáze růstu a poklesu. Délka a stejně tak intenzita cyklů je proměnlivá.
- Reziduální složka – je tvořena náhodnými vlivy, které nemají rozpoznatelný charakter. Zbývá v časové řadě po odstranění trendu, sezónní a cyklické složky.⁵³

3.4.1 Vlastnosti časových řad

V teorii časových řad existuje velké množství charakteristik, kterými lze vybranou časovou řadu popsat, od analýzy trendové složky, testování sezonnosti, heteroskedasticity, linearity a jiné. V této kapitole se zaměříme pouze na vybrané vlastnosti potřebné pro analýzu v analytické části této práce.

3.4.1.1. *Stacionarita*

Časové řada je striktně stacionární, pokud její pravděpodobnostní chování nepodléhá změnám v čase, nebo-li je časově invariantní.

Pro stochastický proces $\{X_t, t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ je vhodné definovat:

Střední hodnotu: $\mu_t = E(X_t)$.

Varianční funkci $\sigma_t^2 = D(X_t) = E(X_t - \mu_t)^2$.

Kovarianční funkci mezi X_{i_i} a X_{i_j} , $i, j = 1, 2, \dots, n$, $i \neq j$

⁵² HINDLS, R. *Statistika pro ekonomy*, s. 248 – 249.

⁵³ MACEK, J., FISHER, J., POTŮČKOVÁ, Č., ŠEDIVÁ, B. *Ekonomická a sociální statistika*, s. 33 – 34.

$$\gamma(t_i, t_j) = E(X_{t_i} - \mu_{t_i}) E(X_{t_j} - \mu_{t_j}).$$

Korelační funkci mezi X_{t_i} a X_{t_j} , $i, j = 1, 2, \dots, n$, $i \neq j$

$$\rho(t_i, t_j) = \frac{\gamma(t_i, t_j)}{\sigma_{t_i} \sigma_{t_j}}.$$

Časová řada je slabě stacionární (kovariančně stacionární) platí-li:

Střední hodnota je v čase konstantní:

$$\mu_t = \mu.$$

Rozptyl je také v čase konstantní:

$$\sigma_t^2 = \sigma^2.$$

Kovarianční funkce závisí pouze na časové vzdálenosti náhodných veličin (pro $t_i = t - k$ a $t_j = t$):

$$\gamma(t_i, t_j) = \gamma(t - k, t) = \gamma(t, t + k) = \gamma_k.$$

Korelační funkce závisí pouze na časové vzdálenosti náhodných veličin (pro $t_i = t - k$ a $t_j = t$):

$$\rho(t_i, t_j) = \rho(t - k, t) = \rho(t, t + k) = \rho_k.^{54}$$

Velké množství ekonomických časových řad je nestacionární, proto je nutné tuto řadu transformovat na stacionární. Existuje několik možností jak tuto řadu upravit jako např. odstranění trendu odečtením proložené trendové funkce, stabilizace rozptylu logaritmizací čtverce řady, ale nejjednodušší způsob je metoda diferencování (rozdíl sousedních hodnot v časové řadě): $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$.⁵⁵

3.4.1.2. Autokorelace

Autokorelace je závislost mezi různými hodnotami proměnné v čase. To znamená, že současná hodnota proměnné může být ovlivněna hodnotami té samé proměnné v časových zpožděních. Příčiny autokorelace:

⁵⁴ ARLT, J. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*, s. 15 – 16.

⁵⁵ SCHWARZ, D. *Lineární a adaptivní zpracování dat* [online]. [cit. 2015-11-30], Dostupné z [www: http://www.iba.muni.cz/esf/res/file/bimat-prednasky/linearni-a-adaptivni-zpracovani-dat/LaAZD-08.pdf](http://www.iba.muni.cz/esf/res/file/bimat-prednasky/linearni-a-adaptivni-zpracovani-dat/LaAZD-08.pdf).

- Setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin – většina makroekonomických veličin časových řad vykazuje setrvačnost ve svém vývoji a proto existuje silná závislost hodnoty proměnné v čase t na předcházejících hodnotách.
- Nesprávná specifikace modelu – může se jednat například o opomenutí důležité vysvětlující proměnné nebo je použita nevhodná funkční forma modelu.
- Chybná v měření – nepřesnost v měření se promítají v náhodné složce.
- Nevhodný výběr zpoždění vysvětlujících proměnných.
- Chybně transformovaná data – chyba v úpravě dat, očišťování, zbavení trendu apod.

Ověřit přítomnost autokorelace reziduální složky lze pomocí testového kritéria (většinou Durbin-Watsonův test) nebo na základě grafických testů prostřednictvím korelogramu reziduí.

Pro zmírnění či odstranění problému autokorelovanosti náhodné složky je nutné přihlídnout k jejím příčinám a ty se snažit odstranit. Lze definovat tři skupiny možností:

- Odstranění nevhodné funkční forma modelu nebo zavedení opomenuté proměnné do modelu.
- Úprava časové struktury zpoždění u vysvětlujících proměnných.
- Zavedení zpožděné vysvětlované proměnné Y_{t-1} jako vysvětlující. V tomto případě se může vyskytnout autokorelace původních vysvětlujících proměnných s novou proměnnou, což vede k vyloučení původních vysvětlujících proměnných a model tak neplní svůj původní cíl. Zpravidla souvisí s použitím nestacionárních časových řad.⁵⁶

3.4.2 Modely časových řad

V následující části budou charakterizovány modely použité v analytické části této diplomové práce.

⁵⁶ HANČLOVÁ, J. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*, s. 142 – 145.

3.4.2.1. Regresní model

Regresní model je statistický nástroj pro popis vztahů mezi závisle proměnnou Y a několika nezávislými proměnnými x_1 až x_p .

Základní model lineární regrese lze vyjádřit následovně:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_p x_{tp} + u_t \quad t = 1, \dots, T.$$

Y_t značí závisle proměnnou v čase t na vysvětlujících proměnných x_{t1} až x_{tp} . Parametry β_0 až β_p kvantifikují míru závislosti závisle proměnné Y na nezávislých proměnných x . U_t je označení náhodné složky.⁵⁷

Technika, jenž se zabývá odhadem parametrů v regresním modelu, se nazývá metoda nejmenší čtverců (OLS - Ordinary least squares). Jejím cílem je nalezení přímky, která minimalizuje součet čtverců odchylek reziduálních složek.⁵⁸

Základní kritérium pro posouzení odhadu regresního modelu je koeficient determinace. Tento koeficient vyjadřuje stupeň vysvětlení celkové změny vysvětlované proměnné Y působením lineárního vztahu vysvětlující proměnné. Koeficient determinace (R^2) se nachází v intervalu od 0 do 1, tj. $0 \leq R^2 \leq 1$, kde $R^2 = 0$ značí, že ani jedno pozorování neleží na odhadnuté výběrové přímce, zatímco $R^2 = 1$ všechna pozorování leží na odhadnuté přímce.

Druhou neméně důležitou věcí je testování statistické významnosti odhadnutých parametrů na zvolené hladině významnosti.⁵⁹

Zdánlivá regrese

Zdánlivá regrese je označení pro stav, kdy se při odhadu regresního modelu metodou nejmenší čtverců jeví koeficienty statisticky významné, ačkoli mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou neexistuje žádný ekonomický vztah. Tento negativní jev se týká především odhadů modelů integrovaných procesů, neboli nestacionárních řad.⁶⁰

⁵⁷ LIU, W. *Simultaneous inference in regression*, s. 1.

⁵⁸ KRKOŠKOVÁ, Š., RÁČKOVÁ A. a ZOUHAR J. *Základy ekonometrie v příkladech*, s. 34.

⁵⁹ HANČLOVÁ, J. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*, s. 33 – 43.

⁶⁰ RACINE, J. S., SU L. a ULLAH A. *The Oxford handbook of applied nonparametric and semiparametric econometrics and statistics*, s. 387 – 391.

3.4.2.2. *Kointegrace*

Při analýze časových řad existují modely s krátkodobými a dlouhodobými vztahy. Krátkodobé tzv. short-run relationships se vyskytují v relativně krátkém období a s časem tento vztah mizí, zatímco long-run relationships, neboli dlouhodobé vztahy mají dlouhodobé působení a s časem nemizí. U dlouhodobých vztahů existuje rovnovážný stav (ekvilibrrium), který je neměnný a ke kterému je systém neustále přitahován. Systém je však vystaven neustálým šokům a proto nikdy není v rovnovážném stavu. K rovnovážnému stavu ale může konvergovat v čase.

Kointegrace je statistické označení pro hypotézu, že existuje mez v krátkodobém odklonu časových řad, která se postupem času vytrácí a vývoj časových řad se tak v dlouhodobém horizontu více nerozchází. Při analýzách časových řad je žádoucí, aby řady byly kointegrované, neboť pouze v tomto případě obsahují společný element vývoje, který je součástí zkoumání.⁶¹

Předpokládejme dvě časové řady x_t a y_t , které jsou integrované řádem jedna, neboli obsahují jednotkový kořen: x_t a y_t jsou kointegrované pokud existuje parametr α v rovnici $\mu_t = y_t - \alpha x_t$, který je stacionárním procesem.⁶²

Jestliže jsou časové řady $\{X_t\}$ a $\{Y_t\}$ typu $I(d)$ a existuje-li lineární kombinace $\{aX_t + bY_t\} \sim I(d-b)$, kde $b > 0$, tak vektor (a,b) se nazývá kointegrační vektor a procesy $\{X_t\}$ a $\{Y_t\}$ se nazývají kointegrované řádu d,b a značí se $\{X_t\}, \{Y_t\} \sim CI(d,b)$.

V případě dvou procesů může existovat pouze jedna jejich lineární kombinace, která je stacionární a tedy pouze jeden kointegrační vektor.⁶³

⁶¹ ARLT, J. *Kointegrace v jednorovnicových modelech* [online], [cit. 2015-12-01], s. 1. Dostupné z [www: http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_KJM_97.pdf](http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_KJM_97.pdf).

⁶² SORESEN, E.,B. *Cointegration* [online], [cit. 2015-12-01], s. 1. Dostupné z [www: http://www.uh.edu/~bsorensen/coint.pdf](http://www.uh.edu/~bsorensen/coint.pdf).

⁶³ ARLT, J. *Kointegrace v jednorovnicových modelech* [online], [cit. 2015-12-01], s. 3. Dostupné z [www: http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_KJM_97.pdf](http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_KJM_97.pdf).

4. Analytická část

Na měnové kurzy působí velké množství makroekonomických proměnných, jež jsou a byly předměty empirického zkoumání. Za tímto účelem postupně vznikaly ekonomické teorie, které se snaží pohyby měnových objasnit. V této části diplomové práce je řešen vztah měnového páru EUR/USD na teorii parity kupní síly, teorii parity úrokové míry a monetárním přístupem k měnovému kurzu.

Pro zjednodušení a lepší přehlednost budou tyto teorie ověřovány vždy dle stejného postupu. Nejprve ověření stacionarity pro zjištění zda časová řada obsahuje jednotkový kořen, následně odhad dlouhodobých vztahů pokud je to v souladu s ekonomickou teorií pomocí Engle Grangerova testu a Johansenova testu kointegrace. Posledním krokem bude ověření krátkodobých vztahů založených na vzájemné regresi. Tento krok však nebude aplikován na všechny teorie, ale pouze na ty, u kterých je možné použití relativní verze na základě ekonomické teorie.

Augmented Dickey-Fuller test

Prvním krokem k verifikaci dlouhodobé rovnováhy časových řad je otestování stacionarity jednotlivých časových řad, jelikož kointegrační analýza je platná pouze pro nestacionární řady integrované stejného řádu. Otestování proběhlo pomocí Augmented Dickey Fullerova testu (Rozšířeného Dickey Fullerova testu, ADF - testu) v jeho všech 3 základních formách (test bez konstanty, test s konstantou a test s konstantou a trendem).

Test bez konstanty:
$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p (\delta_j \Delta Y_{t-j}) + \varepsilon_t.$$

Test s konstantou:
$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p (\delta_j \Delta Y_{t-j}) + \varepsilon_t.$$

Test s konstantou a trendem:
$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p (\delta_j \Delta Y_{t-j}) + \varepsilon_t.$$

Vyhodnocení ADF testu je založeno na posouzení nulové hypotézy, neboli zda $\gamma = 0$ a Y_t náhodná procházka, tj. že časová řada je nestacionární a obsahuje jednotkový kořen. Alternativní hypotéza H_1 tvrdí $\gamma < 0$, tj. časová řada je stacionární.⁶⁴ Nejvhodnější forma je

⁶⁴ RTMath, division of Deltix Inc. *Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test* [online], [cit. 2015-12-03]. Dostupné z [www: https://www.rtmath.net/help/html/93a7b7b9-e3c3-4f19-8a57-49c3938d607d.htm](https://www.rtmath.net/help/html/93a7b7b9-e3c3-4f19-8a57-49c3938d607d.htm).

zvolena vždy na základě statistické významnosti parametrů, resp. nejnižší hodnoty Akaikeho informačního kritéria.

Nejvyšší řád zpoždění prvních diferencí autoregresního procesu „p“ je nastaven pomocí Schwertova (1989) vzorce:

$$P_{\max} = \left[12 \times \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right], \text{ kde: } T \text{ je celkový počet pozorování. }^{65}$$

Následně je ponechána možnost Gretlu pro otestování maximálního zpoždění, kdy program sám vybere nejvhodnější zpoždění z daného intervalu.

Test na přítomnost jednotkového kořene je nejprve proveden pro časové řady v základním, tedy nediferencovaném tvaru. Pro určení řádu integrace, jsou v případě výskytu jednotkového kořene v nediferencovaném tvaru časové řady testovány její difference do doby, kdy je identifikována stacionarita. U časových řad, kde byla prokázána přítomnost jednotkového kořene stejného řádu, následuje test kointegrace. Jako první Engle-Grangerův test, poté i komplexnější Johansenův test kointegrace.

Engle – Grangerův test

Prvním krokem Engle-Grangerova testu je odhad kointegrační regrese. Důležitým bodem je stanovení proměnných, která bude definovaná jako závislá a která nezávislá. Pro tuto práci bude vždy jako závislá proměnná EURUSD a jeho drobné modifikace. Odhad kointegrační regrese tedy bude mít vždy tvar:

$$\text{EURUSD}_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t,$$

kde jako x_t budou dle zvolených ekonomických teorií diferenciál cenových indexů $\frac{CPI}{MUICP}$, následně také diferenciál logaritmů měnových agregátů M1 v USA a eurozóně, diferenciál logaritmů HDP v USA a eurozóně a diferenciál úrokových sazeb v USA a eurozóně.

Z odhadnutých regresí jsou uložena její rezidua, která jsou poté testována na výskyt jednotkového kořene, tj. na stacionaritu. Test stacionarity reziduí je opět proveden za pomoci Augmented Dickey Fullerova testu ve všech jeho základních formách.

⁶⁵ UNIVERSITY OF WASHINGTON. Unit root [online], [cit. 2015-12-03]. Dostupné z [www: http://faculty.washington.edu/ezivot/econ584/notes/unitrootLecture2.pdf](http://faculty.washington.edu/ezivot/econ584/notes/unitrootLecture2.pdf).

Nejvhodnější forma je volena na základě nejnižší hodnoty Akaikeho informačního kritéria. Délka zpoždění je stejně jako u testu stacionarity časových řad ponechána na otestování v softwaru Gretl.

Hypotézy jsou stanoveny stejně jako u Augmented Dickey Fullerova testu:

$H_0: \varepsilon_t \sim I(1)$, **neexistuje** kointegrační vztah mezi EUR/USD a časovou řadou dané teorie měnového kurzu,

$H_1: \varepsilon_t \sim I(0)$, **existuje** kointegrační vztah mezi EUR/USD a časovou řadou dané teorie měnového kurzu.

Nulová hypotéza je přijata či zamítnuta na základě odhadnuté p-hodnoty.

Johansenův test

Druhým testem kointegrace je Johansenův test. Důležitým faktorem, který je nutný specifikovat je délka zpoždění. K tomuto účelu je v Gretlu integrovaný test „Var výběr zpožděných proměnných“. U tohoto testu je ponecháno výchozí nastavení a je zahrnuta konstanta. K výběru nejvhodnějšího zpoždění jsou v tomto testu k dispozici Akaikeho (AIC), Schwarzovo (BIC) a Hannan-Quinnovo (HQC) informační kritérium. Jedná se o minimalizační kritéria, proto je nejvhodnější nejnižší hodnota. Nejlepší zpoždění je kompromisem mezi těmito kritérii a v případě shody dvou kritérii, je toto zpoždění vybráno pro test kointegrace.

Před samotným odhadem Johansenova testu je ještě nutné definovat, jestli je vhodné do testu zahrnout konstantu a či trend. Pro testy bude ponecháno výchozí nastavení, tj. konstanta bez omezení. Testovaný model má následující tvar:

Johansenův test poskytuje dva druhy výsledků. Jedním je test stopy matice a druhý Lmax test. Pro oba poskytuje výsledné testovací statistiky a jejich p-hodnoty. První nulová hypotéza je stanovena pro oba testy stejně, a sice počet kointegračních vztahů je roven 0. V případě zamítnutí nulové hypotézy se následně stanoví dalších nulových hypotéz pro pokračování testu mírně liší.

Test stopy:

Hodnost

0 H_0 počet kointegračních vektorů = 0 / H_1 počet kointegračních vektorů > 0

1 H_0 počet kointegračních vektorů \leq 1 / H_1 počet kointegračních vektorů > 1

2 H_0 počet kointegračních vektorů \leq 2 / H_1 počet kointegračních vektorů > 2

Lmax test:

Hodnost

0 H_0 počet kointegračních vektorů = 0 / H_1 počet kointegračních vektorů = 1

1 H_0 počet kointegračních vektorů = 1 / H_1 počet kointegračních vektorů = 2

2 H_0 počet kointegračních vektorů = 2 / H_1 počet kointegračních vektorů = 3

Nulovou hypotézu přijímáme či zamítáme na základě p-hodnoty.⁶⁶

4.1 Teorie parity kupní síly

Parita kupní síly patří k nejjednodušší a také nejstarší koncepci teorií věnující se pohybům měnových kurzů. Je založena na myšlence, že pokud se nejedná o uzavřené ekonomiky, ceny v různých zemích by se neměly dlouhodobě lišit. Jako každá teorie je i parita kupní síly založena na mnoha předpokladech, které lze v reálném světě jen těžko zcela naplnit.

Její platnost je nejprve ověřena v dlouhodobém horizontu, hledáním dlouhodobého rovnovážného stavu mezi časovou řadou EUR/USD a vybranými reprezentanty cenových hladin v USA a eurozóně. Následně je testována platnost krátkodobého vztahu meziměsíčních změn EUR/USD a inflačního diferenciálu.

⁶⁶ COTTRELL, A., LUCCHETTI, R. *Gretl User's Guide: Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*, s. 202-203.

Teorie parity kupní síly vychází z ekonomického vztahu:

$$\text{EURUSD}_t = \frac{\text{CPI}_t}{\text{MUICP}_t}.$$

V modelu se vyskytují tři proměnné: měnový kurz EURUSD a indexy reprezentující cenové hladiny v USA (Consumer Price Index) a eurozóně (Monetary Union Index of Consumer Prices).

Consumer Price Index (CPI), index spotřebitelských cen je index měřící změnu cenové hladiny spotřebního koše a služeb ve Spojených státech. Index zahrnuje informace poskytnuté domácnostmi o struktuře jejich nakupování. Váhy jednotlivých kategorií byly stanoveny na základě týdenních průzkumů 28 000 dotázaných a 60 000 čtvrtletně dotázaných. Výdajové položky jsou klasifikovány do více než 200 kategorií a 8 hlavních skupin (Potraviny a nápoje, bydlení, oděvy, doprava, zdravotní péče, volný čas, vzdělávání, ostatní), nezahrnuje však investiční položky jako jsou akcie, dluhopisy, nemovitosti a jiné. Data publikuje měsíčně Bureau of labor statistics (BLS) a to jak ve formě absolutní hodnoty indexu CPI, tak i ve formě meziměsíční a meziroční relativní změny.⁶⁷

Monetary Union Index of Consumer Prices (MUICP) je index spotřebitelských cen pro země Eurozóny. Je jednou ze tří částí širšího indexu HICP, který měří spotřebitelské ceny pro všechny země Evropské Unie. MUICP využívá Evropská centrální banka jako hlavní ukazatel při řízení měnové politiky v eurozóně.⁶⁸

Index MUICP zahrnuje 100 podindexů dělených podle druhu výrobků klasifikovaných dle evropské metodiky COICOP (Klasifikace individuální spotřeby). MUICP je publikován Eurostatem vždy 30 dní po konci měsíce.⁶⁹

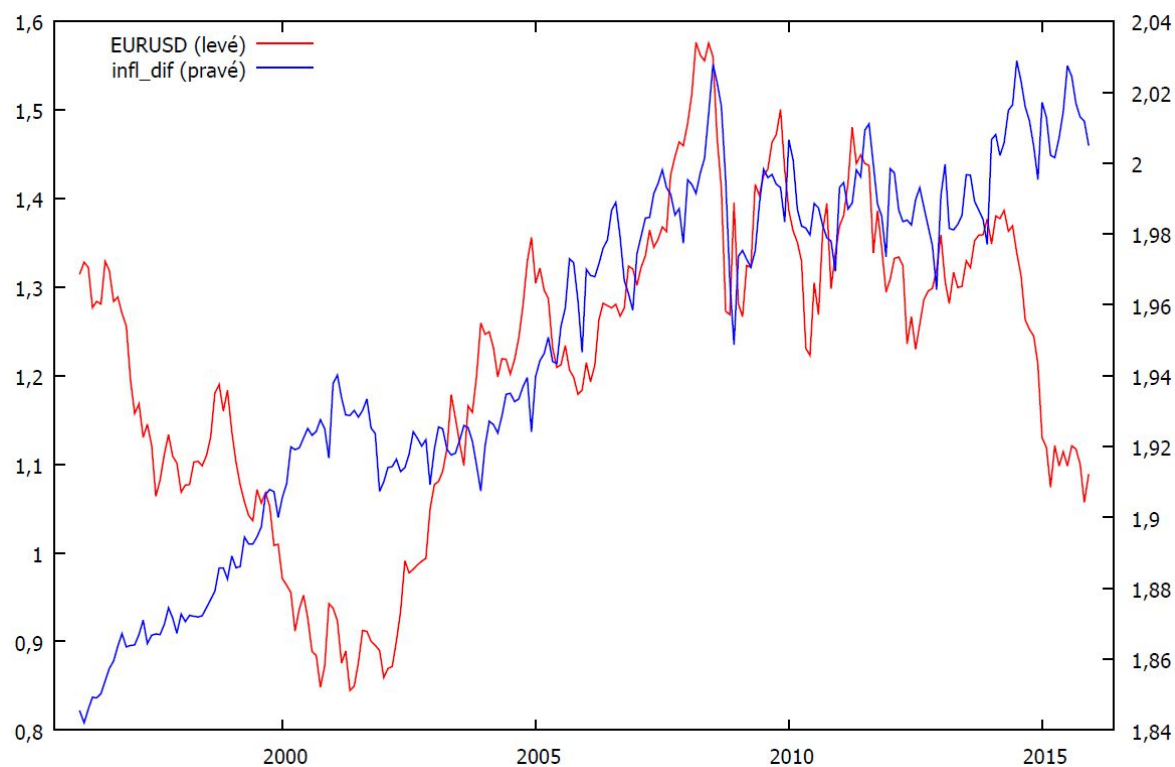
⁶⁷ BUREAU OF LABOR STATISTICS. Consumer price index [online], [cit. 2015-12-10]. Dostupné z [www: http://www.bls.gov/cpi/cpiFAQ.htm](http://www.bls.gov/cpi/cpiFAQ.htm).

⁶⁸ EUROSTAT. Harmonized indices of consumer prices (HICPs) - A Short Guide for Users [online]. [cit. 2015-12-10]. Dostupné z [www: http://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/5884877/KS-BE-04-001-EN.PDF/0051a64b-490c-4fd7-8bf1-1dcae31f4970?version=1.0](http://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/5884877/KS-BE-04-001-EN.PDF/0051a64b-490c-4fd7-8bf1-1dcae31f4970?version=1.0).

⁶⁹ EUROSTAT. New monetary union index of consumer prices (MUICP) [online], [cit. 2015-12-10]. Dostupné z [www: http://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/5251234/2-04051998-AP-EN.PDF/d2f19392-be9e-4cef-9755-351e529372f1?version=1.0](http://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/5251234/2-04051998-AP-EN.PDF/d2f19392-be9e-4cef-9755-351e529372f1?version=1.0).

Pro testování této teorie jsou využita měsíční data získaná z evropského statistického úřadu Eurostat a amerického Bureau of Labor Statistics od ledna 1996 do prosince 2015. Hodnoty měnového kurzu EUR/USD byly staženy jako reálná data z forexového trhu z platformy Meta Trader 4 jako zavírací hodnoty daného měsíce. Celkově se jedná o 240 pozorování. Průběh naměřených hodnot zobrazuje následující graf.

Obrázek 4.1 Vývoj měnového kurzu EUR/USD a diferenciálu cenových indexů



Zdroj: Vlastní zpracování z programu Gretl

Hodnoty měnového kurzu EUR/USD se nachází na levé svislé ose, hodnota diferenciálu cenových indexů na ose pravé. Z grafu je zřejmá negativní korelovanost časových řad v období od roku 1996 do 2006, která je následně vystřídána korelací pozitivní. Z pohledu do grafu lze uvažovat o nestacionaritě dat, avšak podrobnější test bude proveden v následující kapitole.

4.1.1 Test stacionarity

Prvním krokem k testování dlouhodobého vztahu mezi měnovým kurzem a diferenciálem cenových indexů je zjištění, zda časové řady obsahují jednotkový kořen, tj.

zdali jsou nestacionární. K tomu účelu je využit Augmented Dickey Fullerův test. Nejvyšší zpoždění bylo podle Schwertova vzorce nastaveno na 13 období a byla ponechána možnost Gretlu vybrat nejvhodnější z nich. Na základě nejnižších hodnot Akaikého informačního kritéria byl zvolen pro časovou řadu EURUSD test bez konstanty a pro časovou řadu diferenciálu cenových indexů test s konstantou a trendem.

Tabulka 4.1 ADF test teorie parity kupní síly

	EURUSD	Diferenciál cenových indexů
Testovací statistika	-0,350573	-1,86389
P-hodnota	0,559	0,6731
AIC kritérium	-849,203	-1678,19
Test	Bez konstanty	S konstantou a trendem
Délka zpoždění	13	13

Časové řady jak měnového páru EURUSD, tak diferenciálu cenových hladin CPI/HICP jsou **nestacionární** v základním nediferencovaném tvaru, jelikož nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Vypočtené p-hodnoty jsou v obou případech větší než 0,01, 0,05 ale i 0,1 hladina významnosti. Následně je proto potřeba otestovat první diference dané časové řady pro určení řádu integrace.

Tabulka 4.2 ADF test I diference teorie parity kupní síly

	EURUSD	Diferenciál cenových indexů
Testovací statistika	-5,35425	-5,15616
P-hodnota	1,316e-007	8,862e-005
AIC kritérium	-851,072	-1676,48
Test	Bez konstanty	S konstantou a trendem
Délka zpoždění	12	12

Na základě výsledku testu lze konstatovat, že první diference časové řady EUR/USD jsou stacionární, jelikož zamítáme nulovou hypotézu na hladině významnosti 0,05. V tomto případě je časová řada EUR/USD integrovaná řádu jedna, neboli I(1). Stejně tak první diference diferenciálu cenových indexů jsou na 0,05 hladině významnosti stacionární, integrovaná řádu jedna.

4.1.2 Engle – Grangerův test

Pro testování kointegračních vztahů je nejprve využit přístup Engle – Grangerova testu, který testuje odhadnutá rezidua z odhadu kointegrační regrese na přítomnost jednotkového kořene. Výsledky Engle – Grangerova testu obsahuje následující tabulka 4.3 *Engle-Grangerův test teorie parity kupní síly*, kompletní výsledky regrese jsou obsaženy v příloze.

Tabulka 4.3 Engle-Grangerův test teorie parity kupní síly

	Rezidua
Testovací statistika	-1,79105
P-hodnota	0,06972
AIC kritérium	-809,701
Test	Bez konstanty
Délka zpoždění	13

Na základě nejnižší hodnoty Akaikeho informačního kritéria byl zvolen test bez konstanty. Dle získaných hodnot nelze zamítnout nulovou hypotézu o nepřítomnosti jednotkového kořene na 0,01 a 0,05 hladině významnosti a lze tudíž konstatovat, že kointegrační vztah v tomto modelu nebyl prokázán. Avšak na 0,1 hladině významnosti je možné zamítnout nulovou hypotézu a potvrdit tak výskyt kointegračního vztahu s nižší přesností.

4.1.3 Johansenův test

Johansenův test přináší komplexnější pohled na dlouhodobý vztah EUR/USD a diferenciál cenových indexů. Ještě než přistoupíme k Johansenovu testu kointegrace je potřeba určit počet zpožděných proměnných, které zahrneme do testu. K tomuto účelu poslouží test v Gretlu „Var výběr zpožděných proměnných“. Jako nejvhodnější je zvoleno maximálně 12 zpoždění na základě shody dvou ze tří možných informačních kritérií.

Tabulka 4.4 Johansenův test kointegrace teorie parity kupní síly

Hodnost	Test stopy matice	p-hodnota	Lmax test	p-hodnota
0	10,725	[0,2329]	7,3787	[0,4541]
1	3,3466	[0,0673]	3,3466	[0,0673]

Z vypočtených hodnot je zřejmé, že jak pro Test stopy tak pro Lmax test přijímáme nulovou hypotézu. V případě testu stopy je počet kointegračních vektorů nejvýše 0 a pro Lmax test je počet kointegračních vektorů roven právě 0 a to jak pro 0,05 tak i 0,1 hladinu významnosti.

4.1.4 Krátkodobý vztah

Definování krátkodobého vztahu mezi měnovým kurzem a diferencíálem cenových indexů vychází z předpokladu relativní verze parity kupní síly. Tento vztah nebere v úvahu absolutní hodnoty vybraných ukazatelů, nýbrž jejich relativní změny ve zvoleném období. Ekonometrický regresní model v základním tvaru vychází z ekonomického modelu, který byl definován v předchozí kapitole a má tvar:

$$\left(\frac{EURUSD_t}{EURUSD_{t-1}} - 1 \right) = k + \beta \left(\frac{1+cpi_{t-1}}{1+hicp_{t-1}} - 1 \right) + \mu_t,$$

kde jednotlivé proměnné jsou ve významu:

$$\left(\frac{EURUSD_t}{EURUSD_{t-1}} - 1 \right) - \text{relativní meziměsíční změna EURUSD,}$$

k – úroňová konstanta,

cpi_{t-1} – meziměsíční změna inflace vypočtená na základě indexu CPI,

$hicp_{t-1}$ – meziměsíční změna inflace vypočtená na základě indexu MUCP,

μ_t – hodnota náhodné složky.

Krátkodobý vztah bude prokázán v případě $\beta = 1$ ve své silné formě. Vzhledem k množství omezujících předpokladů bude plně dostačující prokázání slabé formy krátkodobého vztahu a to v případě $\beta > 0$.

Ještě před samotným odhadem regresních koeficientů je nezbytné otestovat časové řady na jejich stacionaritu z důvodu eliminace zdánlivé regrese v případě nestacionárních řad. Výsledky ADF testu zobrazuje následující tabulka:

Tabulka 4.5 ADF test relativní verze teorie parity kupní síly

	Změna EURUSD	Změna diferenciálu míry inflace
Testovací statistika	-4,9547	-5,01729
P-hodnota	9,281e-007	1,882e-005
AIC kritérium	-939,18	-1982,04
Test	Bez konstanty	S konstantou
Délka zpoždění	12	12

Pro analyzované časové řady byl zvolen na základě nejnižší hodnoty Akaikeho kritéria pro meziměsíční změny EURUSD test bez konstanty a pro meziměsíční změny diferenciálu inflace test s konstantou. Žádná z řad neobsahuje jednotkový kořen, tudíž lze vyvodit závěr o jejich stacionaritě.

Regresní analýza

Na stacionární řady lze aplikovat regresní analýzu, jejímž úkolem je prokázat existenci závislosti meziměsíčních změn měnového kurzu EURUSD na meziměsíčním diferenciálu měr inflace USA a eurozóny. Pomocí metody nejmenších čtverců byly odhadnuty následující parametry:

Tabulka 4.6 Regresní odhad relativní verze teorie parity kupní síly

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,000202186	0,00190123	-0,1063	0,9154
infl_dif	-0,454821	0,459207	-0,9905	0,3230
Akaikovo kritérium	-1007,446	Durbin-Watsonova statistika		1,925643
Koeficient determinace	0,004122	p-hodnota DW testu		0,282509

Z odhadnutých hodnot vyplývá, že paramter β inflačního diferenciálu není v modelu statické regrese statisticky významný. Stejně tak model jako celek má velice nízkou hodnotu koeficientu determinace a tudíž i zanedbatelnou vysvětlující schopnost.

Hodnota Durbin-Watsonova testu nenasvědčuje přítomnosti autokorelace a je možné test ukončit se závěrem neprůkaznosti závislosti meziměsíčních změn měnového kurzu EUR/USD na diferenciálu meziměsíčních změn inflace.

4.2 Teorie parity úrokových měr

Cílem teorie parity úrokové míry je ověřit, zdali pro měnový kurz EURUSD platí hypotéza nekryté úrokové parity o zhodnocení měny s vyšší úrokovou mírou v důsledku přílivu zahraničního kapitálu do země s vyšší úrokovou sazbou či zda v důsledku zachování rovnosti ve výnosnosti domácích a zahraničních aktiv dojde ke znehodnocení měny země s vyšší úrokovou sazbou. Hlavním cílem této teorie není nalezení dlouhodobého vztahu pomocí kointegrační analýzy, nýbrž odhalení krátkodobé závislosti za pomoci regresní analýzy.

Teorie parity úrokové míry vychází z ekonomického vztahu hypotézy o znehodnocení měny země s vyšší úrokovou mírou:

$$E_t(er_t^{t+n}) = \frac{IR_{D,t}^{t+n} - IR_{F,t}^{t+n}}{1 + IR_{F,t}^{t+n}}.$$

$E_t(er_t^{t+n})$ v rovnici značí očekávanou změnu měnového kurzu. Tento problematický vztah lze z modelu odstranit v souladu s teorií racionálních očekávání za předpokladu:

$$er_t^{t+n} = E_t(er_t^{t+n}) + u_{t+n},$$

neboli kursová očekávání se naplňují, pokud nedojde k náhodnému šoku u_{t+n} .⁷⁰

Po této úpravě ekonomického vztahu lze sestavit ekonometrický regresní model odrážející krátkodobý vztah měnového kurzu a diferenciálu úrokových měr.

$$\left(\frac{EURUSD_{t+n}}{EURUSD_t} - 1\right) = k + \beta \left(\frac{LIBOR_{USD,t} - LIBOR_{EUR,t}}{1 + LIBOR_{EUR,t}}\right) + \mu_t,$$

kde význam jednotlivých proměnných je:

$\frac{EURUSD_{t+n}}{EURUSD_t} - 1$ - relativní tří-měsíční změna EURUSD, jelikož je kalkulována 3-měsíční sazba Libor,

k - úroňová konstanta,

$LIBOR_{USD,t}$ - londýnská 3-měsíční mezibankovní sazba pro USD v čase t ,

$LIBOR_{EUR,t}$ - londýnská 3-měsíční mezibankovní sazba pro Euro v čase t ,

⁷⁰ MANDEL, M., TOMŠÍK, V. Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice, s. 147 – 148.

μ_t – náhodná složka,

β – parametr β je v tomto modelu naprosto klíčovým prvkem, jelikož rozhoduje o tom, která z výše uvedených teorií je platná. V případě jeli parametr $\beta < 0$ je hodnota měnového kurzu EURUSD ovlivňována první hypotézou o zhodnocení domácí měny (USD) při vyšší domácí úrokové sazbě. Pokud je parametr $\beta > 0$ znamená to platnost druhé teorie a mělo by v krátkém období dojít k poklesu hodnoty domácí měny (USD) vůči zahraniční (EURO).

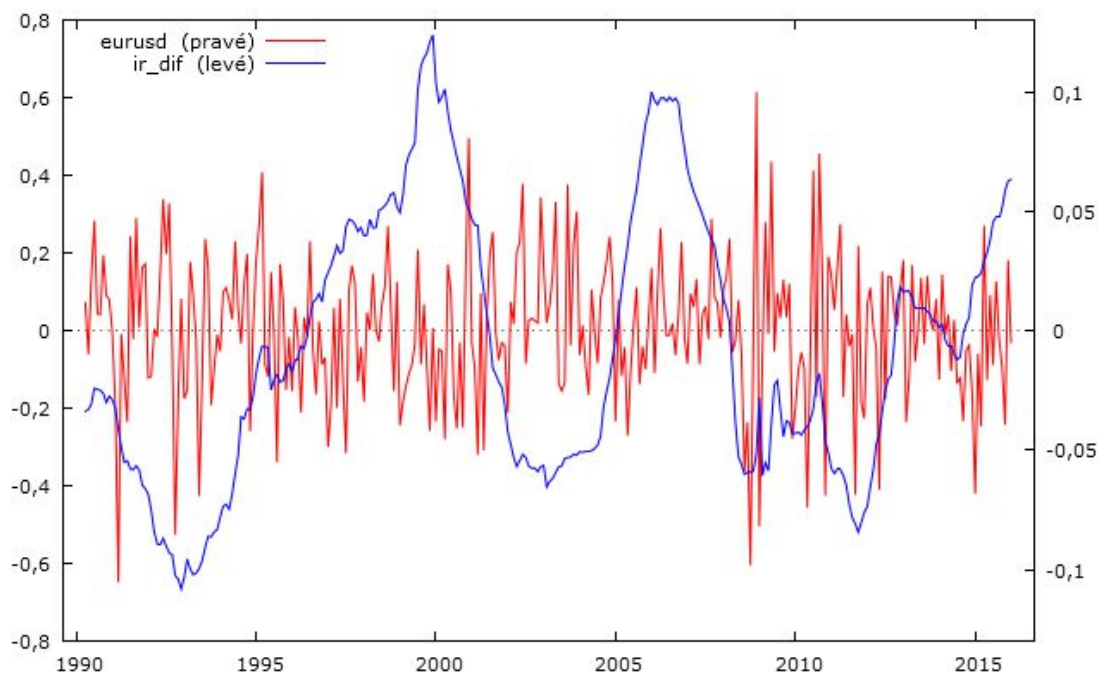
London Interbank Offered Rate (**LIBOR**) je průměrná úroková sazba, za kterou jsou banky připraveny půjčovat prostředky na londýnském peněžním trhu. Za stanovování sazeb odpovídá British Bankers Association (BBA). Původně byla sazba LIBOR v roce 1986 zveřejněna ve 3 měnách USA, GBP, JPY, aktuálně zahrnuje také EURO a CHF. Oficiální sazba LIBOR se publikuje každý den kolem 11:45 londýnského času v 7 různých splatnostech (denní, týdenní, měsíční, 2-měsíční, 3-měsíční, 6-měsíční a 12 měsíční).

Vývoje těchto sazeb je považován za nejdůležitější měřítko pro pohyb krátkodobých úrokových sazeb a je významný pro stanovování úvěrových sazeb, spoření a hypoték.⁷¹

Testovaná data jsou tříměsíční mezibankovní úrokové sazby LIBOR a změny měnového kurzu EUR/USD od ledna 1990, což je přesně 310 pozorování. Úrokové sazby LIBOR jsou použity také v relativní formě.

⁷¹ GLOBAL RATES. LIBOR, information about the London InterBank Offered Rate [online], [cit. 2015-12-12]. Dostupné z [www: http://www.global-rates.com/interest-rates/libor/libor-information.aspx](http://www.global-rates.com/interest-rates/libor/libor-information.aspx).

Obrázek 4.2 Vývoj meziměsíčních změn EUR/USD a změn úrokového diferenciálu



Zdroj: Vlastní zpracování z programu Gretl

Obě časové řady oscilují kolem nuly, což poukazuje na možnou stacionaritu dat žádoucí pro odhad pomocí regresní analýzy.

4.2.1 Test stacionarity

Jelikož v testu teorie parity úrokových sazeb jde o testování krátkodobého vztahu pomocí relativních změn, je nezbytné, aby časové řady byly stacionární. Proto prvním krokem je test na přítomnost jednotkového kořene pomocí Augmented Dickey Fullerova testu. Hodnota řádu zpoždění byla tentokrát vypočtena podle Schwertova vzorce na 15 období a znovu byl test aplikován ve všech třech formách. Výsledky shrnuje tabulka 4.7.

Tabulka 4.7 ADF test teorie parity úrokové míry

	Δeurusd	Diferenciál úrokových sazeb
Testovací statistika	-16,35	-2,64291
P-hodnota	5,01e-033	0,007972
AIC kritérium	-1293,88	-1158,17
Test	Bez konstanty	Bez konstanty
Délka zpoždění	0	5

V případě obou časových řad byla zamítnuta nulová hypotéza o přítomnosti jednotkového kořene a obě řady jsou proto v základních úrovních stacionární.

4.2.2 Regresní odhad

Obě časové řady jsou ve své relativní formě v základních úrovních stacionární a lze u nich tak provést regresní odhad pomocí metody nejmenších čtverců (OLS).

Tabulka 4.8 Regresní odhad teorie parity úrokové míry

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	5,04607e-05	0,00170728	0,02956	0,9764
lr_dif	-0,00445167	0,00494989	-0,8993	0,3692
Akaikovo kritérium	-1296,181		Durbin-Watsonova statistika	1,861361
Koeficient determinace	0,002619		p-hodnota DW testu	0,100285

Regresní odhad pomocí metody nejmenších čtverců přinesl nepřesvědčivé výsledky testu nekryté úrokové parity. Hodnota konstanty je blízká 0, avšak koeficient β diferenciál úrokových sazeb není v modelu statisticky významný a nabývá záporných hodnot. Model jako celek nemá vysokou vysvětlující schopnost, což naznačuje hodnota koeficientu determinace. Durbin – Watsonova statistika a jeho p-hodnota vyvrací přítomnost autokorelace reziduí.

4.3 Monetární přístup

Monetární model vychází z předpokladu platnosti teorie parity kupní síly v kombinaci s kvantitativní teorií poptávky po penězích. V rámci monetárního modelu tedy nebude zkoumán krátkodobý vztah, nýbrž dlouhodobý rovnovážný vztah pomocí kointegrační analýzy aplikovaný na čtvrtletní data logaritmů měnového kurzu EUR/USD, logaritmů diferenciálu měnových agregátů M1, logaritmů diferenciálu HDP a diferenciálu úrokových sazeb LIBOR.

Výchozí ekonometrický model má tvar:

$$\text{eurusd}_t = k + \alpha(m1_{USD,t} - m1_{EUR,t}) + \beta(\text{hdp}_{USA,t} - \text{hdp}_{\text{eurozóna},t}) + \gamma(\text{libor}_{USD,t} - \text{libor}_{EUR,t}) + \varepsilon_t$$

kde vysvětlující proměnné mají význam:

$eurusd_t$ – logaritmus hodnoty měnového kurzu EURUSD v čase t ,

k – úroňová konstanta,

$m1_{USD,t}$ – logaritmus hodnoty nejužšího měnového agregátu M1 v USA v čase t ,

$m1_{EUR,t}$ – logaritmus hodnoty nejužšího měnového agregátu M1 v eurozóně v čase t ,

$hdp_{USA,t}$ – logaritmus HDP USA v čase t ,

$hdp_{eurozóna,t}$ – logaritmus HDP eurozóny v čase t ,

$libor_{USD,t}$ – londýnská 3-měsíční mezibankovní sazba pro USD v čase t ,

$libor_{EUR,t}$ – londýnská 3-měsíční mezibankovní sazba pro Euro v čase t

ε_t – bílý šum, hodnota náhodné složky.

M1 agregát představuje nejužší bázi peněžní zásoby. Zahrnuje součet hotovosti v držení nebankovních subjektů a vklady na bankovních účtech obchodních bank.⁷²

Hrubý domácí produkt (HDP) měří hodnotu všech finální produktů a služeb vyprodukovaných firmami, neziskovými organizacemi, orgány státní správy a domácnostmi v dané zemi a za určitý časový úsek. HDP je zveřejňováno čtvrtletně, ročně, ale v některých případech také měsíčně.⁷³

Mezibankovní sazba LIBOR byla definována v předešlém modelu teorie parity úrokové míry, proto není nutné ji znovu popisovat.

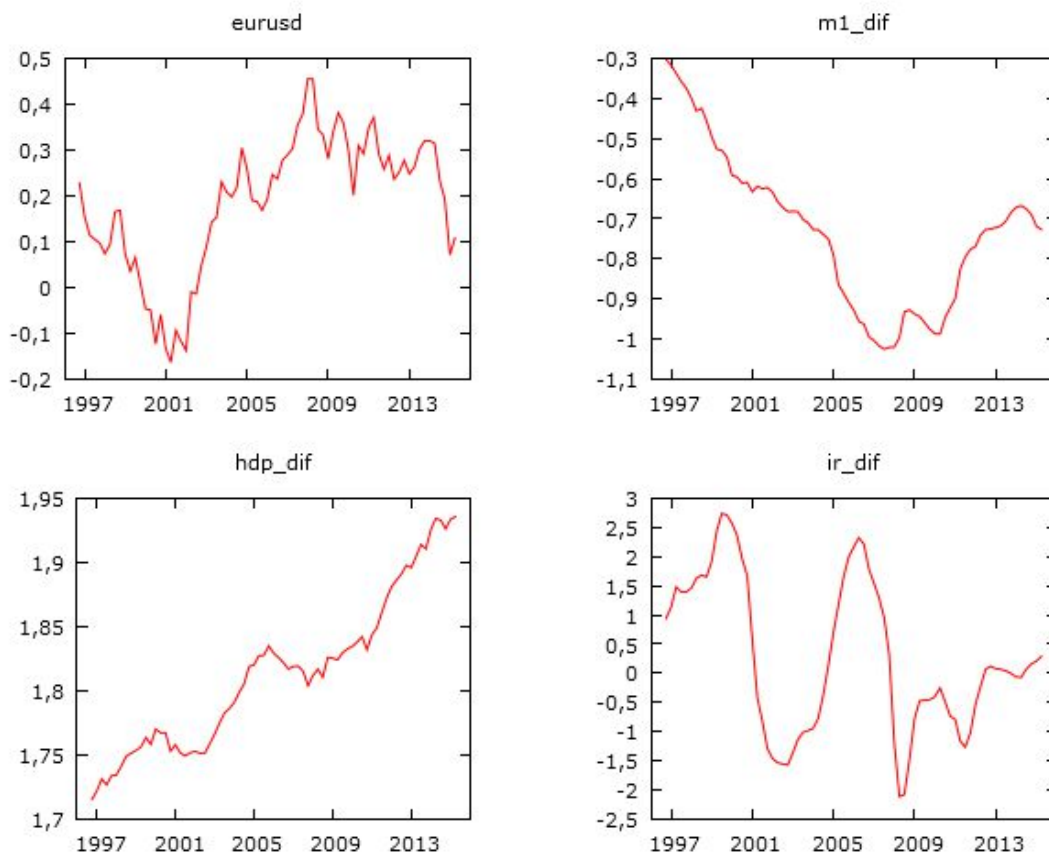
Analyzovaná data vychází ze čtvrtletně publikovaných výsledků. Hodnoty jsou dle platnosti ekonomické teorie uváděny v logaritmické formě.⁷⁴

⁷² BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM. What is the money supply? Is it important? [online], [cit. 2015-12-12]. Dostupné z [www: http://www.federalreserve.gov/faqs/money_12845.htm](http://www.federalreserve.gov/faqs/money_12845.htm).

⁷³ LEQUILLER, F. and D. Blades. Understanding National Accounts: Second Edition, s. 15 - 16. [online], [cit. 2015-12-12]. Dostupné z [www: http://www.oecd.org/std/UNA-2014.pdf](http://www.oecd.org/std/UNA-2014.pdf). ISBN 978-92-64-21463-7.

⁷⁴ Proměnné $eurusd$, diferenciál M1 a diferenciál HDP jsou uvedeny v logaritmickém vyjádření. Proměnná úrokový diferenciál ve svých základních hodnotách.

Obrázek 4.3 Vývoj ukazatelů monetární přístup



Zdroj: Vlastní zpracování z programu Gretl

Vhledem k lepší přehlednosti a čitelnosti grafu, jsou ukazatele monetárního přístupu k měnovému kurzu zobrazeny v jednotlivých grafech. Vyšší pozornost je třeba věnovat poslednímu grafu, a to úrokovému diferenciálu, jehož průběh naznačuje možnou stacionaritu dat jako v případě teorie parity úrokové míry pro měsíční data.

4.3.1 Test stacionarity

I v případě monetárního přístupu nejprve musíme jednotlivé časové řady otestovat na přítomnost jednotkového kořene, neboli zdali jsou řady nestacionární. U monetárního přístupu k měnovému kurzu se však netestují jednotlivé proměnné v absolutním vyjádření jako v případě předchozích teorií, ale v logaritmické podobě v souladu s ekonomickou teorií. Výsledky ADF-testu shrnuje následující tabulka:

Tabulka 4.9 ADF test monetární přístup

	eurusd	m1_dif	hdp_dif	ir_dif
Testovací statistika	-1,13398	-2,29175	-1,81122	-2,6595
P-hodnota	0,2316	0,1747	0,6996	0,007591
AIC kritérium	-225,853	-372,357	-455,611	-2,67063
Test	Bez konstanty	S konstantou	S konstantou a trendem	Bez konstanty
Délka zpoždění	0	1	11	2

Pomocí Schwertova vzorce bylo zvoleno jako maximální zpoždění 11 období a následně Gretl sám vyhodnotil pro jednotlivé proměnné optimální délku zpoždění. Nejvhodnější forma testu byla vybrána na základě výsledku nejnižší hodnoty Akaikova informačního kritéria pro časovou řadu eurusd (AIC -225,853) – bez konstanty, m1_dif (AIC -372,357) – s konstantou, hdp_dif (AIC -455,611) – s konstantou a trendem, ir_dif (AIC -2,67063) – bez konstanty. Pro časové řady eurusd, hdp_dif, m1_dif je prokázána existence jednotkového kořene na 0,1, 0,05 i 0,01 hladině významnosti, což znamená, že dané řady nelze považovat za stacionární a lze je použít pro následné kointegrační testy. U proměnné ir_dif je nulová hypotéza zamítnuta a je tedy potvrzena její stacionarita. Následně jsou testovány první diference řad, u kterých nebyla zjištěna stacionarita.

Tabulka 4.10 ADF test I.diference monetární přístup

	eurusd	m1_dif	hdp_dif
Testovací statistika	-8,43234	-5,07845	-2,94516
P-hodnota	1,584e-007	0,00045	0,04035
AIC kritérium	-222,427	-372,163	-482,228
Test	Bez konstanty	S konstantou a trendem	S konstantou
Délka zpoždění	0	0	7

Časové řady prvních diferencí v takto upravené formě již neobsahují jednotkový kořen, což potvrzuje nízká p-hodnota všech testovaných proměnných. Řady jsou po diferenciaci již stacionární a integrovány řádem jedna.

Vzhledem k negativnímu výsledku nenalezení jednotkového kořene u časové řady diferenciálu úrokových sazeb je nutné pro další postup v souladu s použitím kointegrační analýzy upravit analyzovaný model.

$$\text{eurusd}_t = k + \alpha(m1_{US,t} - m1_{EUR,t}) + \beta(\text{hdp}_{US,t} - \text{hdp}_{EUR,t}) + \gamma(\text{libor}_{US,t} - \text{libor}_{EUR,t}) + \mu_t$$

Z modelu bylo nutné tento vztah vypustit, jelikož metody kointegrace lze aplikovat pouze na nestacionární časové řady stejného řádu.

4.3.2 Engle – Grangerův test

Model zredukovaný o stacionární proměnnou diferenciál úrokových sazeb odhadneme pomocí kointegrační regrese. Následný test náhodné složky na její stacionaritu zobrazuje tabulka 4.11 *Engle-Grangerův test monetární přístup*.

Tabulka 4.11 Engle-Grangerův test monetární přístup

	Rezidua
Testovací statistika	-2,6704
P-hodnota	0,008172
AIC kritérium	-225,587
Test	Bez konstanty
Délka zpoždění	0

Nejvhodnější ADF test pro aplikaci na reziduální složku monetární modelu byl zvolen test bez konstanty, který vykazoval nejnižší hodnotu AIC kritéria -225,587. Výsledná p-hodnota umožňuje zamítnout nulovou hypotézu o nekointegrovanosti daných časových řad. Mezi proměnnými tudíž existuje kointegrační vztah.

4.3.3 Johansenův test

Před aplikací samotného testu je opět nutné definovat zpožděné proměnné nutné pro odhad Johansenova testu. Test Var pro výběr zpožděných proměnných určil jako nejoptimálnější 2 zpoždění, na čemž se shodla všechna tři informační kritéria. Výsledky Johansenova testu zobrazuje tabulka 4.12.

Tabulka 4.12 Johansenův test monetární přístup

Hodnost	Test stopy matice	p-hodnota	Lmax test	p-hodnota
0	26,062	[0,1304]	21,545	[0,0418]
1	4,5171	[0,8535]	4,1591	[0,8367]
2	0,35799	[0,5496]	0,35799	[0,5496]

První ze dvou testů Johansenovy metody test stopy matice nemohl zamítnout nulovou hypotézu o výskytu kointegrace. Počet kointegračních vektorů je podle tohoto testu nejvýše 0. Optimističtější výsledky přinesl Lmax test, který zamítl nulovou hypotézu o výskytu 0 kointegračních vektorů. V případě hodnoty 1 nemohl nulovou hypotézu vyvrátit a počet kointegračních vektorů je tedy roven 1.

Na základě shody výsledků Engle-Gragerova testu a Johansenova Lmax testu je potvrzen výskyt dlouhodobého rovnovážného vztahu mezi měnovým párem EUR/USD a časovými řadami diferenciálu měnových agregátů M1 a diferenciálu hrubého domácího produktu.

5. Výsledky a diskuse

Po obecném vymezení devizového trhu a teorií determinující měnové kurzy byly testovány tři teorie, a to teorie parity kupní síly, teorie parity úrokové míry a monetární přístup k měnovému kurzu ve vztahu k měnovému páru EUR/USD, přičemž vždy byla jako domácí ekonomika uvažována americká a ekonomika eurozóny jako zahraniční. Empirická verifikace byla provedena ve dvou stupních, v dlouhodobém a krátkodobém horizontu na základě platnosti ekonomické teorie. V dlouhodobém horizontu bylo cílem nalezení dlouhodobého vztahu mezi danou teorií a měnovým kurzem EUR/USD. Za tímto účelem byla použita kointegrační analýza pomocí Engle-Grangerova a Johansenova testu, za podmínky nestacionarity testovaných časových řad.

Z krátkodobého hlediska se jednalo o testování relativní změny měnového kurzu a relativní změny proměnných měnových teorií pomocí regresního modelu. Pro testování krátkodobého vztahu byla podmínkou stacionarita časových řad, jelikož při použití nestacionárních řad by bylo riziko výskytu nežádoucí zdánlivé regrese vedoucí ke zkresleným, případně zcela neplatným výsledkům.

Jako první z teorií byla testována teorie parity kupní síly, jak z dlouhodobého horizontu, tak následně také krátkodobý vztah mezi relativními změnami měnového kurzu EUR/USD a diferencíálu relativních změn cenových indexů CPI a MUCIP. Z hlediska prokázání kointegračního vztahu, kdy existuje dlouhodobý rovnovážný vztah diferencíálu cenových indexů na měnovém kurzu EUR/USD, byla prokázána neexistence výskytu jakéhokoli kointegračního vztahu. Signalizaci možného výskytu kointegračního vztahu naznačoval první ze dvou testů, Engle-Grangerův test, avšak pouze na 0,1 hladině významnosti. Tento vztah následně Johansenův kointegrační test vyvrátil.

Regresní analýza relativních změn teorie parity kupní síly neindikovala závislost meziměsíčních změn EUR/USD na meziměsíčních změnách diferencíálu inflace v USA a eurozóně. Vzhledem k zanedbatelné hodnotě koeficientu determinace měl model jako celek minimální vysvětlující schopnost.

Platnost teorie parity kupní síly nebyla prokázána v dlouhém ani v krátkém období. Příčiny neuspokojivých výsledků lze hledat například v podmínkách fungování současných ekonomik, kdy je mizivá šance naplnění všech omezujících podmínek teorie parity kupní

síly, jako jsou existence nedokonalé konkurence, dopravních nákladů, neobchodovatelného zboží či intervenční zásahy centrálních bank. Důležitým prvkem je také volba cenového indexu, jež by zcela přesně vystihoval cenovou hladinu dané země. Na výběr je celá řada cenových indexů, ale každý je sestavován na základě odlišné metodiky, a proto nelze vybrat jediný index jako vhodného zástupce celkové cenové úrovně v zemi.

Parita úrokové míry na základě platnosti ekonomické teorie byla testována pomocí regresní analýzy pouze v krátkém období, a to jako meziměsíční změna měnového kurzu EUR/USD a meziměsíční změna diferenciálu 3-měsíčních úrokových sazeb LIBOR. Odhad parametru pomocí metody nejmenší čtverců neprokázal platnost teorie parity úrokové míry, a proto změna měnového kurzu EUR/USD není ovlivňována úrokovým diferenciálem.

Příčinou neuspokojivých výsledků této teorie může být použití tříměsíčních úrokových sazeb, které neuvažují veškerá aktiva, ale pouze mezibankovní depozita, a nevystihují tudíž celou výnosovou křivku. Jiný důvod lze hledat v intervenční politice centrálních bank, zejména v období finanční krize v roce 2008, jež zapříčinilo skokové snížení úrokových sazeb blízké nule. Další čistě matematický důvod lze hledat v prvku očekávání vývoje měnového kurzu a jeho eliminaci.

Na závěr byl testován monetární přístup k měnovému kurzu v podobě Bilson-Frenkelova modelu s pružnými cenami, zabývajícího se vlivem zásoby peněz na měnové kurzy. Tento přístup se zabývá pouze dlouhodobým vztahem měnového kurzu EUR/USD v závislosti na peněžní zásobě, hrubém domácím produktu a úrokových sazbách. Jako jediný z modelů byl tento přístup testován v logaritmické podobě vzhledem k platnosti ekonomické teorie a to pouze na čtvrtletních datech kvůli publikování proměnné HDP. Problematickým prvkem modelu byl diferenciál úrokových sazeb, jehož časová řada vykazovala znaky stacionarity. Aby mohla být aplikována kointegrační analýza musela být tato proměnná z modelu vypuštěna. Výsledek Engle-Grangerův testu ukázal na stacionaritě reziduální složky kointegrační regrese, tudíž také potvrdil existenci dlouhodobého vztahu mezi časovými řadami. Následný Johansonův test v podobě L_{max} testu také odhalil přítomnost kointegračního vztahu s přesně jedním kointegračním vektorem.

6. Závěr

Výsledky empirické verifikace zkoumaných teorií měnových kurzů na měnovém kurzu EUR/USD nelze označit za příliš přesvědčivé. U první řešené teorie parity kupní síly byl vyvrácen její dlouhodobý vztah s měnovým párem EUR/USD. Obdobným výsledkem navíc skončil také test této teorie v krátkém období, kdy nebyla prokázána závislost EUR/USD na relativních změnách teorie parity kupní síly.

Neprůkazným výsledkem skončil také test teorie parity úrokových sazeb, jelikož nebyla prokázána závislost meziměsíčních změn měnového kurzu EUR/USD na meziměsíčních změnách úrokového diferenciálu.

Poněkud sofistikovanější monetární přístup k měnovému kurzu EUR/USD přinesl pozitivnější výsledek, jelikož potvrdil výskyt dlouhodobého rovnovážného vztahu, avšak až po vypuštění úrokového diferenciálu z modelu vzhledem k nepoužitelnosti jeho časové řady pro tento typ modelu. Jako u jediné z testovaných teorií by tedy bylo možné u monetárního přístupu k měnovému kurzu EUR/USD podrobit jejich dlouhodobý rovnovážný vztah dalšímu zkoumání. Nalezený kointegrační vektor by bylo možné dále použít pro odhady složitějších ekonometrických modelů.

Obecná nepoužitelnost většiny těchto modelů může souviset s původem jednotlivých teorií. Většina těchto teorií byla vyvinuta na počátku 20. století, s čímž nepochybně souvisí jistý vývoj sledovaných ekonomik. Jednotlivé teorie také nekalkulují s vlivem ostatních makroekonomických proměnných, jež současně na měnový kurz působí. Avšak neprůkaznost těchto teorií může souviset také s volbou měnového páru a ekonomik USA a eurozóny. V případě jejich aplikace na jiné měnové páry se lze dostat blíže k potvrzení platnosti těchto teorií.

7. Seznam použitých zdrojů

Tištěné dokumenty

- ARLT, Josef. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Vyd. 1. Praha: Grada, 1999. ISBN 80-7169-539-4.
- BLATNÁ, Dagmar. *Metody statistické analýzy*. Vyd. 1. Praha: Bankovní institut vysoká škola, 2004, ii, 92 s. ISBN 80-726-5062-9.
- COTTRELL, Allin a Riccardo LUCCHETTI., *Gretl User's Guide: Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*. 2012.
- DURČÁKOVÁ, Jaroslava a Martin MANDEL. *Mezinárodní finance*. 3., rozš. a dopl. vyd. Praha: Management Press, 2007, 487 s. ISBN 978-80-7261-170-6.
- HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
- HOLMAN, Robert a Martin MANDEL. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. Vyd. 1. Praha: C.H. Beck, 2004, xiv, 424 s. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 80-717-9764-2.
- HINDLS, Richard. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007, 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.
- JÍLEK, Josef. *Akciové trhy a investování*. 1. vydání. Praha : Grada publishing, 2009. str. 656. ISBN 978-80-247-2963-3.
- JÍLEK, Josef. *Peníze a měnová politika*. 1. vyd. Praha: Grada, 2004, 742 s. Finance (Grada). ISBN 80-247-0769-1.
- KODERA, Jan a Jana MARKOVÁ. *Devizové obchody*. 2., přeprac. vyd. Brno: CERM, 2001, iii, 212 s. ISBN 80-726-5046-7.
- KRKOŠKOVÁ, Šárka, Adéla RÁČKOVÁ a Jan ZOUHAR. *Základy ekonometrie v příkladech*. Vyd. 1. V Praze: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1564-9.
- LIU, Wei. *Simultaneous inference in regression*. Boca Raton: CRC Press, 2011. ISBN 9781439828106.

- MACEK, Jan, FISHER, Jakub, POTŮČKOVÁ, Čestmíra, ŠEDIVÁ, Blanka. *Ekonomická a sociální statistika*. Západočeská univerzita v Plzni, 2008, 241 s. ISBN 978-80-7043-642-4.
- MANDEL, Martin a Vladimír TOMŠÍK. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2., rozš. vyd. Praha: Management Press, 2008, 367 s. ISBN 978-80-7261-185-0.
- POLOUČEK, Stanislav. *Peníze, banky, finanční trhy*. Vyd. 1. V Praze: C.H. Beck, 2009, xvii, 415 s. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-152-9.
- RACINE, Jeffrey Scott, Liangjun SU a Aman ULLAH. *The Oxford handbook of applied nonparametric and semiparametric econometrics and statistics*. New York: Oxford University Press, 2014. ISBN 9780199857944.
- REVENDA, Zbyněk, MANDEL, Martin, KODERA, Jan, MUSÍLEK, Petr, DVOŘÁK, Petr, BRADA, Jaroslav. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 3. vyd. Praha: Management Press, 2000, 634 s. ISBN 80-726-1031-7.
- REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*. 2., rozš. vyd. Praha: Management Press, 2001, 782 s. ISBN 80-726-1051-1.
- SOUKUP, Alexandr. *Mezinárodní ekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2009, 283 s. ISBN 978-80-7380-197-7.
- ŽAMBERSKÝ, Pavel a Josef TAUŠER. *Ekonomie měnového kurzu I*. Vyd. 1. V Praze: Vysoká škola ekonomická, Nakladatelství Oeconomica, 2003, 60 s. ISBN 80-245-0637-8.

Internetové zdroje

- ARLT, Josef. *Kointegrace v jednorovnicových modelech* [online]. Praha: VŠE, 1997. ISSN 0032-3233. [cit. 2015-12-01], Dostupné z [www: http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_KJM_97.pdf](http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_KJM_97.pdf).
- BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM, 2015. *What is the money supply? Is it important?* [online], [cit. 2015-12-12]. Dostupné z [www: http://www.federalreserve.gov/faqs/money_12845.htm](http://www.federalreserve.gov/faqs/money_12845.htm).

- BUREAU OF LABOR STATISTICS, 2015. *Consumer price index* [online], [cit. 2015-12-10], Dostupné z www: <http://www.bls.gov/cpi/cpifaq.htm>.
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Co to je nominální a reálný měnový kurz?* [online], [cit. 2015-10-15], Dostupné z www: [www: www.cnb.cz/cs/faq/co_to_je_nominalni_a_realny_menovy_kurz.html](http://www.cnb.cz/cs/faq/co_to_je_nominalni_a_realny_menovy_kurz.html).
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Platební bilance* [online], [cit. 2015-11-10], Dostupné z www: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/bop_cs.pdf.
- EUROSTAT. *Harmonized indices of consumer prices (HICPs) - A Short Guide for Users* [online]. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg, 2004. ISBN 92-894-7081-X. [cit. 2015-12-10]. Dostupné z www: <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/5884877/KS-BE-04-001-EN.PDF/0051a64b-490c-4fd7-8bfl-1dcae31f4970?version=1.0>.
- EUROSTAT. *New monetary union index of consumer prices (MUICP)* [online]. Eurostat Press Office, 1998. [cit. 2015-12-10]. Dostupné z www: <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/5251234/2-04051998-AP-EN.PDF/d2f19392-be9e-4cef-9755-351e529372f1?version=1.0>.
- GLOBAL RATES. *LIBOR, information about the London InterBank Offered Rate* [online], [cit. 2015-12-12]. Dostupné z www: <http://www.global-rates.com/interest-rates/libor/libor-information.aspx>.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2003. *External debt statistics : guide for compilers and users*. [online], [cit. 2015-11-10], Dostupné z www: [www: www.publicdebt.net/export/sites/PDM/public/Books/INSTITUTIO/4303081E_Olis.pdf](http://www.publicdebt.net/export/sites/PDM/public/Books/INSTITUTIO/4303081E_Olis.pdf).
- INVESTOPEDIA. *Net International Investment Position (NIIP)* [online], [cit. 2015-11-10], Dostupné z www: <http://www.investopedia.com/terms/n/net-international-investment-position-niip.asp>.
- LEQUILLER, François a Derek BLADES. *Understanding National Accounts: Second Edition* [online]. OECD Publishing, 2014. [cit. 2015-12-12]. Dostupné z www: <http://www.oecd.org/std/UNA-2014.pdf>. ISBN 978-92-64-21463-7.

- RTMath, division of Deltix Inc, *Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test* [online], [cit. 2015-12-03], Dostupné z www: <https://www.rtmath.net/help/html/93a7b7b9-e3c3-4f19-8a57-49c3938d607d.htm>.
- SCHWARZ, Daniel. *Lineární a adaptivní zpracování dat* [online]. [cit. 2015-11-30], Dostupné z www: <http://www.iba.muni.cz/esf/res/file/bimat-prednasky/linearni-a-adaptivni-zpracovani-dat/LaAZD-08.pdf>.
- SORESEN, E., Bent, 2005. *Cointegration* [online], [cit. 2015-12-01], Dostupné z www: <http://www.uh.edu/~bsorensen/coint.pdf>.
- UNIVERSITY OF WASHINGTON. *Unit root* [online], [cit. 2015-12-03], Dostupné z www: <http://faculty.washington.edu/ezivot/econ584/notes/unitrootLecture2.pdf>.
- VITALE, Paolo, 2003. *New exchange rate economics* [online], [cit. 2015-10-15], Dostupné z www: <http://faculty.haas.berkeley.edu/lyons/Vitale%20course%20slides.pdf>.

8. Přílohy

Příloha č. 1 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerovo testů teorie parity kupní síly

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro EURUSD
s použitím 13 zpožděných proměnných (1-L)EURUSD (max was 14)
počet pozorování 226
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,004
zpožděné diference: $F(13, 212) = 1,517 [0,1130]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,000684502
testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -0,350573$
asymptotická p-hodnota 0,559
AIC: -849,203 BIC: -801,316 HQC: -829,878

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,005
zpožděné diference: $F(13, 211) = 1,454 [0,1372]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0180012
testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,20773$
asymptotická p-hodnota 0,6735
AIC: -848,669 BIC: -797,361 HQC: -827,964

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,005
zpožděné diference: $F(13, 210) = 1,448 [0,1395]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0244574
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,20898$
asymptotická p-hodnota 0,9078
AIC: -846,91 BIC: -792,182 HQC: -824,824

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro infl_dif
s použitím 13 zpožděných proměnných (1-L)infl_dif (max was 14)
počet pozorování 226
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,010
zpožděné diference: $F(13, 212) = 20,228 [0,0000]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: 0,00053435
testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = 2,37204$
asymptotická p-hodnota 0,9961
AIC: -1677,26 BIC: -1629,37 HQC: -1657,93

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,010
zpožděné diference: $F(13, 211) = 19,960 [0,0000]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0129782
testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,5111$
asymptotická p-hodnota 0,5282
AIC: -1677,9 BIC: -1626,59 HQC: -1657,19

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,013
zpožděné diference: $F(13, 210) = 18,532 [0,0000]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0512362
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,86389$
asymptotická p-hodnota 0,6731
AIC: -1678,19 BIC: -1623,46 HQC: -1656,11

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_EURUSD
s použitím 12 zpožděných proměnných (1-L)d_EURUSD (max was 14)
počet pozorování 226
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,004
zpožděné diference: $F(12, 213) = 1,649 [0,0802]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -1,23505
testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -5,35425$
asymptotická p-hodnota 1,316e-007
AIC: -851,072 BIC: -806,605 HQC: -833,127

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,004
zpožděné diference: $F(12, 212) = 1,643 [0,0817]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -1,23814
testovací statistika: $\tau_c(1) = -5,34287$
asymptotická p-hodnota 3,853e-006
AIC: -849,113 BIC: -801,225 HQC: -829,787

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,004
zpožděné diference: $F(12, 211) = 1,629 [0,0853]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -1,23954
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -5,33854$
asymptotická p-hodnota 3,719e-005
AIC: -847,343 BIC: -796,035 HQC: -826,637

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_infl_dif
s použitím 12 zpožděných proměnných (1-L)d_infl_dif (max was 14)
počet pozorování 226
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,018
zpožděné diference: $F(12, 213) = 21,184 [0,0000]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -1,21879
testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -4,40438$
asymptotická p-hodnota 1,159e-005
AIC: -1673,34 BIC: -1628,87 HQC: -1655,39

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,010
zpožděné diference: $F(12, 212) = 21,931 [0,0000]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -1,59794
testovací statistika: $\tau_c(1) = -5,06423$
asymptotická p-hodnota 1,506e-005
AIC: -1677,46 BIC: -1629,58 HQC: -1658,14

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,009
zpožděné diference: $F(12, 211) = 21,953 [0,0000]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -1,66401
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -5,15616$
asymptotická p-hodnota 8,862e-005
AIC: -1676,48 BIC: -1625,18 HQC: -1655,78

Příloha č. 2 Výsledky Engle - Grangerův test teorie parity kupní síly

Model 1: OLS, za použití pozorování 1996:01-2015:12 (T = 240)
 Závisle proměnná: EURUSD

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-2,24728	0,374945	-5,994	7,55e-09	***
infl_dif	1,77574	0,192313	9,234	1,49e-017	***
Střední hodnota závisle proměnné			1,213712		
Sm. odchylka závisle proměnné			0,170626		
Součet čtverců reziduí			5,122862		
Sm. chyba regrese			0,146713		
Koeficient determinace			0,263750		
Adjustovaný koeficient determinace			0,260657		
F(1, 238)			85,25984		
P-hodnota(F)			1,49e-17		
Logaritmus věrohodnosti			121,0858		
Akaiikovo kritérium			-238,1717		
Schwarzovo kritérium			-231,2104		
Hannan-Quinnovo kritérium			-235,3668		
rho (koeficient autokorelace)			0,960126		
Durbin-watsonova statistika			0,072938		

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat1
 s použitím 13 zpožděných proměnných (1-L)uhat1 (max was 14)
 počet pozorování 226
 nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
 model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,001
 zpožděné diference: $F(13, 212) = 1,506 [0,1168]$
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0385441
 testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -1,79105$
 asymptotická p-hodnota 0,06972
 AIC: -809,701 BIC: -761,814 HQC: -790,376

test s konstantou
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,001
 zpožděné diference: $F(13, 211) = 1,493 [0,1219]$
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,038641
 testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,79302$
 asymptotická p-hodnota 0,3845
 AIC: -808,143 BIC: -756,835 HQC: -787,437

s konstantou a trendem
 model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,001
 zpožděné diference: $F(13, 210) = 1,485 [0,1247]$
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0395761
 testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,77019$
 asymptotická p-hodnota 0,7194
 AIC: -806,171 BIC: -751,443 HQC: -784,085

Příloha č. 3 Výsledky Johansenův test teorie parity kupní síly

Johansenův test:

Počet rovnic = 2

Řád zpoždění = 12

Perioda odhadu: 1997:01 - 2015:12 (T = 228)

Případ 3: Neomezená konstanta

Logaritmus věrohodnosti = 1918,09 (including constant term: 1271,05)

Hodnost	vlastní číslo	Test stopy matice	p-hodnota	Lmax test	p-hodnota
0	0,031845	10,725 [0,2329]	7,3787 [0,4541]		
1	0,014571	3,3466 [0,0673]	3,3466 [0,0673]		

Corrected for sample size (df = 203)

Hodnost	Test stopy matice	p-hodnota
0	10,725 [0,2367]	
1	3,3466 [0,0689]	

vlastní číslo 0,031845 0,014571

beta (kointegrační vektory)

EURUSD	-6,5075	-5,1277
infl_dif	29,137	-5,4282

alfa (adjustační vektory)

EURUSD	0,0020951	0,0037891
infl_dif	-0,0011852	0,00019374

renormalizované beta koeficienty

EURUSD	1,0000	0,94464
infl_dif	-4,4774	1,0000

renormalizované alfa koeficienty

EURUSD	-0,013634	-0,020568
infl_dif	0,0077127	-0,0010516

matice dlouhodobých efektů (alpha * beta')

	EURUSD	infl_dif
EURUSD	-0,033063	0,040476
infl_dif	0,0067192	-0,035584

Příloha č. 4 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerova testů teorie parity kupní síly krátké období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro eurUSD
s použitím 12 zpožděných proměnných (1-L)eurUSD (max was 14)
počet pozorování 226
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,005
zpožděné diference: $F(12, 213) = 1,149 [0,3219]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,12645
testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -4,9547$
asymptotická p-hodnota 9,281e-007
AIC: -939,18 BIC: -894,713 HQC: -921,235

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,005
zpožděné diference: $F(12, 212) = 1,144 [0,3260]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,12606
testovací statistika: $\tau_c(1) = -4,94054$
asymptotická p-hodnota 2,697e-005
AIC: -937,188 BIC: -889,301 HQC: -917,863

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,005
zpožděné diference: $F(12, 211) = 1,132 [0,3355]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,12546
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -4,92773$
asymptotická p-hodnota 0,0001
AIC: -935,333 BIC: -884,025 HQC: -914,627

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro infl_dif
s použitím 12 zpožděných proměnných (1-L)infl_dif (max was 14)
počet pozorování 226
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,019
zpožděné diference: $F(12, 213) = 20,880 [0,0000]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,18607
testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -4,32442$
asymptotická p-hodnota 1,644e-005
AIC: -1977,68 BIC: -1933,21 HQC: -1959,74

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,012
zpožděné diference: $F(12, 212) = 21,639 [0,0000]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,58452
testovací statistika: $\tau_c(1) = -5,01729$
asymptotická p-hodnota 1,882e-005
AIC: -1982,04 BIC: -1934,15 HQC: -1962,71

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,011
zpožděné diference: $F(12, 211) = 21,669 [0,0000]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,65562
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -5,11601$
asymptotická p-hodnota 0,0001067
AIC: -1981,12 BIC: -1929,81 HQC: -1960,41

Příloha č. 5 Výsledky regresní analýzy teorie parity kupní síly

Model 1: OLS, za použití pozorování 1996:02-2015:12 (T = 239)
 Závisle proměnná: eurUSD

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,000202186	0,00190123	-0,1063	0,9154
infl_dif	-0,454821	0,459207	-0,9905	0,3230
střední hodnota závisle proměnné			-0,000364	
Sm. odchylka závisle proměnné			0,029282	
Součet čtverců reziduí			0,203233	
Sm. chyba regrese			0,029283	
Koeficient determinace			0,004122	
Adjustovaný koeficient determinace			-0,000080	
F(1, 237)			0,980993	
P-hodnota(F)			0,322964	
Logaritmus věrohodnosti			505,7228	
Akaiikovo kritérium			-1007,446	
Schwarzovo kritérium			-1000,493	
Hannan-Quinnovo kritérium			-1004,644	
rho (koeficient autokorelace)			0,035166	
Durbin-watsonova statistika			1,925643	

Příloha č. 6 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerova testů teorie parity úrokové míry

Dickey-Fullerův test pro eurUSD

počet pozorování 309

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty

model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,003
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,928801
 testovací statistika: tau_nc(1) = -16,3451
 p-hodnota 5,012e-033
 AIC: -1293,88 BIC: -1290,14 HQC: -1292,39

test s konstantou

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,003
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,928858
 testovací statistika: tau_c(1) = -16,3193
 p-hodnota 9,794e-030
 AIC: -1291,89 BIC: -1284,42 HQC: -1288,91

s konstantou a trendem

model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,003
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,929598
 testovací statistika: tau_ct(1) = -16,3043
 p-hodnota 7,155e-032
 AIC: -1290,1 BIC: -1278,9 HQC: -1285,62

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ir_dif
s použitím 5 zpožděných proměnných (1-L)ir_dif (max was 15)
počet pozorování 304
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,006
zpožděné diference: $F(5, 298) = 21,376$ [0,0000]
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0160861
testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -2,64291$
asymptotická p-hodnota 0,007972
AIC: -1158,17 BIC: -1135,86 HQC: -1149,24

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,006
zpožděné diference: $F(5, 297) = 21,188$ [0,0000]
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0161382
testovací statistika: $\tau_c(1) = -2,62031$
asymptotická p-hodnota 0,08878
AIC: -1156,17 BIC: -1130,15 HQC: -1145,76

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,007
zpožděné diference: $F(5, 296) = 21,093$ [0,0000]
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0170416
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -2,72507$
asymptotická p-hodnota 0,2262
AIC: -1154,9 BIC: -1125,17 HQC: -1143,01

Příloha č. 7 Výsledky odhadu regresní analýzy teorie parity úrokové míry

Model 1: OLS, za použití pozorování 1990:04-2016:01 (T = 310)
závisle proměnná: eurUSD

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	5,04607e-05	0,00170728	0,02956	0,9764
ir_dif	-0,00445167	0,00494989	-0,8993	0,3692
Střední hodnota závisle proměnné			0,000246	
Sm. odchylka závisle proměnné			0,029805	
Součet čtverců reziduí			0,273778	
Sm. chyba regrese			0,029814	
Koeficient determinace			0,002619	
Adjustovaný koeficient determinace			-0,000619	
$F(1, 308)$			0,808823	
P-hodnota(F)			0,369171	
Logaritmus věrohodnosti			650,0904	
Akaikovo kritérium			-1296,181	
Schwarzovo kritérium			-1288,708	
Hannan-Quinnovo kritérium			-1293,193	
rho (koeficient autokorelace)			0,069099	
Durbin-watsonova statistika			1,861361	

Příloha č. 8 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerova testů monetární přístup

Dickey-Fullerův test pro eurusd_ln

počet pozorování 74

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty

model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,022

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0288879

testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -1,13398$

p-hodnota 0,2316

AIC: -225,853 BIC: -223,549 HQC: -224,934

test s konstantou

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,039

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,060199

testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,47919$

p-hodnota 0,5386

AIC: -224,847 BIC: -220,239 HQC: -223,009

s konstantou a trendem

model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,066

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0972126

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,82707$

p-hodnota 0,6816

AIC: -224,049 BIC: -217,137 HQC: -221,292

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro m1_ln

s použitím jedné zpožděné proměnné $(1-L)m$ (max was 11)

počet pozorování 73

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty

model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,103

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: 0,00136604

testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = 0,456205$

asymptotická p-hodnota 0,813

AIC: -368,199 BIC: -363,618 HQC: -366,373

test s konstantou

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,084

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0271422

testovací statistika: $\tau_c(1) = -2,29175$

asymptotická p-hodnota 0,1747

AIC: -372,357 BIC: -365,485 HQC: -369,618

s konstantou a trendem

model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,000

zpožděné difference: $F(11, 49) = 2,338$ [0,0210]

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0521423

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -2,06631$

asymptotická p-hodnota 0,5641

AIC: -305,85 BIC: -275,846 HQC: -294,049

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro gdp_ln
s použitím 11 zpožděných proměnných (1-L)gdp
počet pozorování 63
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,024
zpožděné diference: $F(11, 51) = 1,820 [0,0747]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: 0,00149935
testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = 2,28303$
asymptotická p-hodnota 0,995
AIC: -453,238 BIC: -427,52 HQC: -443,123

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,023
zpožděné diference: $F(11, 50) = 1,825 [0,0744]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: 0,0192829
testovací statistika: $\tau_c(1) = 1,04914$
asymptotická p-hodnota 0,9972
AIC: -452,408 BIC: -424,547 HQC: -441,45

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,017
zpožděné diference: $F(11, 49) = 1,896 [0,0631]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,169988
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,81122$
asymptotická p-hodnota 0,6996
AIC: -455,611 BIC: -425,608 HQC: -443,811

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ir
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)ir (max was 11)
počet pozorování 72
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,059
zpožděné diference: $F(2, 69) = 60,325 [0,0000]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0591467
testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -2,6595$
asymptotická p-hodnota 0,007591
AIC: -2,67063 BIC: 4,15936 HQC: 0,0484089

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,059
zpožděné diference: $F(2, 68) = 59,538 [0,0000]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0604187
testovací statistika: $\tau_c(1) = -2,64141$
asymptotická p-hodnota 0,08465
AIC: -0,748941 BIC: 8,35772 HQC: 2,87645

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,031
zpožděné diference: $F(5, 61) = 26,617 [0,0000]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,10943
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -3,55042$
asymptotická p-hodnota 0,03421
AIC: 0,323444 BIC: 18,1963 HQC: 7,4142

Dickey-Fullerův test pro d_eurusd_ln

počet pozorování 73

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty

model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,015

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,991221

testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -8,49378$

p-hodnota 2,124e-024

AIC: -222,427 BIC: -220,137 HQC: -221,514

test s konstantou

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,014

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,99171

testovací statistika: $\tau_c(1) = -8,43234$

p-hodnota 1,584e-007

AIC: -220,438 BIC: -215,857 HQC: -218,612

s konstantou a trendem

model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,017

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,993301

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -8,39133$

p-hodnota 3,539e-008

AIC: -218,608 BIC: -211,737 HQC: -215,87

Dickey-Fullerův test pro d_m1_ln

počet pozorování 73

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty

model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,107

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,407939

testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -4,30701$

p-hodnota 3,798e-005

AIC: -369,985 BIC: -367,695 HQC: -369,072

test s konstantou

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,095

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,432296

testovací statistika: $\tau_c(1) = -4,43113$

p-hodnota 0,0005935

AIC: -369,075 BIC: -364,494 HQC: -367,25

s konstantou a trendem

model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,039

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,544534

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -5,07845$

p-hodnota 0,00045

AIC: -372,163 BIC: -365,292 HQC: -369,425

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_gdp_ln
s použitím 7 zpožděných proměnných $(1-L)d_gdp$ (max was 11)
počet pozorování 66
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,015
zpožděné diference: $F(7, 58) = 3,855 [0,0017]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,38236
testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -2,09667$
asymptotická p-hodnota 0,03462
AIC: -479,695 BIC: -462,178 HQC: -472,773

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,008
zpožděné diference: $F(7, 57) = 2,836 [0,0131]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,734907
testovací statistika: $\tau_c(1) = -2,94516$
asymptotická p-hodnota 0,04035
AIC: -482,228 BIC: -462,521 HQC: -474,441

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,008
zpožděné diference: $F(7, 56) = 2,659 [0,0190]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,814836
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -3,11634$
asymptotická p-hodnota 0,1024
AIC: -481,442 BIC: -459,546 HQC: -472,79

Příloha č. 9 Výsledky Engle - Grangerův test monetární přístup

Model 1: OLS, za použití pozorování 1996:4-2015:2 (T = 75)
závisle proměnná: $eurusd_ln$

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-1,58796	0,423279	-3,752	0,0004	***
$m1_ln$	-0,340479	0,0767100	-4,439	3,20e-05	***
gdp_ln	0,840087	0,246408	3,409	0,0011	***
Střední hodnota závisle proměnné			0,184889		
Sm. odchylka závisle proměnné			0,149548		
Součet čtverců reziduí			0,908713		
Sm. chyba regrese			0,112343		
Koeficient determinace			0,450920		
Adjustovaný koeficient determinace			0,435668		
$F(2, 72)$			29,56425		
P-hodnota(F)			4,24e-10		
Logaritmus věrohodnosti			59,07515		
Akaikovo kritérium			-112,1503		
Schwarzovo kritérium			-105,1978		
Hannan-Quinnovo kritérium			-109,3743		
ρ (koeficient autokorelace)			0,850755		
Durbin-watsonova statistika			0,241622		

Dickey-Fullerův test pro uhat1

počet pozorování 74

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty

model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,103

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,149245

testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -2,6704$

p-hodnota 0,008172

AIC: -225,587 BIC: -223,283 HQC: -224,668

test s konstantou

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,092

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,14809

testovací statistika: $\tau_c(1) = -2,64689$

p-hodnota 0,08837

AIC: -224,485 BIC: -219,877 HQC: -222,647

s konstantou a trendem

model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,091

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,150139

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -2,66434$

p-hodnota 0,2543

AIC: -222,792 BIC: -215,88 HQC: -220,034

Příloha č. 10 Výsledky Johansenův test monetární přístup

Johansenův test:

Počet rovnic = 3

Řád zpoždění = 2

Perioda odhadu: 1997:2 - 2015:2 (T = 73)

Případ 3: Neomezená konstanta

Logaritmus věrohodnosti = 794,845 (including constant term: 587,68)

Hodnost	vlastní číslo	Test stopy	matice	p-hodnota	Lmax test	p-hodnota
0	0,25557	26,062	[0,1304]	21,545	[0,0418]	
1	0,055381	4,5171	[0,8535]	4,1591	[0,8367]	
2	0,0048919	0,35799	[0,5496]	0,35799	[0,5496]	

Corrected for sample size (df = 66)

Hodnost	Test stopy	matice	p-hodnota
0	26,062	[0,1486]	
1	4,5171	[0,8600]	
2	0,35799	[0,5579]	

vlastní číslo 0,25557 0,055381 0,0048919

beta (kointegrační vektory)

eurusd_ln	-7,9274	-4,7978	-4,6853
m1_ln	-6,9846	1,4689	1,9236
gdp_ln	0,63888	-4,3981	22,785

alfa (adjustační vektory)

eurusd_ln	0,016617	0,0044550	-0,0024697
m1_ln	0,0051138	-0,0033981	-0,00031908
gdp_ln	-0,0020655	-6,5997e-005	-0,00030532

renormalizované beta koeficienty

eurusd_ln	1,0000	-3,2662	-0,20563
m1_ln	0,88107	1,0000	0,084423
gdp_lm	-0,080592	-2,9941	1,0000

renormalizované alfa koeficienty

eurusd_ln	-0,13173	0,0065441	-0,056273
m1_ln	-0,040539	-0,0049917	-0,0072703
gdp_ln	0,016374	-9,6945e-005	-0,0069569

matice dlouhodobých efektů (alpha * beta')

	eurusd_ln	m1_ln	gdp_ln
eurusd_ln	-0,14153	-0,11427	-0,065250
m1_ln	-0,022740	-0,041323	0,010942
gdp_ln	0,018122	0,013743	-0,0079863