

Vysoká škola ekonomická v Praze

Národohospodářská fakulta

Hlavní specializace: Ekonomická analýza



ODCHÝLENÍ MĚNOVÉHO KURZU OD
ROVNOVÁHY A EKONOMICKÝ RŮST – PŘÍPAD
ČESKÉ REPUBLIKY

diplomová práce

Autor: Filip Attendorn

Vedoucí práce: Ing. Pavel Potužák, Ph.D.

Rok: 2020

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

Filip Attendorn

V Praze, dne 22. 5. 2020

Poděkování

Tímto bych chtěl poděkovat Ing. Pavlu Potužákovi Ph.D. za odborné vedení, vstřícný přístup a cenné rady. Zároveň bych rád poděkoval své rodině, přítelkyni a blízkým přátelům za jejich podporu.



ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Autor práce: Bc. Filip Attendorn
Studijní program: Ekonomie a hospodářská správa
Obor: Ekonomická analýza
Vedoucí práce: Ing. Pavel Potužák, Ph.D.

Název práce: **Odchýlení měnového kurzu od rovnováhy
a ekonomický růst – případ České republiky**

Jazyková varianta: Čeština

Rámcový obsah:

1. Diplomová práce se bude zabývat odchýlením měnového kurzu české koruny od své rovnovážné úrovně a kvantitativní analýzou, zda podhodnocení či nadhodnocení měny od své rovnovážné úrovně má vliv na ekonomický růst České republiky. Pro analýzu měnové odchylky bude použit měnový pár CZK/EUR. Měnový pár CZK/EUR bude vybrán zejména z toho důvodu, že podstatná část obchodních partnerů České republiky, včetně tří sousedů ČR, pochází ze zemí eurozóny. Další důvodem jsou intervence České národní banky, při kterých mohla vzniknout signifikantní odchylka kurzu od rovnovážné úrovně.
2. Odhad rovnovážného měnového kurzu je důležitý zejména pro monetární politiku země. Dlouhodobé odchýlení měnového kurzu od rovnovážné úrovně může způsobit makroekonomickou nerovnováhu ekonomiky. Mezi nejvíce používané metody odhadu se řadí přístupy FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate), BEER (Behavioural Equilibrium Exchange Rate) a NATREX (Natural Real Exchange). Přístupy se liší ve výběru prediktivních proměnných a zda odhadovaná rovnováha je střednědobá nebo dlouhodobá.
3. Dopad odchýlení měnového kurzu od svého ekvilibria na ekonomický růst není jednoznačný. Zatímco u negativního vlivu nadhodnocení měny na ekonomický růst existuje konsensus mezi ekonomy, v případě podhodnocení měny není efekt jednoznačný. Na druhou stranu, mnoho vlád, obzvláště v rozvíjejících se ekonomikách, používá dlouhodobé podhodnocování měny jako nástroj pro zvýšení tempa růstu reálného HDP.
4. Empirická část práce bude založena na kvantitativních analýzách časových řad za účelem odhadu odchylky měnového kurzu od rovnovážné úrovně a následném zkoumání možného vlivu této odchylky na ekonomický růst České republiky. Práce využije ekonometrických modelů časových řad, nejčastěji aplikovaných při výzkumu dané problematiky. Data budou získána z OECD a Eurostatu.

Literatura:

1. Berg, M. A., & Miao, Y. (2010). The real exchange rate and growth revisited: The Washington Consensus strikes back? (No. 10-58). International Monetary Fund.
2. Frait, J., & Komarek, L. (2001). Real exchange rate trends in transitional countries (No. 269366). University of Warwick-Department of Economics.
3. MacDonald, R. (2000). Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview (No. 2000, 03). Deutsche Bundesbank.
4. Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. Brookings papers on economic activity, 2008(2), 365-412.
5. Sallenave, A. (2010). Real exchange rate misalignments and economic performance for the G20 countries. International Economics, 121, 59-80.

Datum zadání: říjen 2019

Datum odevzdání: prosinec 2019

Bc. Filip Attendorn
Řešitel

Ing. Pavel Potužák, Ph.D.
Vedoucí práce

prof. Ing. Robert Holman, CSc.
Vedoucí katedry

prof. Ing. Zdeněk Chytil, CSc.
Děkan NF VŠE

Abstrakt

Práce se zabývá odchýlením reálného měnového kurzu CZK/EUR od své rovnovážné úrovně a dále kvantitativní analýzou toho, zda deviace měny od rovnováhy ovlivňuje ekonomický růst České republiky. V empirické části práce dochází nejprve k odhadu hodnot rovnovážných kurzů BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate) a NATREX (Natural Real Exchange Rate) pomocí ekonometrické metody ARDL (Autoregressive Distributed Lag). Poté je odvozena odchylka reálného kurzu od jednotlivých ekvilií, ta značí podhodnocení a nadhodnocení měny. Test existence Grangerovy kauzality značí jednosměrný příčinný vliv odchýlení reálného kurzu na růst hrubého domácího produktu České republiky. Regrese ARDL poté specifikuje tento vztah pomocí dat inflace a tvorby hrubého kapitálu. Na základě vyhodnocení statisticky významných výsledků práce dochází k závěru, že podhodnocení české koruny pod dlouhodobou rovnováhu má pozitivní efekt na ekonomický růst České republiky a nadhodnocení měny značí vliv opačný.

Klíčová slova: reálný měnový kurz, rovnováha, NATREX, BEER, ekonomický růst

JEL klasifikace: C22, F31, F43, O40

Abstract

The thesis studies the misalignment of the CZK/EUR real exchange rate from the equilibrium level. Furthermore, it provides a quantitative analysis of the currency deviation's impact on the economic growth of the Czech Republic. Firstly, in the empirical part, BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate) and NATREX (Natural Real Exchange Rate) are estimated using the econometric ARDL (Autoregressive Distributed Lag) method. Secondly, the deviation of the real exchange rate from each equilibrium is derived. The misalignment indicates the undervaluation or overvaluation of the currency, and the Granger causality test shows a one-way causal effect of the real exchange rate misalignments on the Czech GDP growth. The ARDL regression specifies this relationship using inflation and gross capital formation data. Based on the results, which are statistically significant, currency undervaluation has a positive effect on the Czech economic growth, whereas overvaluation of the currency affects the economic growth negatively.

Key words: real exchange rate, equilibrium, NATREX, BEER, economic growth

JEL classification: C22, F31, F43, O40

Obsah

1. Úvod.....	1
2. Souhrn teoretické a empirické literatury.....	3
3. Rovnovážný měnový kurz	10
3.1. Koncepty odhadů rovnovážných měnových kurzů	11
3.1.1. Capital Enhanced Equilibrium Exchange Rate (CHEER).....	12
3.1.2. Fundamental Equilibrium Exchange Rate (FEER).....	12
3.1.3. Permanent Equilibrium Exchange Rate (PEER)	12
3.2. Behavioral Equilibrium Exchange Rate – BEER.....	12
3.3. Natural Real Exchange Rate (NATREX)	15
4. Vliv odchýlení reálného kurzu na ekonomický růst	18
5. Empirické modely rovnovážného měnového kurzu	20
5.1. Data a uvažované proměnné	20
5.1.1. Soubor proměnných pro odhad BEER.....	22
5.1.2. Soubor proměnných pro odhad NATREX.....	27
5.2. Testy stacionarity časových řad	30
5.3. Výběr metody pro odhad rovnovážného měnového kurzu	32
5.3.1. ARDL - Autoregressive Distributed Lag Model	33
5.4. Odhad rovnovážného kurzu BEER	34
5.5. Odhad rovnovážného kurzu NATREX	39
5.6. Odchýlení reálného kurzu od své rovnovážné úrovně	43
6. Analýzy vlivu vypočítaného odchýlení na ekonomický růst.....	46
6.1. Data a prvotní analýza proměnných.....	46
6.2. Grangerova kauzalita	50
6.3. Růstový model	52
7. Závěr	57
 Seznam použitých zkratk:	 59
Seznam tabulek:	60
Seznam grafů:	61
Seznam použité literatury:	62
Seznam elektronických zdrojů dat:	65
Přílohy:.....	66

1. Úvod

Tato diplomová práce se věnuje tématu odchýlení reálného kurzu měnového páru CZK/EUR od své rovnovážné úrovně a analýze vlivu zjištěného odchýlení na ekonomický růst České republiky. Podnětů ke studiu této problematiky se naskýtá hned několik. Samotná míra deviace měnového kurzu od své rovnovážné úrovně představuje veličinu zajímavou jak pro akademickou obec, tak zejména pro centrální banky a jiné finanční instituce. Výrazné odchýlení měnového kurzu od své rovnováhy může indikovat nerovnováhu na měnovém trhu a tato nerovnováha může vyvolat celkovou makroekonomickou nestabilitu. Z pohledu tvůrců monetární politiky je důležité sledovat vývoj rovnovážného kurzu pro tvorbu stabilní měnové politiky. Centrální banka a další finanční instituce dále odhadují rovnovážný měnový kurz za účelem predikce budoucího vývoje měnového kurzu. Z akademického hlediska odhad odchýlení měnového kurzu, tedy estimace rovnovážné úrovně kurzu, poskytuje kvantitativní analýzu jednotlivých hlavních makroekonomických fundamentů. Respektive odhad umožňuje rozbor makroekonomických determinantů měnového kurzu a analyzuje vliv těchto faktorů na měnový kurz. Co se týče vztahu mezi odchýlením měnového kurzu a ekonomickým růstem, nedochází mezi akademiky ke konsensu. Akademická obec se sice shoduje, že nadhodnocení měny má negativní dopad na ekonomický růst, nicméně vliv výraznějšího podhodnocení měny pod svou rovnovážnou úroveň není tak jednoznačný. Přitom některé země, především tedy země rozvíjející se, využívají podhodnocení měny jako nástroj podporující ekonomický růst.

Tato práce se zabývá odhadem rovnovážného reálného měnového kurzu CZK/EUR, kdy k odhadu jsou využity dva přístupy – BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate) a NATREX (Natural Real Exchange Rate). Zatímco koncept BEER je považován spíše za přístup statistický, odhad NATREX se označuje jako přístup makroekonomický. Poté jsou pomocí odhadů rovnovážného kurzu zjištěny míry deviace reálného kurzu CZK/EUR od rovnovážné úrovně. V případě České republiky lze očekávat jako zajímavé zejména období měnových intervencí České národní banky, kdy předpokládáme výraznější a déletrvající podhodnocení kurzu pod svou rovnovážnou úroveň. Toto očekávané odklonění od ekvilibria bylo prvotním podnětem pro analýzu vlivu odchylky reálného kurzu na růst české ekonomiky. Tento vztah je analyzován v druhé části empirie této práce.

První část práce shrnuje literaturu týkající se tématu. Kapitola obsahuje přehled stěžejních teoretických a empirických článků jak od zahraničních autorů, tak i od českých autorů v případě rovnovážného kurzu. Na resumé literatury poté navazuje kapitola teoretická představující rovnovážný kurz a sumarizující nejběžnější koncepty rovnovážných měnových kurzů. Následně jsou podrobně představeny v teoretické rovině koncepty BEER a NATREX. Poslední kapitola teorie se věnuje odchýlení kurzu a dopadu tohoto odchýlení na ekonomický růst. Kapitola popisuje dva rozdílné pohledy na daný vztah, respektive dva rozdílné názory na vztah podhodnocení měny pod rovnovážnou úroveň a vlivu podhodnocení na ekonomický růst.

Druhá a stěžejní, empirická část práce je věnována odhadu rovnovážného kurzu měnového páru CZK/EUR. Součástí odhadu tvoří analýzy reálného kurzu CZK/EUR a vysvětlujících proměnných. Jednotlivé proměnné jsou testovány na přítomnost jednotkového kořene. Dále verifikují existenci kointegračních vztahů mezi fundamenty u vybraných souborů proměnných. Poté je pro kalkulaci rovnovážného kurzu využit model ARDL (Autoregressive Distributed Lag) a z něho plynoucí odhad ECM (Error Correction Model). Z výsledků regresí se následně stanovuje míra odchýlení reálného kurzu od rovnovážné úrovně a posléze je zkoumán vliv odchylky na ekonomický růst České republiky za pomoci kvantitativních metod.

Závěr práce shrnuje poznatky získané v empirické části práce a vyhodnocuje stanovené hypotézy. Součástí závěru tvoří i doporučení na další rozpracování tématu s důrazem na Českou republiku.

2. Souhrn teoretické a empirické literatury

Tato práce se zabývá problematikou analýzy odchýlení měnových kurzů od své rovnovážné úrovně a odhadem vlivu odchýlení na ekonomický růst. Tato sekce představí jak literaturu teoretickou, tak empirickou. Nejdříve budou uvedeny články, které se věnují analýzám rovnovážného měnového kurzu s důrazem na koncepty, které se využívají pro odhad míry deviace reálného kurzu od ekvilibria. Poté bude představena relevantní literatura zaměřující se na zkoumání vlivu odchylky měnového kurzu na ekonomický růst.

Na teoretické úrovni se rovnovážným měnovým kurzům věnuje MacDonald (2000), který poskytuje obecné resumé nejvíce užívaných přístupů k odhadu rovnovážného měnového kurzu. Autor konstatuje, že starší metody odhadu, zejména metoda parity kupní síly (PPP), jsou pro účely odhadu odchylky nevhodné. V případě teorie PPP měnový kurz ani v dlouhém období nemusí konvergovat ke své rovnovážné úrovni. Nicméně MacDonald dodává, že některé koncepty rovnovážného měnového kurzu částečně využívají PPP. Například rovnovážný měnový kurz Capital Enhanced Equilibrium Exchange Rates (CHEERS) je založen na relativní verzi PPP a teorii nekryté úrokové parity (UIP).

Dále se teoreticky konceptům rovnovážného měnového kurzu věnují Driver a Westaway (2005). Autoři rozlišují mezi krátkodobým, střednědobým a dlouhodobým měnovým ekvilibriem a shrnují vhodnost jednotlivých konceptů odhadu rovnovážného měnového kurzu pro daná období. Stejně tak práce poskytuje doporučení, která vyplývají z dosavadní empirické literatury, ohledně vhodnosti ekonometrických metod pro jednotlivé koncepty a období. Dále autoři uvádějí způsobilost jednotlivých konceptů pro analýzu určitých časových řad, kterými jsou myšleny stacionární a nestacionární časové řady.

Zajímavý pohled na rozlišení konceptů rovnovážných kurzů poskytují Komárek a Motl (2012). Autoři dělí koncepty dle pozitivního a normativního pojetí. Normativní koncepty jsou takové, kde jsou dosaženy žádané výsledky a odhaduje se potřebná výše proměnných, která je nezbytná k dosažení určených výsledků. Naopak pozitivní koncepty používají současné faktory s cílem odhadu výsledné rovnovážné veličiny.

Z konceptů, které jsou určeny pro odhad rovnovážného měnového kurzu, budou dva uvažovány pro odhad odchylky měnového kurzu od své rovnovážné úrovně. Zmíněnými přístupy jsou Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) a Natural Equilibrium Real Exchange Rate (NATREX).

Přístup BEER představili Clark a MacDonald (1999). Zároveň v práci autoři poskytují porovnání s již zavedeným přístupem FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate). Autoři pro analýzu jednotlivých přístupů využívají tyto měny: jen (Yen), americký dolar (USD) a německá marka (DM). Autoři Clark a MacDonald (2000) rozvíjejí přístup BEER a pomocí Johansenovy metody kointegrace rozkládají ekonomické faktory, které jsou využívány pro odhad BEER, na přechodnou a permanentní složku. S pomocí této metody je poté odvozen přístup PEER (Permanent Equilibrium Exchange Rate). Výhodou této dekompozice je, že umožňuje u jednotlivých ekonomických faktorů určit, zda faktor má dlouhodobý nebo krátkodobý efekt na měnový kurz. Jen permanentní složky jsou poté využívány pro odhad PEER.

Empiricky se konceptu BEER věnuje velké množství studií, v tomto souhrnu literatury uvádím pro tuto práci výběr relevantních článků. Odhadu rovnovážného kurzu a odchylky se věnují například MacDonald a Dias (2007). Autoři ve studii odhadují rovnovážný kurz deseti zemí, a to jak ekonomik vyspělých, tak rozvíjejících se. Autoři využívají jak analýzu jednotlivých měn, tak panelová data. Výsledné odhady považují za příznivé ve smyslu, že BEER odhad pro dané země přinesl statisticky správné výsledky.

Samotnou robustnost odhadu BEER zkoumají Bénassy-Quéré, Béreau a Mignon (2009). Stabilita přístupu BEER je odhadována na panelových datech 20 zemí. Autoři zvolili země G20 a poté je rozdělili na země G7 a státy, které do G7 nepatří. Odhad je proveden pomocí kointegrační metody panelových dat DOLS (Dynamic OLS) na datech z let 1980 až 2005. Robustnost je testována na pod-vzorku a z výsledků testů stability autoři usuzují, že odhad pomocí BEER přístupu lze považovat za robustní. Další zajímavý příspěvek poskytují Maeso-Fernandez, Osbat a Schnatz (2002). Autoři využívají BEER/FEER přístup nejen pro odhad odchylky a z toho plynoucí podhodnocení/nadhodnocení měny, ale i pro určení proměnných, které mají dlouhodobý významný vliv na danou měnu. V tomto případě autoři zkoumali eurozónu a 12 jejích největších obchodních partnerů. Z analýzy vyplynulo, že pro zkoumané období mají na euro nejvýraznější vliv faktory jako vývoj produktivity práce, rozdíl reálné úrokové míry mezi zeměmi a externí šoky kvůli závislosti eurozóny na ropě.

Výzkumu jednotlivých měnových párů a odhadu podhodnocení či nadhodnocení měny pomocí BEER se věnují například Yajie, Hui a Soofi (2007), kteří pomocí metody VECM (Vector Error Correction Model) analyzují čínský jüan. Dále Aliyu (2007) zkoumá

stejným postupem nigerijskou nairu. Ze studií zaměřených na vyspělé státy lze zmínit například práci Martinsen (2017). Autor modeluje rovnovážný kurz norské koruny a rozšiřuje regresi o cenu ropy z důvodu, že Norsko je exportér ropy a faktor cen ropy má signifikantní vliv na tamní ekonomiku. Kinkyo (2008) používá BEER přístup pro odhad odchylky kurzu od své rovnovážné úrovně pro měnový pár korejský won/US dolar.

Analýze české koruny pomocí BEER přístupu se věnují Babetskii a Égert (2005). Autoři analyzují časové řady mezi lety 1993 až 2004 a následně komentují jednotlivé odchylky české koruny od své rovnovážné úrovně. V České republice se odhadu BEER věnují Komárek a Melecký (2005), kteří sledují podobně jak Babetskii a Égert (2005) podhodnocení nebo nadhodnocení koruny vůči euru (a německé marce) v letech 1994 až 2004. Autoři uvádějí, že ve sledovaném období byla koruna v průměru podhodnocena o 7 procent. Z odhadu lze také vyvodit faktory, které nejvíce ovlivňují měnový kurz CZK/EUR. Autoři mezi tyto faktory řadí zejména rozdíl v produktivitě, rozdíl v reálných úrocích, přímé zahraniční investice a směnné relace. Jako první přístup NATREX představili Stein (1995, 1999), Stein a Saurenheimer (1997) a Stein a Allen (1997). Stein (1995) definoval NATREX jako přístup, kde ekonomika je ve vnitřní i vnější rovnováze. Ekonomika se tedy nachází na svém potenciálu, spekulativní vlivy se vzájemně ruší a nezaměstnanost se blíží své přirozené úrovni. Dále Stein uvádí, že NATREX lze považovat za odhad střednědobý a dlouhodobý, kdy rozdíl mezi střednědobým a dlouhodobým NATREX odhadem je odlišné vnímání čistých zahraničních aktiv a domácí kapitálové zásoby. Stein (1995, 1999) využívá přístup NATREX pro analýzu chování rovnovážného měnového kurzu USD. Odhad je proveden vůči několika měnám vyspělých zemí a kromě určení rovnovážné úrovně měnových kurzů se autor zaměřuje na identifikaci faktorů, které nejvíce ovlivňují USD. Dále zkoumá vzájemné vztahy vybraných signifikantních proměnných v dlouhém období.

Zatímco přístup BEER je považován za přístup statistický, NATREX přístup je brán jako makroekonomický, kdy model vychází z možnosti interakce stavových a tokových veličin při daných makroekonomických předpokladech (Škop a Vejmelek, 2009). Toto pojetí odhadu rovnovážného měnového kurzu přináší dodatečné možnosti užití přístupu NATREX. Díky tomu, že NATREX je komplexní makroekonomický model, a nejen statistický, lze zkoumat dynamiku ekvilibria kurzu mezi střednědobým časovým horizontem a dlouhodobým časovým horizontem. Stejně tak lze NATREX využít jako

model pro zkoumání vzájemné interakce proměnných a toho, zda se jednotlivé determinanty kurzu chovají dle makroekonomické teorie.

Jednu z nejvíce komplexních publikací týkajících se NATREX přístupu napsali Stein a Allen (1997). Tato studie je souhrnem několika předešlých příspěvků od Steina, Allena a dalších autorů (dohromady sedm studií) a největším přínosem tohoto souhrnu je variabilita mezi jednotlivými kapitoly. Zde autoři popisují jak koncept NATREX teoreticky, tak se věnují jednotlivým specifickým empirickým aplikacím a odvozením přístupu pro rozdílné typy ekonomik. Autoři odvozují NATREX i s předpoklady jak pro velké ekonomiky, které mohou ovlivnit světovou úrokovou míru (USA), tak pro malé otevřené ekonomiky (Austrálie) a také pro rozvíjející se ekonomiky (země Latinské Ameriky). Kromě odhadu rovnovážného kurzu autoři uvádějí kauzality plynoucí z modelu mezi jednotlivými proměnnými. V případě Německa autoři rozšiřují NATREX o sociální politiky jednotlivých vlád a zkoumají vliv těchto politik na časové preference obyvatelstva, které pak mají vliv na měnový kurz.

V 90. letech 20. století a začátkem 21. století se z NATREX přístupu stala jedna z nejvíce využívaných metod pro odhad rovnovážného měnového kurzu, a to zejména z důvodu, že na rozdíl od většiny ostatních přístupů je NATREX postaven na makroekonomických základech a lze ho brát jako komplexní makroekonomický model. Například Belloc a Federici (2010) využívají NATREX pro analýzu vztahu USD/EUR, kdy zkoumají zejména začátky eura a chování měnového páru USD/EUR. Na základě NATREX odhadu autoři konstatují, že od zavedení eura v roce 1999 byl americký dolar nadhodnocen a míra nadhodnocení stoupala až do roku 2002, kdy došlo k obratu a měnový kurz USD/EUR začal konvergovat ke své rovnovážné úrovni.

Dále evropské měny zkoumají Crouhy – Veyrac, Saint – Marc (1995), kteří pomocí odhadu NATREX analyzují měnový pár německá marka/francouzský frank. Gandolfo a Felettigh (1998) využívají NATREX přístup pro modelování rovnovážného kurzu italské liry, který je odhadován pomocí ekonometrických metod VECM a maximum likelihood. Autoři docházejí k závěru, že NATREX je vhodný koncept pro určení rovnovážného kurzu italské liry, a to na základě porovnání odchylek kurzu získaných přístupem NATREX a odchylek zveřejňovaných italskou centrální bankou, která využívá jiné techniky pro získání rovnovážného kurzu.

Stein (2005) se věnuje zemím střední a východní Evropy (CEEC) poté, co se v roce 2004 připojily k EU. Autor využívá NATREX pro analýzy jednotlivých měn zemí CEEC a fundamentů nejvíce ovlivňujících dané měny. Z provedených analýz autor vyvozuje, že by v případě tranzitivních ekonomik dlouhodobá odchylka od rovnovážné úrovně měnového kurzu mohla způsobit dlouhodobou makroekonomickou nerovnováhu. Tranzitivní ekonomiky by si tedy toto nebezpečí měly uvědomovat a vyvarovat se dlouhodobého odchýlení.

Couharde, Rey a Sallenave (2016) analyzují pomocí NATREX vliv zahraničního dluhu eurozóny na měnový kurz. Autoři z empirických výsledků vyvozují závěr, že vysoký přetrvávající zahraniční dluh zpomaluje konvergenci měnového kurzu ke své dlouhodobé rovnovážné úrovni. Detken et al (2002) využívají několik teoretických přístupů a různých ekonometrických metod pro analýzu rovnovážného kurzu syntetického eura (časové období je perioda 1973 až 2000). Mezi zahrnuté nástroje patří i přístup NATREX, kdy odhad je proveden ekonometrickou metodou VECM. Při porovnání s ostatními modely autoři docházejí k závěru, že NATREX přístup lze považovat za robustní a vhodný.

V případě rozvíjejících se ekonomik Fida, Khan a Sohail (2012) pomocí NATREX přístupu zkoumají vliv zahraničního dluhu Pákistánu na pákistánskou rupii. Autoři ve studii využívají ekonometrické metody Johansenův test kointegrace a ARDL (Autoregressive Distributive Lag model). You a Sarantis (2012) rozšiřují NATREX o další proměnné, aby lépe zachytili jedinečné vlastnosti čínského hospodářství. Tento rozšířený přístup poté aplikují na čínský jüan.

V České republice se odhadu rovnovážného kurzu věnují Frait a Komárek (1999). Autoři využívají přístupy NATREX a BEER pro identifikaci a analýzu hlavních determinantů měnového kurzu české koruny v transformačním období. Studie též obsahuje konstatování, že potenciální nadhodnocení reálného kurzu v pokročilé fázi transformace by mohlo mít negativní vliv na ekonomiku i v dlouhém období. Škop a Vejmelek (2009) odhadují rovnovážný kurz české koruny pomocí konstrukce střednědobého a dlouhodobého NATREX modelu. Z empirických výsledků autoři vyvozují, že pro jimi zkoumané období (1995–2007) je dlouhodobý NATREX vhodnější, a jako hlavní determinantu apreciace koruny lze určit rychlejší růst produktivity práce ve srovnání s eurozónou.

Jednotlivé koncepty rovnovážného měnového kurzu slouží jako nástroj pro odhad rovnovážné úrovně kurzu měnového páru a z těchto odhadů lze určit, jak se reálný či nominální kurz odchyluje od svého ekvilibria. Tato odchýlení se poté využívají pro zkoumání vlivu měnových kurzů na další makroekonomické faktory anebo celkovou ekonomickou stabilitu sledovaných zemí.

Během posledních dvou dekad se velké množství teoretické i empirické literatury věnuje zkoumání vlivu odchylky¹ na ekonomický růst. Jak píše Berg a Miao (2010), vztah odchylky a ekonomického růstu není jednoznačný. Na jedné straně je takzvaný Washingtonský konsensus. Dle Washingtonského konsensu jakékoliv odchýlení kurzu od rovnovážné úrovně způsobuje makroekonomickou nerovnováhu, která škodí ekonomickému růstu. Na druhé straně Rodrik (2008) argumentuje, že podhodnocení kurzu stimuluje ekonomiku a tento efekt je silnější zejména pro rozvíjející se země. Jinými slovy, nadhodnocení kurzu sice poškozuje ekonomický růst, ale podhodnocení měny pod svou rovnovážnou úroveň stimuluje ekonomiku a přispívá k ekonomickému růstu, zejména v případech rozvíjejících se ekonomik. Autoři studie Berg a Miao (2010) docházejí k závěru, který podporuje teorii pozitivního vlivu podhodnocení měny na ekonomický růst.

K závěrům, které jsou v souladu s výsledky studií Rodrik (2008) a Berg a Miao (2010), docházejí také Béreau, Villavicencio a Mignon (2012) nebo Vieira a MacDonald (2012). Vieira a MacDonald (2012) využívají panelová data téměř sta států, kde panel obsahuje země jak vyspělé, tak rozvíjející se. Autoři zkoumají vliv odchylky na dlouhodobý růst a jako období pro výzkum zvolili časové rozmezí 1980 až 2004. Autoři ve studii shrnují, že vliv odchylky na dlouhodobý růst je v souladu s Rodrik (2008) a pro všechny druhy (podskupiny) zemí lze vztah považovat za signifikantní a robustní s tím, že v rozvíjejících se ekonomikách byl odhadnut silnější koeficient dopadu podhodnocení na dlouhodobý ekonomický růst.

Empirickou literaturu lze dále rozdělit na dva směry. První skupina autorů analyzuje vliv odchylky na ekonomický růst pomocí panelových dat skupiny států., druhá se zaměřuje na zkoumání vztahu rovnovážného kurzu a hospodářského růstu u jednotlivých zemí. Empiricky vliv odchylky na ekonomický růst zkoumá na panelových datech například Sallenave (2010), kde panel dat obsahuje země G20. Vliv odhaduje jak na celém vzorku,

¹ Odchylkou je myšleno odchýlení skutečného reálného kurzu od jeho rovnovážné úrovně.

tak rozděluje panel zvlášť na státy vyspělé a rozvíjející se. Autorka odhaduje odchylku pomocí přístupu BEER a dochází k závěru, že u rozvíjejících se ekonomik jsou odchylky od rovnovážné úrovně větší a mohou být i přetrvávající. Při odhadu vlivu odchylky na ekonomický růst dochází k závěru, že signifikantní odchylky měnového kurzu mohou způsobovat zpomalení tempa růstu ekonomik. Nicméně Sallenave (2010) dodává, že ve studii nerozlišuje podhodnocení a nadhodnocení měny, a píše, že dopad těchto odchylek může být rozdílný.

Couharde a Sallenave (2013) ekonometrickými metodami analýzy panelových dat navazují na Rodrik (2008) a zkoumají zvlášť vliv podhodnocení a nadhodnocení měn oproti své rovnovážné úrovni a vliv těchto odchylek na ekonomický růst. Studie rozděluje země na vyspělé a rozvíjející se ekonomiky a dále zvlášť vyčleňuje země Asie, které jsou známé stimulací hospodářského růstu pomocí monetární politiky. Ze studie vyplývá, že zejména u asijských zemí podhodnocení přispívá k ekonomickému růstu. Nicméně tento vztah není lineární, po překročení určité hranice se vztah podhodnocení a ekonomického růstu obrací a větší podhodnocení měny brzdí ekonomický růst.

K podobným závěrům týkajícím se nelineárního vztahu mezi podhodnocením měny a ekonomickým růstem, obzvláště u rozvíjejících se ekonomik jižní Ameriky, docházejí Missio et al (2015). Aflouk a Mazier (2011) se rovněž zabývají nelineárním vztahem mezi podhodnocením a ekonomickým růstem pro vyspělé a rozvíjející se ekonomiky. Autoři odhadují mez (velikost odchylky), při které dochází ke změně vztahu a trend se obrací. Nicméně tato hranice dle analýzy autorů platí jen pro rozvíjející se země, u vyspělých států vztah zůstává pozitivní i po překonání odhadnuté hranice. Autoři dodávají, že na základě panelového odhadu vlivu odchylky má nadhodnocení měny nad rovnovážnou úroveň negativní dopad na ekonomický růst.

V případě analýz jednotlivých zemí se dosavadní studie zaměřují zejména na státy rozvíjející se, a to zřejmě především z důvodu větších a déletrvajících odchylek kurzu. Například Brixiová a Ncube (2014) zkoumají vliv odchylky měnového kurzu na příkladu Zimbabwe, kde je tamní měna dlouhodobě nadhodnocována. Autoři se zaměřují zejména na odhad vlivu nadhodnocení měny na ekonomický růst a dle jejich analýzy je nadhodnocení zřejmě zejména mezi lety 2000 - 2013. Pomocí kvantitativních metod časových řad autoři docházejí k závěru, že déletrvající nadhodnocení měny má negativní

a signifikantní vliv na ekonomický růst, a zároveň dodávají, že z provedených empirických odhadů nelze odvodit pozitivní vliv podhodnocené měny.

K podobným výsledkům týkajícím se negativního vlivu nadhodnocení měny nad rovnovážnou úroveň dochází i Ndhlela (2012), nicméně studie se dále zaměřuje i na vliv podhodnocení a depreciaci měny. Užitím konceptu BEER a kointegrační metody ARDL Ndhlela (2012) dochází k závěru, že podhodnocení měny, tedy depreciace, mají pozitivní vliv na ekonomický růst Zimbabwe. Závěr studie je věnován doporučení plynoucímu z empirických poznatků studie. Měnový kurz by se měl pohybovat okolo své rovnovážné úrovně nebo lehce pod ní a tento stav by v dlouhém období měl podporovat ekonomický růst Zimbabwe.

Dopadu vlivu nadhodnocení měny na ekonomický růst a export Súdánu se věnuje Ebaidalla (2014). Autor pomocí kointegrační analýzy a VECM metody dochází k závěru, že v případě Súdánu odchylka nemá signifikantní dopad na ekonomický růst. Nicméně z VECM odhadu vyplývá závěr, který je v souladu s teorií, že nadhodnocení měny v Súdánu dlouhodobě brzdí export. Ze studií zabývajících se rozvíjejícími se ekonomikami lze zmínit například ještě práce Ali et al. (2015) nebo Naseem a Hamizah (2013). Autoři těchto prací rovněž identifikovali signifikantní vliv odchylky na ekonomický růst v rozvíjejících se zemích.

Dopad odchylky reálného kurzu na ekonomický růst v EU zkoumají Svilokos a Tolić (2014) na příkladu Chorvatska. Autoři odchylku odhadují konceptem FEER a jako ekonometrické metody ve studii zvolili VAR model a Granger test. Z empirických výsledků vyplývá podhodnocení chorvatské kuny v letech 2000 - 2007 a nadhodnocení měny od roku 2008 do roku 2013. Ekonometrická analýza nicméně neodhalila vztah mezi odchylkou kurzu a ekonomickým růstem. Autoři poskytují k empirickým výsledkům vysvětlení. Odchylky od rovnovážného kurzu ve sledovaných obdobích nebyly výrazné, a proto vztah mezi odchylkou kurzu a ekonomickým růstem nemusel být ekonometricky identifikován.

3. Rovnovážný měnový kurz

Empirická část této práce se věnuje odchylce reálného kurzu od své rovnovážné úrovně. Rovnovážný měnový kurz je analyzovaný pomocí BEER a NATREX modelu. V této

teoretické části představím rovnovážný měnový kurz obecně, základní koncepty odhadu rovnovážného kurzu a ve větším detailu popíši BEER a NATREX přístup.

Obecně lze chápat rovnovážný měnový kurz jako kurz, jenž je konzistentní s vnitřní a vnější makroekonomickou rovnováhou. Rovnovážný kurz je založen na fundamentálních makroekonomických základech, jako jsou například rozdílný růst produktivity, finanční a kapitálový účet platební bilance, vývoj investic či sklon ke spotřebě. Rovnovážný měnový kurz je důležitý jak pro moderní makroekonomii, tak i pro tvůrce monetární politiky (Komárek a Motl, 2012).

Autoři Komárek a Motl (2012) uvádějí čtyři základní důvody, proč by centrální banky měly sledovat a odhadovat rovnovážný měnový kurz. Rovnovážný kurz je takový kurz, ke kterému by reálný kurz měl konvergovat, a proto by tvůrci monetární politiky měli sledovat odchylku reálného kurzu od rovnovážného. Nejenže rovnovážný kurz znázorňuje pravděpodobný budoucí vývoj kurzu reálného, ale výrazná odchylka může indikovat výskyt bubliny na měnovém trhu. Druhým motivem je posouzení správnosti nastavení měnových podmínek.² Třetím podnětem je sledování konkurenceschopnosti ekonomiky, tento důvod je však spíše národohospodářského charakteru. Čtvrtým důvodem je nutnost znalosti rovnovážného kurzu pro přípravu vstupu do měnové unie.

Z hlediska makroekonomie je odhad rovnovážného kurzu zajímavý obzvláště pro identifikaci hlavních determinantů měnového kurzu a analýzu odchylky měnového kurzu, respektive analýzu vlivu odchylky na další makroekonomické veličiny. Podle Krugmana (1990) lze za nejčastější příčiny výrazného a dlouhotrvajícího odchýlení kurzu považovat výrazné změny cen komodit, technologické šoky, změny toků kapitálu a nominální šoky, především intervence centrální banky nebo jiné výrazné změny monetární politiky.

3.1. Koncepty odhadů rovnovážných měnových kurzů

V této části jsou představeny základní nejvíce využívané koncepty rovnovážného měnového kurzu. Další přístupy bývají často odvozeny od těchto základních. Obecně výběr konceptu pro odhad rovnovážného měnového kurzu závisí především na dostupnosti dat a na období, pro které chce autor výzkumu ekvilibrium odhadnout.

² Index měnových podmínek má ve většině modelů dvě složky, kurzovou a úrokovou.

3.1.1. Capital Enhanced Equilibrium Exchange Rate (CHEER)

Tento přístup zpopularizovali MacDonald a Marsh (1997) a Juselius a MacDonald (2004). CHEER odhad je v podstatě kombinací dvou makroekonomických teorií, teorie parity kupní síly a teorie nekryté úrokové parity. Za tímto přístupem je teorie, že zatímco parita kupní síly vysvětluje dlouhodobé pohyby reálného kurzu, tak teorie nekryté úrokové parity vysvětluje krátkodobé pohyby. CHEER koncept se využívá pro odhad rovnováhy v krátkém období. Výhodami CHEER přístupu jsou nenáročnost na dostupnost dat a možnost tento přístup využít i pro tranzitivní země. Nutno podotknout, že přístup CHEER, jak píše MacDonald a Marsh (1997), je dobrý nástroj pro predikce nominálního kurzu, kde tento přístup v krátkém období má lepší predikční schopnost než náhodná procházka.

3.1.2. Fundamental Equilibrium Exchange Rate (FEER)

Přístup FEER se řadí mezi normativní koncepty. Základ tohoto přístupu vytvořil Williamson (1994). Odhad FEER se využívá pro odhad střednědobého rovnovážného kurzu. Frait a Komárek (2001) definují FEER jako rovnovážný kurz, kde simultánně platí vnitřní a vnější makroekonomická rovnováha ekonomiky. Podstatou koncepce FEER je úsilí abstrahovat krátkodobé a cyklické faktory a využít fundamentální determinanty měnového kurzu, které reálný kurz definují ve středním období. V dnešní makroekonomii se přístup FEER užívá pro identifikaci nadhodnocení či podhodnocení aktuálního reálného kurzu od střednědobé makroekonomické rovnováhy.

3.1.3. Permanent Equilibrium Exchange Rate (PEER)

Koncept PEER přímo vychází z přístupu BEER. Přístup vytvořili Clark a MacDonald (2000) a jedná se v podstatě o dekompozici odhadu BEER na permanentní a přechodnou složku. Dekompozice je dosaženo pomocí statistických filtrů a permanentní složka poté slouží pro analýzu dlouhodobého ekvilibria PEER (Driver a Westaway, 2005).

3.2. Behavioral Equilibrium Exchange Rate – BEER

Přístup BEER představili Clark a MacDonald (1999). Jedná se o jednorovnicový model. BEER lze považovat spíše za koncept statistický nežli makroekonomický, což je například přístup FEER. Přístup BEER není podložen předpoklady o makroekonomické rovnováze, ale spíše definuje rovnovážný měnový kurz empiricky. Driver a Westaway

(2005) popisují BEER jako koncept pro odhad krátkodobého rovnovážného reálného kurzu (REER – Real Equilibrium Exchange Rate). BEER využívá jak faktory krátkodobé, ovlivňující aktuální reálný kurz, tak fundamentální determinanty působící na reálný kurz ve středním a dlouhém období.

Odvození konceptu BEER v této práci vychází z prací MacDonald (2000) a Siregar et al. (2006). Základem přístupu BEER je stejně jako u CHEER teorie nekryté úrokové parity (UIP – Uncovered Interest Rate Parity), kterou lze znázornit následovně:

$$E_t(e_{t+k}) - e_t = -(i_t - i_t^*) + \lambda_t \quad (1)$$

$E_t(e_{t+1})$ představuje očekávanou hodnotu nominálního měnového kurzu v čase (t) pro období $(t+k)$. e_t znázorňuje hodnotu nominálního měnového kurzu v čase (t) . i_t reprezentuje nominální úrokovou míru v domácí zemi, zatímco i_t^* označuje nominální úrokovou míru v zahraničí. Na rozdíl od přístupu CHEER je součástí UIP riziková premie, která je v rovnici (1) znázorněna jako λ_t . Jelikož přístup BEER slouží k odhadu rovnovážného reálného kurzu, je zapotřebí získat reálné veličiny. Po extrakci očekávaného inflačního diferenciálu $E_t(\Delta p_{t+k} - \Delta p_{t+k}^*)$ z obou stran rovnice (1) získáme rovnici nekryté úrokové parity v reálných veličinách:

$$E_t(q_{t+k}) - q_t = -(r_t - r_t^*) + \lambda_t \quad (2)$$

$E_t(q_{t+1})$ značí očekávaný reálný kurz v čase t a q_t reprezentuje pozorovaný reálný kurz v čase t .³ $(r_t - r_t^*)$ zastupuje reálný úrokový diferenciál v čase t . Z rovnice (2) lze vyjádřit pozorovaný reálný kurz jako funkci očekávané hodnoty reálného kurzu a UIP.

$$q_t = E_t(q_{t+k}) + (r_t - r_t^*) - \lambda_t \quad (3)$$

V přístupu BEER je očekávaný reálný kurz $E_t(q_{t+k})$ interpretován jako dlouhodobý neboli systematický komponent reálného kurzu Z_t . Z_t tedy reprezentuje dlouhodobé ekonomické fundamenty.

³ V teoretické části uvažují, pro lepší názornost, nepřímou kotaci měnového kurzu. Posílení měny vede k růstu hodnoty kurzu q_t a visa versa.

Z výše uvedených rovnic tedy lze odvodit koncept BEER, který je odhadnut kombinací dlouhodobých fundamentů a krátkodobých vlivů.

$$BEER = f(Z_t, (r_t - r_t^*), \lambda_t) \quad (4)$$

Rovnice (4) zobrazuje koncept BEER a jeho determinanty v teoretické rovině. Rovnovážný kurz BEER je v rovnici (4) determinován krátkodobými vlivy, tedy reálným úrokovým diferencíálem $(r_t - r_t^*)$, rizikovou prémie λ_t a fundamentálními faktory Z_t .

Clark a MacDonald (1999) jako dlouhodobé faktory uvádějí (nfa_t) čistá zahraniční aktiva, (tot_t) směnné relace a (tnt_t) relativní cenu obchodovatelného zboží ku neobchodovatelnému zboží. Vektor dlouhodobých faktorů ovlivňujících reálný kurz tedy lze zapsat jako:

$$Z_t = f(nfa_t, tot_t, tnt_t) \quad (5)$$

Clark a MacDonald (1999) ve své práci využívají podíl domácího a zahraničního dluhu $\left(\frac{gdebt}{gdebt^*}\right)$ jako proměnnou znázorňující rizikovou prémie v teorii UIP.⁴ Rovnici (5) lze tudíž přepsat do tvaru:

$$BEER = f\left(nfa_t, tot_t, tnt_t, (r_t - r_t^*), \left(\frac{gdebt}{gdebt^*}\right)\right) \quad (6)$$

Rovnice (6) je čistě názorná, zobrazuje příklady faktorů, které mohou být využity pro odhad BEER. Někteří autoři jako Clark a MacDonald (2000) staví odhad BEER na UIP bez rizikové prémie, tedy λ_t není v těchto odhadech využívána. Stejně tak vektor dlouhodobých faktorů Z_t , uvedený rovnicí (5), zobrazuje možný, nikoliv nutný výběr dlouhodobých fundamentů. Množství prací vektor Z_t rozšiřuje o další proměnné. V této práci budou proměnné uvažované pro odhad BEER diskutovány v empirické části.

⁴ Jednotlivé dluhy znázorněné ve vzorci $\left(\frac{gdebt}{gdebt^*}\right)$ jsou vyjádřeny jako podíl dluhu na HDP konkrétní země.

3.3. Natural Real Exchange Rate (NATREX)

NATREX přístup jako první představil Stein (1995, 1999), Stein a Allen (1997) a Stein a Saurheimer (1997). Jestliže je přístup BEER považován spíše za statistický přístup, tak koncept NATREX lze definovat jako přístup makroekonomický, který se v mnohém podobá přístupu FEER. NATREX vychází z vnitřní i vnější makroekonomické rovnováhy. NATREX je takový střednědobý a dlouhodobý měnový kurz, který vede míru nezaměstnanosti ke své přirozené úrovni. NATREX vychází z předpokladů nepřítomnosti cyklických faktorů a spekulativních faktorů (spekulativní toky se navzájem vyruší). Základem NATREX modelu jsou vztahy mezi investicemi, úsporami a běžným účtem (Frait a Komárek, 2001). Dále lze NATREX rozdělit na střednědobý a dlouhodobý rovnovážný kurz. Střednědobý NATREX definují následující předpoklady: výstup ekonomiky je na potenciálu, vzájemná kompenzace spekulativních toků a domácí úroková míra se rovná světové úrokové míře plus rizikové premii. NATREX pro dlouhodobý časový horizont lze ještě vymezit jako rovnovážný kurz, kdy je čistá zahraniční pozice ekonomiky stabilní (Škop a Vejmělek, 2009).

NATREX je založen na interakci tokových a stavových veličin. Model propojuje rovnovážný reálný kurz (NATREX) s úsporami, běžným účtem platební bilance a investicemi. Stav, kdy je dosaženo vnitřní i vnější makroekonomické rovnováhy ve střednědobém časovém horizontu, znázorňuje následující rovnice (Škop a Vejmělek, 2009):

$$S - I = CA \quad (7)$$

CA v rovnici 7 reprezentuje běžný účet a $S - I$ znázorňuje úspory minus investice, jinými slovy finanční účet platební bilance. Tyto veličiny jsou funkcí reálného měnového kurzu Q , reálného úrokového diferenciálu a dalších fundamentů. Rovnovážný měnový kurz Q spojuje běžný účet a strukturální kapitálové toky (tyto toky financují rozdíl mezi investicemi a úsporami). Pro dosažení dlouhodobého NATREX platí předpoklad, že ekonomika se nachází ve svém stálém stavu, tudíž čistá zahraniční pozice a kapitálová zásoba jsou stabilní.

Pro porozumění tomu, jak NATREX funguje ve střednědobém a dlouhodobém časovém horizontu, je potřeba rovnici (7) rozepsat do většího detailu. Zde vycházím z práce Škop

a Vejmělek (2009), kde tito autoři definují střednědobý i dlouhodobý rovnovážný měnový kurz NATREX pro malou otevřenou ekonomiku. Pro vysvětlení funkčnosti jednotlivých faktorů a pochopení mechanismu cesty ekonomiky do střednědobé i dlouhodobé rovnováhy lze tedy začít se znázorněním funkce investic:

$$I = I(a, r, TT, k, Q), I_a > 0, I_r < 0, I_k < 0, I_{TT} > 0, I_Q < 0 \quad (8)$$

Rovnice (8) znázorňuje, že investice jsou pozitivní funkcí technologického pokroku (a) a pozitivní funkcí směnných relací⁵ (TT), které jsou zejména pro malé otevřené ekonomiky důležité. Investice jsou negativní funkcí reálné úrokové míry (r) a kapitálové vybavenosti (k). Veličiny (a, r, k) vysvětlují investice pomocí Tobinova „ q “.⁶ Rovnice dále zobrazuje investice jako negativní funkci reálného měnového kurzu (Q).⁷ K investicím lze dodat, že dynamika investic ovlivňuje kapitálovou zásobu a v delším horizontu platí vztah, že potenciální produkt je pozitivní funkcí kapitálové vybavenosti ($Y = Y(k), Y_k > 0$).

Spotřební funkci reprezentuje rovnice:

$$C = cY(k) + f(F) = C(c, k, F), C_c > 0; C_k > 0, C_F < 0 \quad (9)$$

Rovnice (9) znázorňuje soukromou a veřejnou spotřebu (C) jako pozitivní funkci důchodu (Y) a časové preference (c). Popřípadě, (c) lze považovat za mezní sklon ke spotřebě, který je ovlivňován časovou preferencí. Spotřeba je dále negativní funkcí úrovně čistého zahraničního dluhu (F). Pomocí rovnice (9) lze funkci úspor zobrazit následovně:

$$S = S(c, k, F), S_c < 0, S_k > 0, S_F > 0 \quad (10)$$

⁵ Směnné relace (Terms of Trade)

⁶ Poměr tržního kapitálu k reprodukčním nákladům na kapitál

⁷ V teoretické části je reálný kurz uvažován v nepřímé kotaci.

Z rovnice (10) vyplývá, že úspory (S) jsou negativní funkcí časové preference (sklonu ke spotřebě)⁸, pozitivní funkcí kapitálové vybavenosti⁹ a úrovně čistého zahraničního dluhu.¹⁰

Co se týče běžného účtu (CA) v rovnici (7), běžný účet lze chápat coby sumu bilance výnosů a bilance zahraničního obchodu (se zbožím a službami). Ve střednědobém časovém horizontu je bilance zahraničního obchodu negativní funkcí reálného kurzu (Q) a pozitivní funkcí technologického vývoje (a).¹¹ Bilance výnosů je brána jako reálné úrokové platby z čistého zahraničního dluhu ($r * F$). Úrokovou sazbu (r) lze rozložit na světovou úrokovou míru (r^*) a rizikovou premii (p). Z těchto poznatků tudíž může být definována rovnice (11):

$$CA = CA(Q, a, TT) - rF = CA(Q, a, TT, F, r^*, p) \quad (11)$$

Funkční vztahy v rovnici (11) lze zapsat následovně: $CA_Q < 0$, $CA_a > 0$, $CA_{TT} > 0$, $CA_F < 0$, $CA_{r^*} < 0$, $CA_p < 0$. Dále kumulace salda běžného účtu vede ke změně čistého zahraničního dluhu.¹² Vydefinováním rovnic úspor, investic a běžného účtu tudíž lze vyjádřit rovnici (7) ve tvaru:

$$S(c, k, F) - I(a, r^*, TT, k, Q) = CA(Q, a, F, r^*) \quad (12)$$

Rovnice (12) znázorňuje střednědobou rovnováhu a její podmínky. Ekonomika je na svém potenciálu, cyklické a spekulativními toky se navzájem kompenzují (střední hodnota těchto vlivů je rovna nule). Řešením rovnice (12) pro rovnovážný měnový kurz Q dostaneme střednědobý rovnovážný kurz NATREX, který lze označit jako Q^{MT} .

Když dochází ke střednědobé rovnováze, a tedy střednědobý kurz NATREX splňuje předpoklady z rovnice (12), tak i přesto kapitálová vybavenost a čistý zahraniční dluh

⁸ Časová preference (sklon ke spotřebě) je ovlivňována úrokovou mírou, a tedy úspory vycházející ze sklonu ke spotřebě jsou též závislé na úrokové míře.

⁹ Růst kapitálové vybavenosti vede k růstu ekonomiky a vyšší produkt vyvolává růst spotřeby a úspor.

¹⁰ Vyšší zahraniční dluh způsobuje snížení spotřeby, a tudíž zvýšení úspor z důvodu, že v budoucnu bude muset být splacen.

¹¹ Reálný měnový kurz znázorňuje cenovou konkurenceschopnost exportérů (posílení (Q) značí nižší konkurenceschopnost a naopak), technologický pokrok je měřítko necenové konkurenceschopnosti exportérů.

¹² Změnu čistého zahraničního dluhu lze zapsat ve tvaru $\frac{dF}{dt} = -CA_t(Q_t, a_t, F_t, r_t)$

nejdou ve středním období stabilní. Toky se navzájem ovlivňují a mění. Díky těmto jevům konverguje střednědobý kurz Q^{MT} v průběhu času k dlouhodobé rovnovážné úrovni Q^{LT} . Dlouhodobý rovnovážný kurz NATREX žádá, aby $\frac{dk}{dt} = 0$ a $\frac{dF}{dt} = 0$. Podmínku dlouhodobé rovnováhy lze zapsat následovně:

$$S(c) - I(a, r^*, TT, Q) = CA(Q, a, r^*) \quad (13)$$

Dlouhodobý kurz Q^{LT} řeší rovnici (13) a tímto kurzem je právě dlouhodobý NATREX, kde exogenními proměnnými pro malou otevřenou ekonomiku jsou mezní sklon ke spotřebě, produktivita,¹³ světová úroková míra a směnné relace. Tedy z výše uvedeného lze funkci odhadu NATREX zapsat následujícím způsobem:

$$NATREX = f(TT, r^*, a, c) \quad (14)$$

Konstrukce jednotlivých exogenních proměnných pro odhad NATREX bude popsána v empirické části práce.

4. Vliv odchýlení reálného kurzu na ekonomický růst

Jedním z cílů této práce je odhad vlivu odchýlení reálného kurzu od své rovnovážné úrovně na ekonomický růst. Při zkoumání vztahu mezi veličinami se značná část akademické obce zaměřuje na méně vyspělé ekonomiky, kde odchylka reálného kurzu bývá větší a déletrvající. Avšak i u vyspělých států se objevují studie zkoumající tento vztah. Především v takových případech, kdy výzkum vlivu odchylky může odhalit dopady monetárních politik. V odborné literatuře nicméně nedochází ke konsensu ohledně vztahu mezi odchylkou a ekonomickým růstem. U negativního vlivu nadhodnocení měny na ekonomický růst dochází v akademické obci ke shodě: Výrazné déletrvající nadhodnocení měnového kurzu nad rovnovážnou úroveň oslabuje konkurenceschopnost ekonomiky, což snižuje export. Tento vliv tudíž negativně ovlivňuje ekonomický růst. V případě efektu podhodnocení měny tento vliv není jasně daný, respektive neexistuje konsensus, zda má podhodnocení měny pod svou

¹³ Produktivita je v rovnicích věnujících se odhadu NATREX znázorněna jako technologický pokrok (a).

rovnovážnou úroveň pozitivní nebo negativní dopad na ekonomický růst (Berg a Miao, 2010).

Jeden z pohledů na vliv odchylky reálného kurzu od rovnovážné úrovně nabízí takzvaný Washingtonský konsensus (Washington Consensus – WC), který je publikován například pomocí Washingtonského manifesta (Williamson, 1990). Z pohledu WC jakékoliv déletrvající odchýlení měnového kurzu od ekvilibria znamená makroekonomickou nerovnováhu, a to samo o sobě má negativní vliv na ekonomický růst. Příklad negativního dopadu podhodnocení zejména pro rozvíjející se země popisuje právě Williamson (1990):

Měnový kurz by měl být právě takový, aby podporoval konkurenceschopnost a tím pádem růst exportu v takové míře, která dosahuje maximálního růstu ekonomiky při plném potenciálu ze strany nabídky, zatímco deficit běžného účtu by měl být udržitelný. Pokud bude měnový kurz více podhodnocen a bude se ještě více podporovat konkurenceschopnost exportu, tak toto chování vyvolá inflační tlaky a omezí domácí investice, čímž se omezí růstový potenciál ze strany nabídky.

Je nutno ještě podotknout, že WC vnímá odchylku reálného kurzu jako rozdíl mezi reálným měnovým kurzem a kurzem rovnovážným, který vyplývá ze střednědobých makroekonomických fundamentů, jako jsou směnné relace nebo i fiskální politiky (Berg a Miao (2010).

Rodrik (2008) přichází s rozdílným názorem na vztah mezi podhodnoceným reálným kurzem a hospodářským růstem. Autor argumentuje, že v zemích, kde byl historicky pozorován větší růst, bylo pozorované i výrazné podhodnocení kurzu. Respektive, ekonomiky, kde kurz byl dlouhodobě pod svou rovnovážnou úrovní, byly dlouhodobě více konkurenceschopné, a to podporovalo jejich dlouhodobý ekonomický růst. Toto vnímání výše uvedeného vztahu lze označit jako poptávkový pohled na růst. Rodrik (2008) své tvrzení podpírá zejména empirickým výzkumem než ekonomickou teorií. Ve své práci využívá pro verifikaci své hypotézy velké množství zejména rozvíjejících se zemí a na základě výsledků výzkumu vyvozuje závěr o linearitě vztahu mezi odchylkou měnového kurzu a ekonomickým růstem. Rodrik (2008) nicméně dodává, že výrazné podhodnocení je ekvivalentem dotací na výrobu obchodovatelného zboží¹⁴ a že země by

¹⁴ Rodrik (2008) dále uvádí, že dotace na výrobu mohou být ještě spojeny se spotřební daní na obchodovatelné zboží.

měly uvažovat před podhodnocením měny, zda nezavést přímo subvence na produkci obchodovatelného zboží, čímž by tolik neovlivňovaly ostatní státy.

Ke vztahu podhodnocení měny a ekonomickému růstu lze ještě zmínit poznatek Eichengreena (2007), který kromě souhrnu dosavadní literatury přispívá dodatkem, že nezáleží jen na velikosti podhodnocení, ale též na samotné volatilitě kurzu. Autor dochází k závěru, že pokud má mít podhodnocení měny vliv na dlouhodobý ekonomický růst, je podstatná nízká volatilita kurzu, která podporuje růst exportu země a přes tento kanál tudíž i ekonomický růst.

Je nutno podotknout, že vlivu odchylky reálného kurzu od své rovnovážné úrovně na ekonomický růst se věnuje značná část ekonomické literatury. Relevantní studie pro tuto práci byly zmíněny v sekci 2. Nicméně samotný dopad odchylky na ekonomický růst je zkoumán spíše v rovině empirické nežli v rovině teoretické. Vliv odchylky na ekonomický růst se analyzuje pomocí rozsáhlé škály kvantitativních metod, a to jak v rozvíjejících se zemích, tak v zemích, které jsou klasifikovány jako vyspělé. V empirické části této práce bude empirický odhad, co se týče výběru proměnných, založen zejména na práci Berg a Miao (2010).

5. Empirické modely rovnovážného měnového kurzu

V této části práce odhaduji modely rovnovážného měnového kurzu BEER a NATREX. Pomocí těchto odhadů poté vypočítávám odchylku reálného kurzu od své rovnovážné úrovně.

První hypotéza zní následovně: Jsou koncepty rovnovážného kurzu BEER a NATREX vhodné pro odhad rovnovážné úrovně reálného kurzu CZK/EUR? Jak se u jednotlivých odhadů odchyluje reálný kurz od své rovnovážné úrovně?

5.1. Data a uvažované proměnné

Vzhledem k tomu, že je v této práci analyzován reálný kurz CZK/EUR, proměnné byly vypočítány bilaterálně (Česká republika vs. ekonomika eurozóny). V případě reálného kurzu bývá ovšem tento postup méně obvyklý a častěji se využívá takzvaný efektivností reálný kurz. Tento kurz se sestavuje z koše vybraných měn. Nicméně pro účely této práce se bilaterální kurz ukazuje jako vhodnější varianta (Škop a Vejrnělek, 2009). Pro výzkum jsem zvolil časové období prvního kvartálu roku 2000 až třetího kvartálu roku 2019 (v

době vzniku práce nejaktuálnější období s kompletními daty). Stanovené období by mělo být pro zvolené kvantitativní analýzy dostatečně rozsáhlé.¹⁵ Všechna data (až na čistá zahraniční aktiva – NFA) pokrývají celé výše uvedené období. V případě NFA nelze kvartální data za rok 2000 a 2001 dohledat ve veřejně dostupných databázích. Všechna data potřebná pro tuto práci pocházejí z databází Eurostat, OECD a ARAD. Co se týká dat z databáze Eurostat, exportovaná data byla již sezónně očištěna. Pro sezónní očištění zbytku dat aplikuji běžně užívaný proces X13.

Základní uvažované proměnné pro odhad BEER vybírám na základě studie Clarka a Macdonalda (1999). Soubor fundamentálních proměnných dále doplňuji dalšími proměnnými, které využívá Komárek a Melecký (2005). Důvodem pro rozšíření proměnných je snaha o odhad s vyšší vypovídací hodnotou. Komárek a Melecký (2005) navíc konstruuji proměnné pravděpodobně relevantní pro použití pro českou ekonomiku, a tudíž jsem se i já rozhodl rozšířit základní soubor proměnných uvedený v rovnici (6). V případě odhadu kurzu NATREX vycházím při výběru a konstrukci proměnných ze studie Škop a Vejrnělek (2009). Tyto proměnné používám jako ekvivalenty vysvětlujících exogenních proměnných v rovnici (14). Při výběru proměnných jsem dále zkoumal například studie Stein (2005) nebo Crouhy-Veyrac a Saint-Marc (1995), avšak proměnné užití ve zmíněných studiích byly do značné míry identické s těmi ve Škop a Vejrnělek (2009), a proto jsem soubor proměnných již dále nerozšiřoval. Jednotlivé proměnné pro odhad BEER a NATREX konstruuji následovně:

Reálný měnový kurz (RER) - konstrukci kurzu vyjadřuje následující rovnice:

$$RER_{t+1} = RER_t * \frac{NER_{t+1}}{NER_t} * \frac{(1 + p^f)}{(1 + p^d)} \quad (15)$$

kde NER představuje hodnotu nominálního kurzu CZK/EUR na konci kvartálu. $(1 + p^f)$ je kvartální změna zahraniční cenové hladiny a $(1 + p^d)$ znázorňuje domácí kvartální změnu cenové hladiny (změny byly získány z indexu CPI¹⁶, kdy hodnotu indexu udává rok 2010 = 100). Výchozí hodnotou RER_t je 100. Veškerá data pocházejí z databáze Eurostat a stejný postup při konstrukci proměnné můžeme vidět například v Komárek a

¹⁵ V této práci využívám pouze kvartální data.

¹⁶ CPI = Consumer Price Index, PPI = Producer Price Index

Motl (2012)¹⁷ nebo v příspěvku ČNB.¹⁸ Tento reálný kurz využívám jako vysvětlující proměnnou jak při odhadu BEER, tak při odhadech NATREX. Reálný kurz CZK/EUR v empirické části práce je kalkulován v přímé kotaci.

5.1.1. Soubor proměnných pro odhad BEER

Čistá zahraniční aktiva (NFA) jsou vypočtena jako podíl čistých zahraničních aktiv a nominálního HDP v daném kvartále (obojí denominováno v CZK). Metodologie konstrukce proměnné pocházejí ze studie Clark a MacDonald (1999). Zdrojem dat je databáze ARAD.

Přímé zahraniční investice (FDI) – podíl čistých zahraničních investic vůči nominálnímu HDP, všechna uvedená data jsou v CZK. Přímé zahraniční investice využívají pro odhad BEER Komárek a Melecký (2005). Zdrojem dat je databáze ARAD.

Vládní spotřeba (GOV_CONS) – podíl kvartální reálné spotřeby vlády a reálného HDP. Metodologie: Komárek a Melecký (2005). Zdrojem dat je databáze Eurostat.

Směnné relace (TOT) – proměnná je definovaná jako podíl cenových indexů exportu a importu domácí země vůči zahraniční (eurozóna). Metodologie: Clark a MacDonald (1999). Zdrojem dat je databáze Eurostat.

Riziková premie (LAMBDA) – domácí vládní dluh interpretován jako podíl na domácím HDP dělen stejně konstruovanou hodnotou eurozóny. Metodologie: Clark a MacDonald (1999), Zdrojem dat je databáze Eurostat.

Otevřenost ekonomiky (OPENESS) – touto proměnnou nahrazuji proměnnou – relativní cena neobchodovatelného zboží ku obchodovatelnému zboží. Uvedenou proměnnou nelze napočítat kvartálně z dostupných zdrojů. Proměnnou užívají Clark a MacDonald (1999). OPENESS je získána jako kvartální součet exportu a importu v běžných cenách vůči nominálnímu HDP (vše v CZK). Metodologie: Komárek a Melecký (2005). Zdrojem dat je databáze Eurostat.

Úrokový diferenciál (IR_diff_3M) – diferenciál reálné úrokové míry České republiky a eurozóny. Tato proměnná má znázorňovat krátkodobé vlivy na reálný kurz, a tedy jako úrokovou sazbu volím v případě České republiky tříměsíční sazbu PRIBOR a v případě

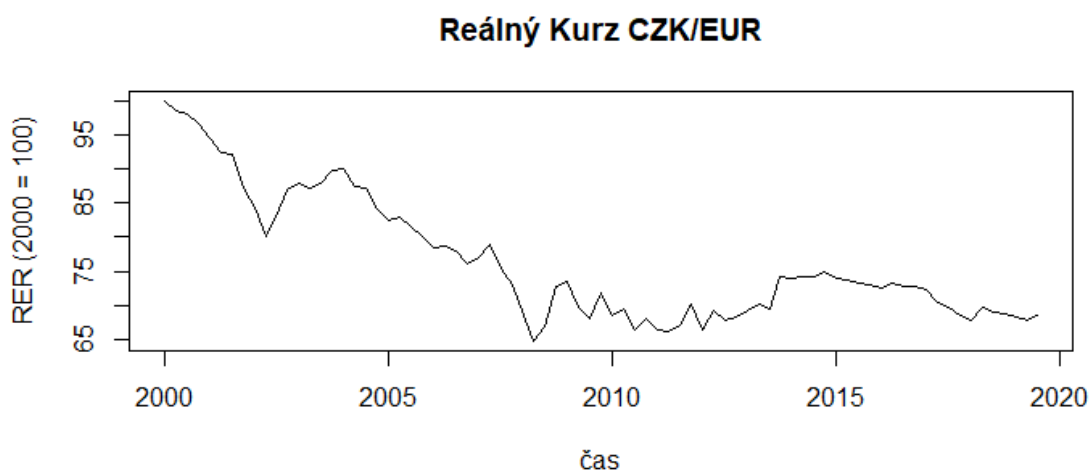
¹⁷ Autoři využívají stejný postup, jako je znázorněn v rovnici (15). Nicméně pro výpočet změny hodnoty cenové hladiny využívají index PPI.

¹⁸ https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/cnblog/Jak-si-vede-nas-menovy-kurz/

eurozóny tříměsíční sazbu EURIBOR (hodnota PRIBOR a EURIBOR pochází vždy z konce kvartálu). Tyto krátkodobé mezibankovní sazby by měly reprezentovat krátkodobé vlivy na reálný kurz (Škop a Vejrnělek, 2009). Jelikož se ovšem jedná o diferenciál reálných úrokových sazeb, byla od zmíněných úrokových měr odečtena inflace. Totožná proměnná se využívá i v přístupu NATREX, a tedy pro udržení konzistence byla využita metodologie konstrukce proměnné jako v Škop a Vejrnělek (2009). Zdrojem dat jsou databáze Eurostat a ARAD.

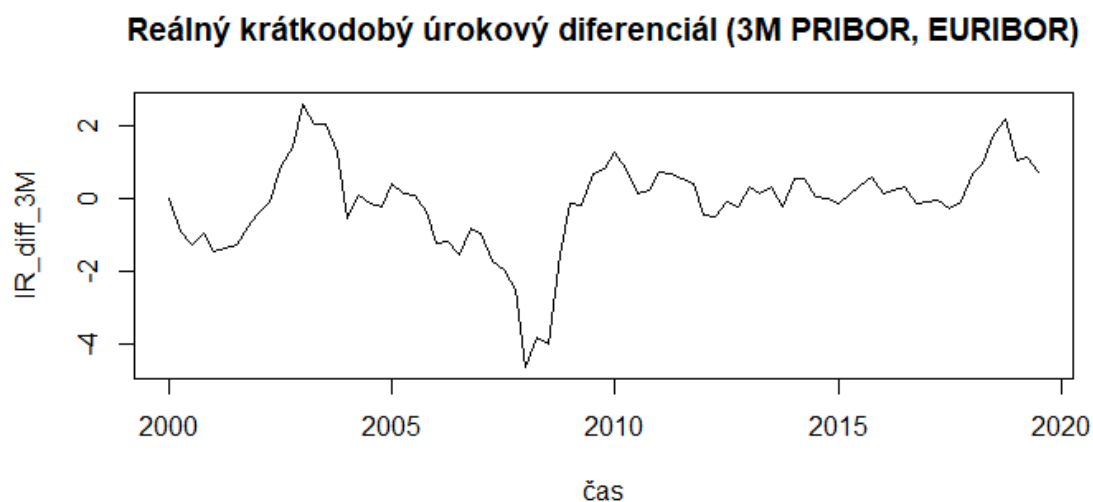
Níže uvedené grafy zachycují vývoj jednotlivých proměnných v čase. Grafické znázornění je důležité pro určení správného typu testu stacionarity. V prvotní fázi přípravy odhadu lze díky grafickému znázornění jednotlivé proměnné zkoumat do většího detailu. Analýza jednotlivých proměnných může poukázat na existenci vztahů mezi proměnnými, nebo upozornit na možný problém, který by ovlivnil nebo znemožnil samotný odhad (například strukturální změna v proměnné).

Graf č. 1: Vývoj reálného kurzu CZK/EUR



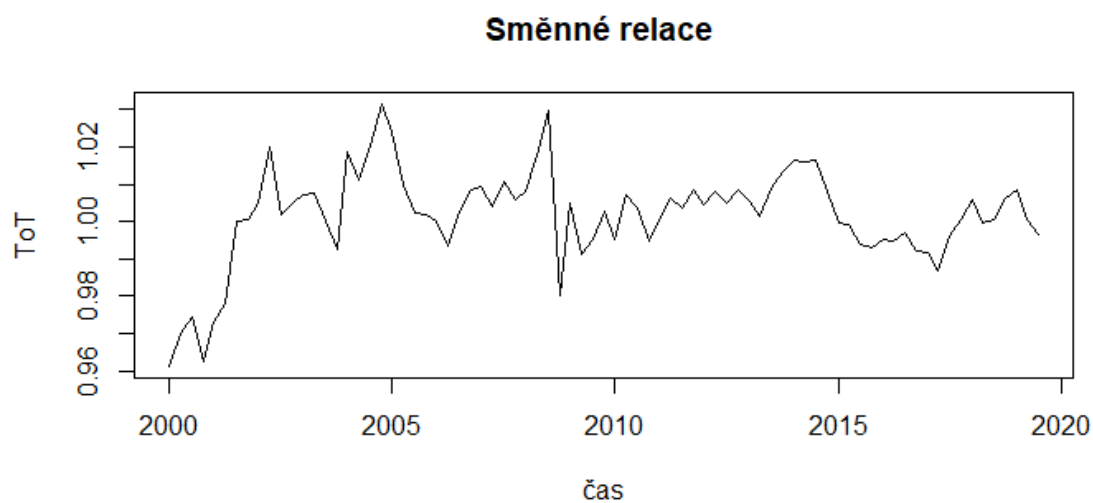
Zdroj dat: databáze ARAD. Vodorovná osa znázorňuje časový úsek, svislá reálný kurz CZK/EUR. Vlastní zpracování, R Studio.

Graf č. 2: Vývoj reálného krátkodobého diferenciálu



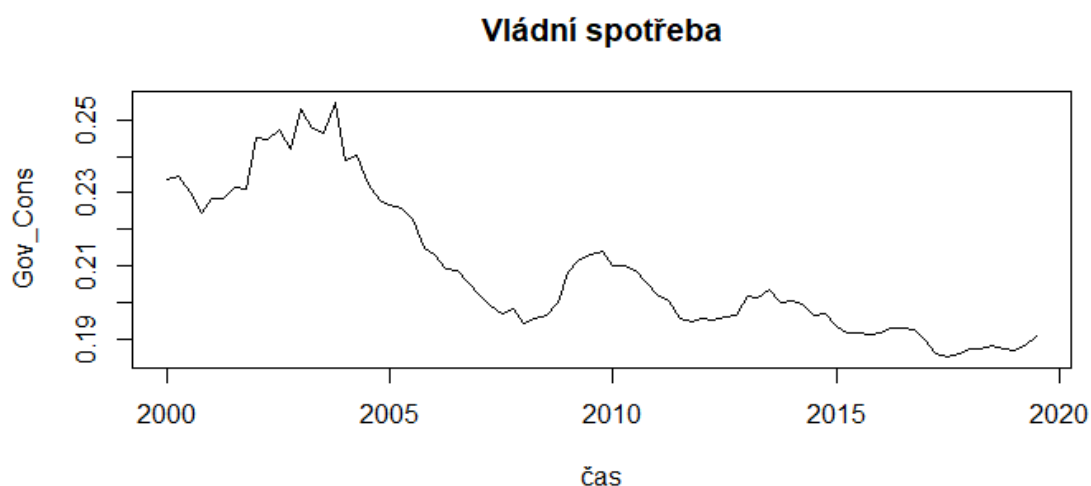
Zdroj dat: databáze ARAD a Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa zobrazuje úrokový diferenciál mezi 3M PRIBOR a EURIBOR (úrokové míry jsou uvedeny v procentech). Vlastní zpracování, R Studio.

Graf č. 3: Vývoj relativních směnných relací



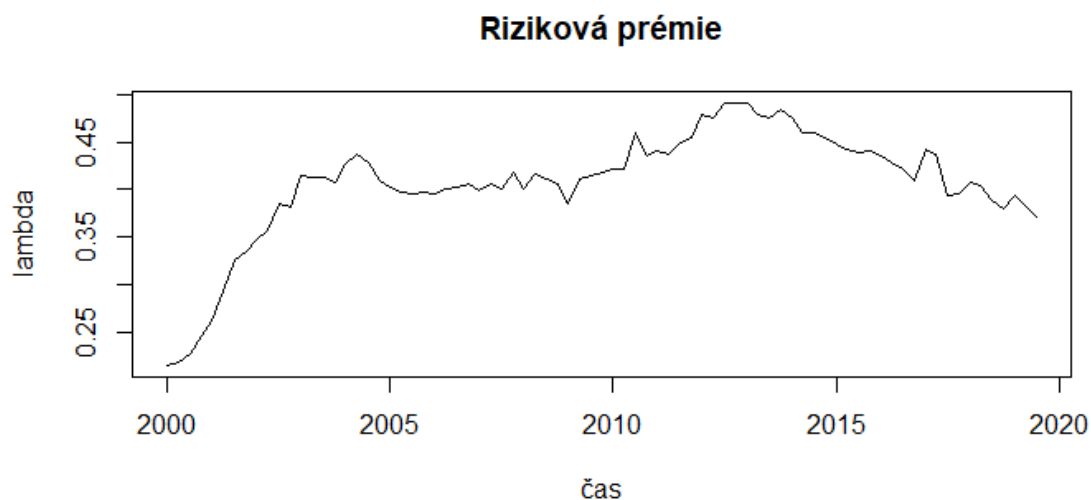
Zdroj dat: databáze ARAD a Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje podíl cenových indexů exportu a importu domácí země vůči zahraniční. Vlastní zpracování, R Studio.

Graf č. 4: Vývoj relativní vládní spotřeby České republik



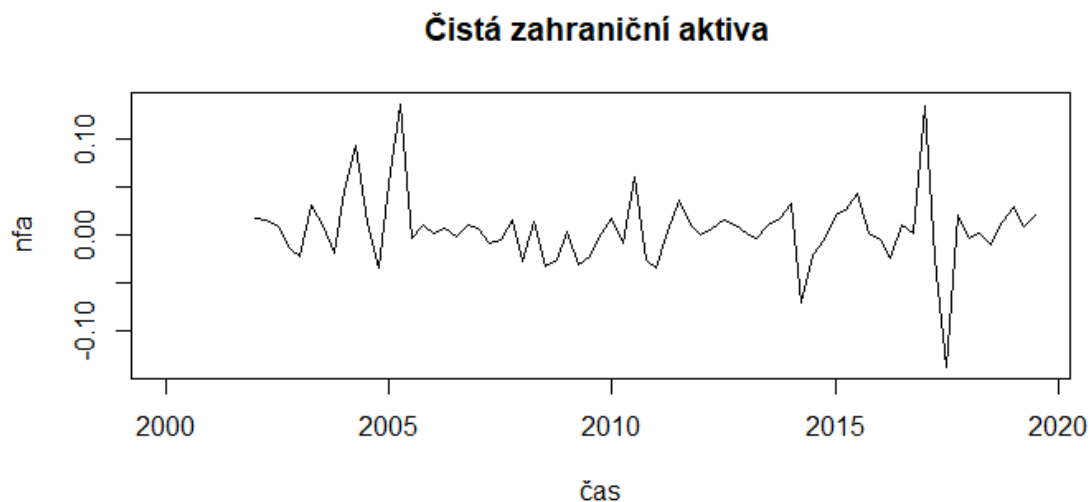
Zdroj dat: databáze Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje podíl kvartální reálné spotřeby vlády a reálného HDP. Vlastní zpracování, R Studio.

Graf č. 5: Vývoj rizikové prémie



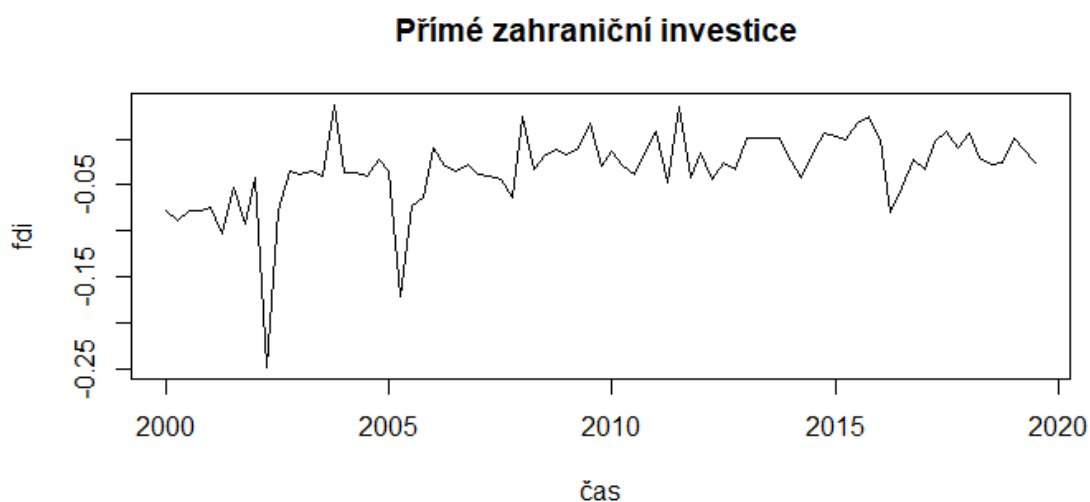
Zdroj dat: databáze Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje domácí vládní dluh jako podíl na domácím HDP dělen stejně konstruovanou hodnotou eurozóny. Vlastní zpracování, R Studio.

Graf č. 6: Vývoj čistých zahraničních aktiv České republiky



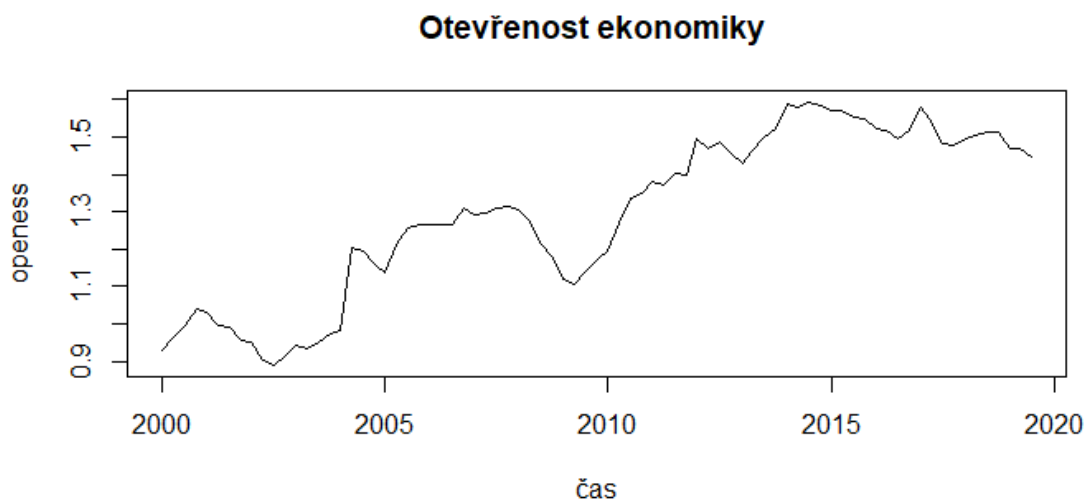
Zdroj dat: databáze ARAD. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje podíl čistých zahraničních aktiv a nominálního HDP v daném kvartále (obojí denominováno v CZK). Vlastní zpracování, R Studio.

Graf č. 7: Vývoj přímých zahraničních investic České republiky



Zdroj dat: databáze ARAD. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje podíl čistých zahraničních investic vůči nominálnímu HDP. Vlastní zpracování, R Studio.

Graf č. 8: Vývoj otevřenosti České republiky



Zdroj dat: databáze Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje kvartální součet exportu a importu v běžných cenách vůči nominálnímu HDP (vše v CZK). Vlastní zpracování, R Studio.

5.1.2. Soubor proměnných pro odhad NATREX

V případě souboru proměnných pro odhad NATREX postupuji při konstrukci proměnných dle článku autorů Škopa a Vejmelka (2009). Autoři tvoří proměnné jako takzvané mezery, tedy jednotlivé relativní ukazatele pro obě entity od sebe odečítají, respektive autoři odečítají ukazatele České republiky od ukazatelů eurozóny. Všechna data jsou denominována v eurech.

Mezera produktivity (MEZERA_PROD) – produktivita je kalkulována jako podíl kvartálního reálného HDP vůči počtu zaměstnaných osob ve zkoumané oblasti v daném období. Zdrojem dat je databáze Eurostat.

Mezera směnných relací (MEZERA_TOT) – podíl cenových indexů exportu a importu. Zdrojem dat je databáze Eurostat.

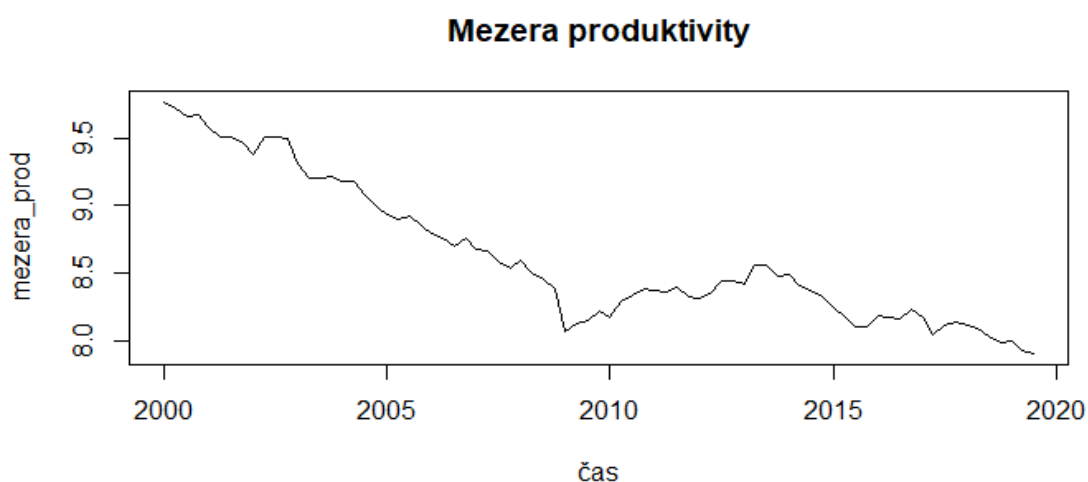
Mezera sklonu ke spotřebě¹⁹ (MEZERA_SKLON_C) – suma reálné kvartální spotřeby vlády a domácností podělená reálným kvartálním HDP. Zdrojem dat je databáze Eurostat.

¹⁹ Sklon ke spotřebě vyjadřuje časové preference uvedené v rovnici (14) (Škop a Vejmelka, 2009).

Úrokový diferenciál (IR_diff_3M, IR_diff_12M) – proměnná je vytvořena stejně jako v případě konceptu BEER. Navíc se v přístupu NATREX uvažuje i 12měsíční PRIBOR a EURIBOR. Zdrojem dat jsou databáze ARAD a Eurostat.

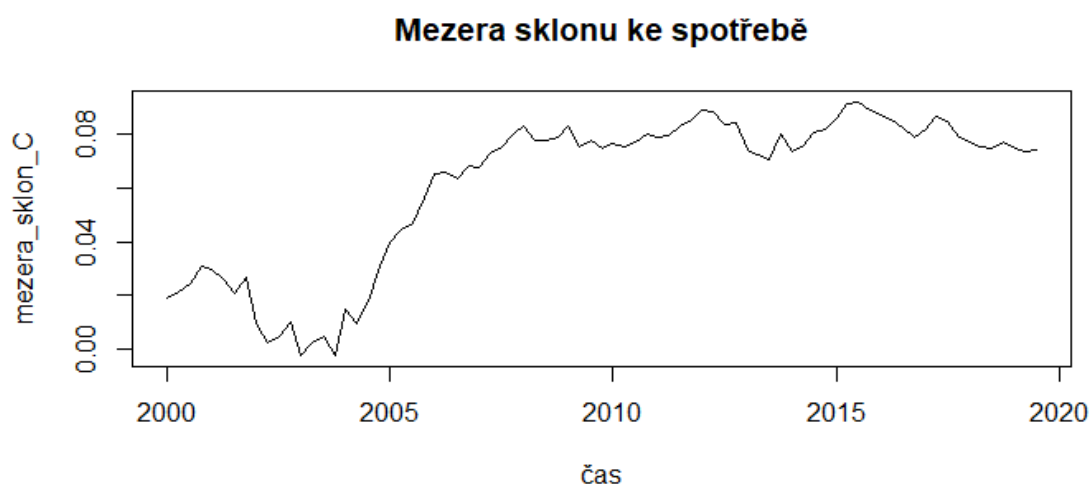
Stejně jako u souboru proměnných pro odhad BEER, pro prvotní analýzu a pro určení správného typu testu stacionarity byly uvažované proměnné graficky znázorněny níže (společné proměnné pro oba koncepty již nejsou zobrazeny).

Graf č. 9: Vývoj mezery produktivity



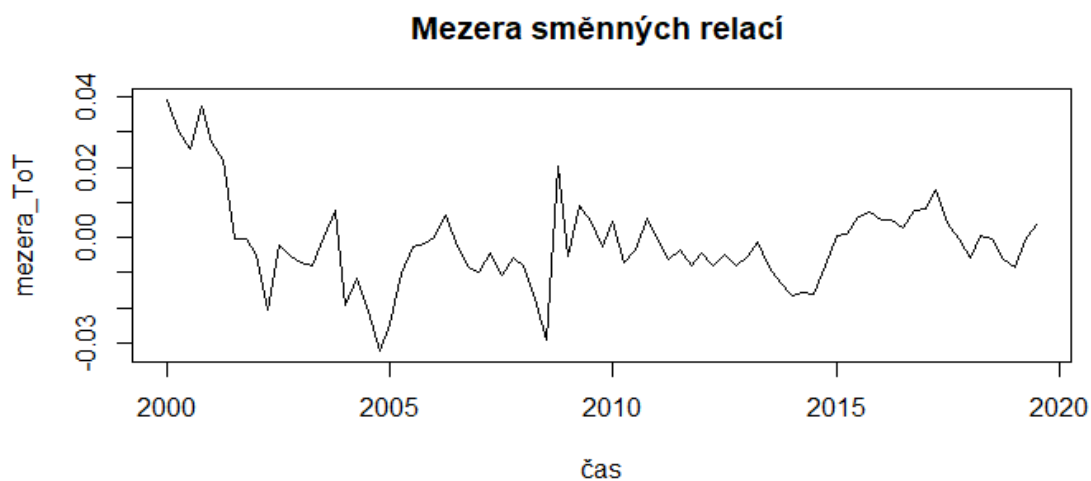
Zdroj dat: databáze Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje podíl kvartálního reálného HDP (v eurech) vůči počtu zaměstnaných osob ve zkoumané oblasti v daném období. Mezera je vypočítána jako rozdíl hodnot eurozóny a ČR. Vlastní zpracování, R Studio.

Graf č. 10: Vývoj mezery sklonu ke spotřebě



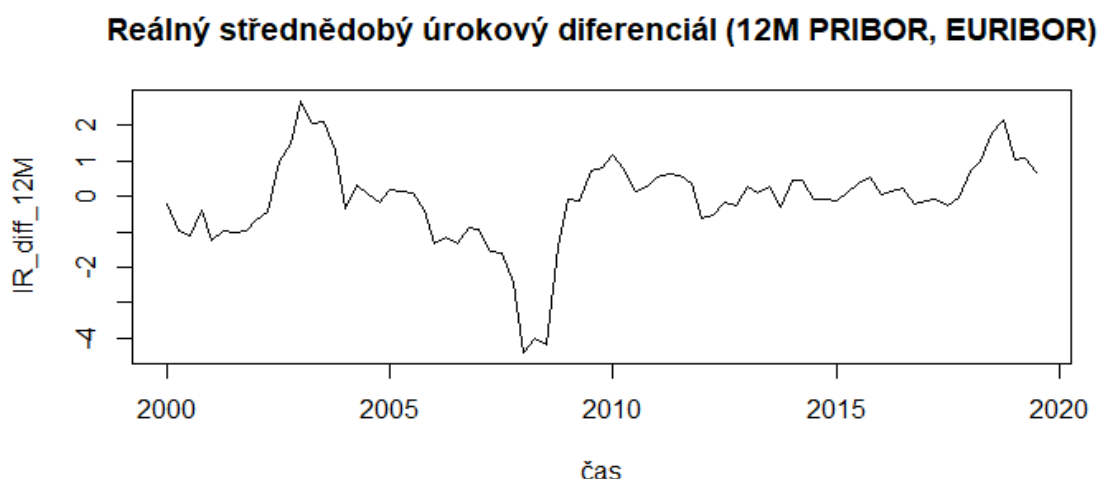
Zdroj dat: databáze Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje kvartální reálnou spotřebu vlády a domácností dělenou reálným kvartálním HDP. Mezera je vypočítána jako rozdíl hodnot eurozóny a ČR. Vlastní zpracování, R Studio.

Graf č. 11: Vývoj mezery směnných relací



Zdroj dat: databáze Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje směnné relace jako podíl cenových indexů exportu a importu. Mezera je vypočítána jako rozdíl hodnot směnných relací eurozóny a ČR. Vlastní zpracování, R Studio.

Graf č. 12: Vývoj reálného střednědobého úrokového diferenciálu



Zdroj dat: databáze ARAD a Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa zobrazuje úrokový diferenciál mezi 12M PRIBOR a EURIBOR (úrokové míry jsou uvedeny v procentech). Vlastní zpracování, R Studio.

5.2. Testy stacionarity časových řad

Výběru správné ekonometrické metody odhadu musí předcházet test jednotlivých časových řad na přítomnost jednotkového kořene. Respektive je žádoucí zjistit, zda lze jednotlivé časové řady označit jako stacionární či jako nestacionární, případně při jakém stupni difference se jednotlivé časové řady stanou stacionárními. Jinými slovy, při testech stacionarity se ověřuje, jakým řádem jsou jednotlivé časové řady integrovány. Zjištění řádu integrace je klíčové pro správný výběr ekonometrické metody, jelikož značná část ekonometrických metod dokáže nezkresleně využívat jen stacionární řady (při porušení tohoto předpokladu u metod jako OLS hrozí riziko zdánlivé regrese). Stejně tak je důležité znát řád integrace při hledání dlouhodobých vztahů mezi proměnnými (testování kointegrace).

Pro testování stacionarity jsem vybral ADF test (Augmented Dickey – Fuller test) a KPSS test (Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin test). Oba testy se často užívají simultánně při analýze časových řad z toho důvodu, že v některých případech může jednotlivý test selhat. V případě ADF testu nulová hypotéza předpokládá, že časová řada obsahuje jednotkový kořen. Tedy zamítnutí nulové hypotézy na určité hladině významnosti značí stacionární časovou řadu. Hypotézy u KPSS testu jsou stanoveny přesně naopak (H_0 : stacionární časová řada, H_1 : nestacionární časová řada).

Řád integrace jednotlivých proměnných vyhodnocuji na 5% hladině významnosti. Respektive nulové hypotézy obou testů zamítám na 5% hladině významnosti. Testování stacionarity proměnných provádím pomocí programu RStudio (detailní výsledky příkládám v příloze č. 18).

Tabulka č. 1: Test stacionarity proměnných uvažovaných pro model BEER

Soubor proměnných pro odhad BEER					
Proměnná	ADF (p - hodnota)	KPSS (p - hodnota)	ADF - první diference (p - hodnota)	KPSS - první diference (p - hodnota)	řád integrace
RER	0.5201	< 0.01***	< 0.01***	> 0.1	I(1)
IR_diff_3M	0.03393**	> 0.1			I(0)
ToT	< 0.01***	> 0.1			I(0)
Gov_Cons	0.2002	< 0.01***	< 0.01***	> 0.1	I(1)
lambda	0.2271	< 0.01***	< 0.01***	> 0.1	I(1)
nfa	0.04049**	> 0.1			I(0)
fdi	0.04728**	< 0.01***	< 0.01***	> 0.1	I(1)
openess	0.554	< 0.01***	0.02027**	> 0.1	I(1)

Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a R Studio

Z tabulky č. 1 lze vyčíst, že soubor proměnných pro odhad BEER obsahuje mix proměnných integrovaných řádu I(0) a I(1). V případě proměnné FDI lze na základě ADF testu zamítnout nulovou hypotézu o nestacionaritě proměnné na 5% hladině významnosti. Nicméně KPSS test zamítá nulovou hypotézu stacionarity proměnné i na 1% hladině významnosti. Proměnná se po první diferenci v případě obou testů jeví jako stacionární, a proto ji považuji za proměnnou I(1). Žádná z proměnných není nestacionární po první diferenci, a tedy soubor testovaných proměnných neobsahuje ani jednu proměnnou integrovaného řádu I(2).

Tabulka č. 2: Test stacionarity proměnných uvažovaných pro model NATREX

Soubor proměnných pro odhad NATREX					
Proměnná	ADF (p - hodnota)	KPSS (p - hodnota)	ADF - první diference (p - hodnota)	KPSS - první diference (p - hodnota)	řád integrace
RER	0.5201	< 0.01***	< 0.01***	> 0.1	I(1)
mezera_prod	0.6658	< 0.01***	0.01925**	> 0.1	I(1)
mezera_sklon	0.5971	< 0.01***	0.02856**	> 0.1	I(1)
mezera_ToT	< 0.01***	> 0.1			I(0)
IR_diff_12M	0.04065**	> 0.1			I(0)

Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a R Studio

Tabulka č. 2 ukazuje, že i v případě proměnných uvažovaných pro model NATREX se jedná o mix proměnných $I(0)$ a $I(1)$. Stejně tak tento soubor neobsahuje žádnou proměnnou integrovanou řádu $I(2)$.

5.3. Výběr metody pro odhad rovnovážného měnového kurzu

Při výběru ekonometrické metody pro odhad rovnovážných modelů je důležitá snaha o zachycení daného vztahu, který má být předmětem odhadu. V případě rovnovážných kurzů, při nichž se odhaduje ekvilibrium založené na makroekonomických fundamentech, vybírám tedy ze skupiny metod, kde dané modely nezachycují jen vlivy krátkodobé, ale uvažují i vztahy dlouhodobé (pokud dlouhodobé vztahy mezi časovými řadami existují). Pro účely této práce uvažuji tudíž modely, které dokážou odhadnout jak krátkodobý, tak dlouhodobý vliv proměnných na reálný kurz.

Dlouhodobé vztahy se v ekonometrii zkoumají testem kointegrace. Tyto testy dokáží identifikovat dlouhodobé vztahy mezi proměnnými. Pokud tedy existuje mezi časovými řadami empiricky prokazatelný dlouhodobý vztah, lze tyto proměnné nazvat jako kointegrované časové řady (jinými slovy se testuje existence kointegrace).

Mezi modely schopné zachytit dlouhodobé vztahy patří například model vektorové korekce chyb (Vector Error Correction Model – VECM). V počátku výzkumu jsem aplikaci tohoto modelu očekával, jelikož se právě tato metoda často využívá pro odhad rovnovážného kurzu. Odhad BEER získávají pomocí VECM například Yajie, Hui a Soofi (2007) nebo Aliyu (2007). V případě studií věnujících se odhadu NATREX tuto metodu užívají například Škop a Vejmelek (2009) nebo Gandolfo a Felettigh (1998). Nicméně VECM model vychází z Johansenova testu kointegrace a pro správný kvantitativní odhad pomocí těchto ekonometrických metod se jako stěžejní chápe předpoklad, že užití časové řady jsou všechny integrované řádem $I(1)$.

Z předchozí sekce tedy vyplývá (podkapitola Testy stacionarity), že VECM model nelze v této práci aplikovat na odhad rovnovážného kurzu BEER a NATREX (časové řady uvažované pro modely jsou integrované řádem $I(0)$ a $I(1)$, nikoliv pouze řádem $I(1)$, jak vyžaduje Johansenův test). Z tohoto důvodu vybírám pro odhad rovnovážných měnových kurzů jinou často užívanou metodu analýzy časových řad, a to model ARDL (Autoregressive Distributed Lag). Tato metoda řeší problematiku zachování

krátkodobých vlivů i dlouhodobých vztahů v regresi, pokud existují proměnné $I(0)$ a $I(1)$ (Shrestha a Bhatta, 2018).

5.3.1. ARDL - Autoregressive Distributed Lag Model

Model ARDL, jenž zachycuje dlouhodobé vztahy mezi časovými řadami, i když jsou proměnné směsí integrovaných procesů $I(1)$ a $I(0)$, publikovali Persaran a Shin (2001). Z tohoto důvodu se model široce užívá i při odhadu rovnovážných měnových kurzů. Pro odhad BEER rovnovážného kurzu české koruny jej užívají například Komárek a Melecký (2005) nebo Babetskii a Égert (2005). Pro odhad NATREXu, ARDL model aplikují Sorsa a Chobanov (2004), Couharde, Rey a Sallenave (2016) nebo Škop a Vejrnělek (2009). Nicméně jedním z důležitých předpokladů této metody je, že žádná z využitých časových řad nesmí být integrovaná řádem $I(2)$. Tento předpoklad splňují soubory proměnných pro oba vybrané koncepty reálného kurzu. Základní formu $ARDL(p,q)$ modelu lze znázornit následovně (Persaran a Shin, 2001):

$$y_t = \alpha + \beta X_t + e_t \quad (16)$$

Proces zachycení dynamiky krátkodobých vlivů a dlouhodobých vztahů v modelu bez ztráty dlouhodobé informace popisuje rovnice (17):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \sigma_j \Delta X_{t-j} + \epsilon_t \quad (17)$$

kde y_t a y_{t-1} označuje vysvětlovanou proměnnou v čase t a $t - 1$, Δy_t zastupuje první diferenci vysvětlované proměnné, X_t a X_{t-1} zobrazuje vektor vysvětlujících proměnných v čase t a $t - 1$. Jelikož je model založen na autoregresním zpoždění, p značí počet autoregresních zpoždění prvních diferencí vysvětlované proměnné a q zase počet zpoždění jednotlivých vysvětlujících proměnných v první diferenci ΔX_{t-j} . ϵ_t zastupuje v rovnici (17) náhodnou složku. Koeficienty β v rovnici (17) reprezentují odhadnuté parametry dlouhodobých vztahů a koeficienty γ_j a σ_j značí krátkodobé vztahy.

Dalším z předpokladů modelu ARDL je správné určení jednotlivých zpoždění v modelu. Nejčastěji se pro výběr zpoždění volí mezi Akaikeho informačními kritérii (AIC), Schwartz Bayesian kritérii (SBC) nebo Hannan Quinn kritérii (HQC).

5.4. Odhad rovnovážného kurzu BEER

Pro správnost odhadu rovnovážného kurzu je důležité, aby odhad plnil nejen předpoklady ekonometrické, ale i ekonomické. Jinými slovy, pro správnost odhadu je podstatné, aby jednotlivé regresory odpovídaly ekonomické teorii. Rovnice (18) popisuje očekávané dlouhodobé vztahy fundamentů vůči rovnovážnému kurzu BEER. Stejně jako u výběru a konstrukce proměnných vycházím z prací Clark a MacDonald (1999) a Komárek a Melecký (2005).

$$BEER = f \left(\begin{matrix} FDI, TOT, GOV_CONS, NFA, IR_DIFF_3M, OPENESS, LAMBDA \\ - \quad - \quad \quad + \quad \quad +/ - \quad - \quad \quad +/ - \quad + \end{matrix} \right) \quad (18)$$

Uvnitř funkce BEER byly jednotlivé fundamenty popsány výše. U úrokové míry IR_DIFF_3M očekávám nesignifikantní dlouhodobý vztah, jelikož by se mělo jednat o krátkodobý faktor ovlivňující měnový kurz.

Jak bylo zmíněno v předchozí sekci, pro odhad volím metodu ARDL, a to z toho důvodu, že metodu je vhodné užít pro časové řady integrovaného řádu $I(0)$ a $I(1)$. V prvotním odhadu zahrnuji všechny uvažované proměnné (model (1) v tabulce č. 3). Jak lze pozorovat z výsledků odhadu se všemi proměnnými, značná část dlouhodobých koeficientů se ukazuje nevýznamná na 10% hladině významnosti s tím, že proměnné FDI a $LAMBDA$ mají vliv opačný než dle ekonomické teorie. Pro zvýšení směrodatnosti odhadu jsem proto odstranil z odhadu proměnnou FDI (model (2) v tabulce č. 3).

Odhad bez proměnné FDI zachycuji v přílohách č. 2 a 3. V dlouhodobé regresi (viz model (2) v tabulce č. 3) již všechny proměnné vykazují směr v souladu s ekonomickou teorií. I přesto, že část proměnných se objevuje stále nevýznamná na 10% hladině významnosti, chápu tento odhad jako vhodný, jelikož proměnné mohou na reálný kurz působit pouze v krátkém období. Navíc během výzkumu odebrání dalších proměnných nepřineslo lepší výsledky regrese (jiné odhady nepřinesly navýšení koeficientu determinace ani dodatečnou signifikanci dalších proměnných). Jako výsledný model (model (2) v tabulce č. 3) rovnovážného kurzu BEER proto uvažuji model ARDL (3, 4, 0, 4, 4, 0, 0). Číslo v závorce značí zpoždění jednotlivých proměnných v modelu. Počet zpoždění byl vybrán automaticky programem Eviews na základě Akaikeho informačního kritéria. Vzhledem k relativně krátké časové řadě jsem zvolil jako maximální počet zpoždění čtyři kvartály. Zpoždění ARDL modelu lze přiřadit k následujícím proměnným v tomto pořadí: RER ,

GOV_CONS, NFA, OPENESS, TOT, LAMBDA a IR_DIFF_3M. Nejprve je důležité analyzovat dlouhodobý odhad modelu ARDL (příloha č. 3). Koeficienty rovnice lze sledovat v následující tabulce:

Tabulka č. 3: Dlouhodobé koeficienty regrese rovnovážného kurzu BEER

Dlouhodobé koeficienty - odhad BEER		
vysvětlovaná proměnná: RER		
proměnná	Model (1) ARDL(3, 4, 0, 4, 4, 0, 0, 0)	Model (2) ARDL (3, 4, 0, 4, 4, 0, 0)
C	-50.49973 (-79.24)	-46.44158 (77.28)
GOV_CONS	632.89*** (73.66)	628.77*** (72.15)
NFA	6.313631 (-14.48)	5.268313 (14.08)
OPENESS	26.52*** (-7.39)	26.32*** (7.28)
TOT	-40.395247 (-82.8)	-44.094829 (80.96)
LAMBDA	-0.867604 (-28.92)	0.650922 (28.53)
IR_DIFF_3M	-0.286355 (-0.61)	-0.289841 (0.60)
FDI	5.773347 (-14.32)	
R ² (ECM odhad)	0.63	0.63
F - test (p - hodnota)	0.00	0.00
D - W statistika	2.00	2.01

Hodnoty v závorkách zabrazují směr. chyby.

() signifikantní na 10% hladině významnosti*

*(**) signifikantní na 5% hladině významnosti*

*(***) signifikantní na 1% hladině významnosti*

Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a Eviews 11

V odhadu dlouhodobých koeficientů (model (2) v tabulce č. 3) existují jen dvě signifikantní proměnné, a to vládní spotřeba (GOV_CONS) a otevřenost ekonomiky (OPENESS). Obě tyto proměnné se ukazují signifikantní na 1% hladině významnosti.

Dlouhodobý koeficient vládní spotřeby značí, že při jednoprocenním navýšení veličiny GOV_CONS²⁰ by měl v dlouhém období rovnovážný reálný kurz depreciovat o 6,3 CZK/EUR.²¹ Krátkodobé vlivy proměnné zachycené modelem ECM (tabulka č. 4) však mají na reálný kurz opačný efekt. První dvě zpoždění diferencované proměnné a samotná difference GOV_CONS bez zpoždění působí na reálný kurz tak, že navýšení proměnné krátkodobě způsobí apreciaci měny a krátkodobé vlivy do značné míry dlouhodobý vliv vyruší. V případě druhé statisticky významné proměnné OPENESS způsobí jednoprocenní nárůst sumy exportu a importu vůči HDP dle parametru ARDL regrese v dlouhém období oslabení měny o 0,26 CZK/EUR.

Ostatní proměnné nejsou signifikantní ani na 10% hladině významnosti. Všechny proměnné dosahují očekávané hodnoty koeficientů, a tudíž splňují očekávání ekonomické teorie (vzhledem k velikosti směrodatných chyb jsem se rozhodl nepopisovat detailněji výsledky těchto proměnných). Daná rovnice je důležitá nejen pro analýzu dlouhodobých vztahů, ale také pro testování existence kointegračního vztahu. Jinými slovy, pomocí této rovnice lze sledovat, zda v odhadnutém modelu ARDL existují dlouhodobé vztahy.

Existence kointegrace v modelu ARDL se analyzuje pomocí bound testu. Na základě bound testu (příloha č. 4), kdy hodnota F – statistiky přesahuje horní hranici bound testu, zamítám nulovou hypotézu nepřítomnosti dlouhodobého vztahu. Tedy mezi proměnnými v BEER odhadu existuje dlouhodobý kointegrační vztah. Kointegrační rovnici lze tudíž zapsat následovně:²²

$$\begin{aligned} Cointeq = RER - (628.7720 * GOV_CONS + 5.2683 * NFA + 26.3233 * OPENESS - 44.0948 \\ * TOT + 0.6509 * LAMBDA - 0.2898 * IR_DIFF_3M - 46.4416) \end{aligned} \quad (19)$$

Jelikož v odhadu existuje kointegrace, je možno pomocí metody ARDL modelovat odhad korekce chyb (příloha č. 5), který spojuje krátkodobou dynamiku proměnných spolu s kointegrační rovnicí (pro odhad ECM užívám již jen model (2) z tabulky č. 3). Program

²⁰ Proměnná je konstruována jako podíl vládní spotřeby na HDP ČR.

²¹ Při odhadu je použita přímá kotace reálného kurzu CZK/EUR. Jedná se o dlouhodobý vliv na reálný kurz, krátkodobé koeficienty z modelu ECM tento dopad snižují.

²² Vysvětlovaná proměnná Cointeq je zkratka pro Cointegrated Equation.

Eviews zahrnuje automaticky do odhadu pouze ty proměnné, u kterých počet zpoždění dosahuje hodnoty vyšší než nula. Zbylé proměnné, u nichž je krátkodobá dynamika stejně nesignifikantní (příloha č. 3), byly zahrnuty v konstantě. Všechny proměnné se vzhledem k vlastnostem metody ECM nachází v první diferenci (kromě kointegračního členu).

Tabulka č. 4: Model korekce chyb vycházející z modelu ARDL (3, 4, 0, 4, 4, 0, 0)

ECM regrese vycházející z modelu ARDL (3, 4, 0, 4, 4, 0, 0) vysvětlovaná proměnná: d(RER)				
proměnná	koeficient	směr. chyba	t-statistika	p - hodnota
C	-21.74206	3.149599	-6.903121	0.000***
D(RER(-1))	0.191019	0.095964	1.990523	0.052*
D(RER(-2))	0.334612	0.102366	3.268788	0.002***
D(GOV_CONS)	-160.2348	61.29862	-2.614003	0.0119**
D(GOV_CONS(-1))	-465.9152	78.29975	-5.950405	0.000***
D(GOV_CONS(-2))	-130.7335	61.98897	-2.108979	0.0401**
D(GOV_CONS(-3))	92.02851	53.14256	1.731729	0.0896*
D(OPENESS)	-26.29967	5.476569	-4.802217	0.000***
D(OPENESS(-1))	-24.89266	6.658612	-3.738416	0.001***
D(OPENESS(-2))	-26.94643	5.947191	-4.53095	0.000***
D(OPENESS(-3))	-28.59404	6.282306	-4.55152	0.000***
D(TOT)	-47.92387	20.61711	-2.324471	0.024**
D(TOT(-1))	30.72472	24.92356	1.232758	0.224
D(TOT(-2))	102.9189	23.88563	4.308821	0.000***
D(TOT(-3))	71.94288	21.47681	3.349794	0.002***
CointEq(-1)	-0.468159	0.067822	-6.902765	0.000***
R-squared	0.636462	Mean dependent var		-0.2658
Adjusted R-squared	0.537315	S.D. dependent var		2.1138
S.E. of regression	1.437833	Akaike info criterion		3.7595
Sum squared resid	113.705	Schwarz criterion		4.2694
Log likelihood	-117.4626	Hannan-Quinn criter.		3.9623
F-statistic	6.419387	Durbin-Watson stat		2.0141
Prob(F-statistic)	0.0000			

Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a Eviews 11

Kointegrační člen je záporný a v intervalu mezi nulou a mínus jedničkou. Tento důvod spolu s tím, že tento člen je signifikantní na 1% hladině, potvrzuje existenci kointeračního vztahu. Tento člen korekce chyb prezentuje rychlost konvergence krátkodobých vlivů k dlouhodobé rovnovážné úrovni v modelu. Téměř všechny koeficienty v ECM modelu jsou signifikantní alespoň na 10% hladině významnosti (kromě proměnné D(TOT(-1)) . Z hlediska interpretace krátkodobé dynamiky lze říci, že vládní spotřeba má u prvních dvou zpoždění vliv na reálný kurz opačný, než je tomu u dlouhodobého koeficientu.

Nicméně třetí zpoždění prokazuje již stejný vliv jako dlouhodobý koeficient této proměnné (GOV_CONS). V případě otevřenosti ekonomiky (OPENESS) koeficienty této proměnné naznačují negativní krátkodobý vliv otevřenosti. Tento vztah se ovšem v dlouhém období otáčí, jak ukazuje koeficient dlouhodobého modelu. Směnné relace působí bez zpoždění negativně na reálný kurz (při růstu veličiny reálný kurz posiluje). Nicméně koeficienty směnných relací s druhým a třetím zpožděním již mají očekávaný pozitivní koeficient, tedy vliv stejný jako v dlouhodobé ARDL regresi.

Uvedenou finální regresi (model (2) v tabulce č. 3) považuji jako vhodnou pro výpočet odchylky reálného kurzu CZK/EUR od rovnovážného kurzu BEER. Dlouhodobé vztahy dosahují očekávané hodnoty, i když část proměnných je nesignifikantní i na 10% hladině významnosti. Krátkodobé parametry jsou signifikantní a určují krátkodobou dynamiku v modelu.

Koeficient determinace 0.63 považuji za relativně vysoký, model má tedy dostatečnou vypovídací hodnotu. Statistika Durbin – Watson s hodnotou 2.01 značí nepřítomnost autokorelace. Nepřítomnost autokorelace v modelu potvrzuje Breusch – Godfrey LM test (příloha č. 6), kdy na 5% hladině významnosti nezamítám nulovou hypotézu (H_0 : není autokorelace). Heteroskedasticitu v odhadu testuji pomocí Breusch-Pagan-Godfrey testu (příloha č. 7). Na základě uvedeného testu nezamítám na 5% hladině významnosti nulovou hypotézu (H_0 : homoskedasticita). Histogram residuí naznačuje možnou normalitu residuí. Toto tvrzení potvrzují statistikou Jarque – Bera (Příloha č. 8). U časových řad se také ověřuje stabilita modelu v čase. Robustnost parametrů modelu v čase testuji pomocí grafického CUMSUM stability testu (Příloha č. 8). Na základě provedeného testu lze tvrdit, že koeficienty modelu jsou stabilní v čase. Tedy model neobsahuje žádnou strukturální změnu a je v čase robustní (strukturální změna by mohla vychýlit celý odhad modelu, případně i testy stacionarity).

Z hlediska statistického testování odhad BEER splňuje všechny statistické předpoklady, a tudíž regresi lze považovat za nestrannou a robustní. Stejně tak model naplňuje očekávání plynoucí z ekonomické teorie. Z těchto důvodů model považuji za vhodný pro odhad odchýlení reálného kurzu od své rovnovážné úrovně. Odchylka odhadu BEER bude diskutována níže spolu s odchylkou modelu NATREX.

5.5. Odhad rovnovážného kurzu NATREX

Stejně jako u odhadu BEER je i v případě modelu NATREX důležité, aby model byl, pokud možno, v souladu s ekonomickými očekáváními. Tedy jednotlivé proměnné by měly mít očekávaný dlouhodobý vliv na reálný kurz. V případě NATREX je soulad odhadu s ekonomickou teorií důležitější než v případě konceptu BEER, jelikož se jedná o rovnovážný kurz makroekonomického charakteru, a nikoliv statistického charakteru, jako tomu je u konceptu BEER. Navíc očekávané a signifikantní dlouhodobé vztahy v modelu představují nutný předpoklad pro dlouhodobý rovnovážný kurz NATREX, který reprezentuje dlouhodobé ekvilibrium bez cyklické složky. Tudíž zejména pro robustní dlouhodobý rovnovážný kurz NATREX je správnost dlouhodobých koeficientů, nikoliv krátkodobých vlivů, klíčová. Jednotlivé a dlouhodobé očekávané vlivy proměnných na reálný kurz zakládající se na ekonomické teorii znázorňuje rovnice (20). Ta vychází z práce Škop a Vejmelek (2009):

$$NATREX = f \left(\underset{+}{MEZERA_PROD}, \underset{-}{MEZERA_SKLON_C}, \underset{+}{MEZERA_TOT}, \underset{-}{IR_DIFF_12M} \right) \quad (20)$$

Proměnné v rovnici (20) popisují v sekci: Soubor proměnných pro odhad NATREX. Úroková míra ve funkci rovnice je dvanáctiměsíční úrokový diferenciál založený na sazbách PRIBOR a EURIBOR, stejný vztah k reálnému kurzu se očekává i u tříměsíčních sazeb. Úrokový diferenciál, který se běžně užívá jen pro kalkulaci střednědobého rovnovážného kurzu NATREX, by měl reprezentovat hlavně cyklickou složku v odhadu NATREX. V případě výpočtu dlouhodobého rovnovážného kurzu NATREX není úrokový diferenciál zahrnut kvůli předpokladu, že jednotlivé úrokové míry se v dlouhém období rovnají světové úrokové míře.

Prvotní odhad obsahuje všechny proměnné (model (1) v tabulce č. 5). Mezera časové preference (MEZERA_SKLON_C) je nesignifikantní i na 10% hladině významnosti. Úrokový diferenciál (dvanáctiměsíční úrokový diferenciál²³) má na reálný kurz opačný vliv, než jaký je očekáván na základě ekonomické teorie (příloha č. 9). Z tohoto důvodu vynechávám úrokový diferenciál z odhadu modelu NATREX. Po odstranění zmíněné proměnné z odhadu vznikne odhad již v souladu s ekonomickou teorií, bez úrokového diferenciálu navíc jsou všechny dlouhodobé vztahy signifikantní na 10% hladině

²³ Při modelování byl testován i tříměsíční úrokový diferenciál, výsledky regrese se ukázaly téměř totožné.

významnosti (model (2) v tabulce č. 5). Odebráním úrokového diferenciálu sice odstraňuji z odhadu část informace obsahující cyklickou složku, avšak díky tomuto kroku zlepšuji vypovídací hodnotu ostatních proměnných v odhadu.

Z výše uvedených důvodů tedy pro finální odhad modelu NATREX využívám metodu ARDL s následujícími proměnnými: RER, MEZERA_PROD, MEZERA_SKLON_C a MEZERA_TOT (model (2) v tabulce č. 5).²⁴ Na základě Akaikeho informačního kritéria má finální regrese ARDL modelu (příloha č. 10) formu ARDL (1, 1, 1, 0). První důležitý výstup modelu představuje dlouhodobý odhad parametrů, který reprezentuje tabulka č. 5.

Tabulka č. 5: Dlouhodobé koeficienty regrese rovnovážného kurzu NATREX

Dlouhodobé koeficienty - odhad NATREX		
vysvětlovaná proměnná: RER		
Proměnná	Model (1) ARDL(1, 1, 1, 0, 0)	Model (2) ARDL(1, 1, 1, 0)
C	-22.167355 (39.49)	34.232084 (28.24)
MEZERA_PROD	11.62*** (4.07)	5.83* (2.94)
MEZERA_SKLON_C	-46.70166 (73.92)	-152.61*** (51.14)
MEZERA_TOT	152.67*** (57.06)	188.41*** (53.16)
IR_DIFF_12M	1.54* (0.80)	
R ² (ECM odhad)	0.36	0.32
F - test (p - hodnota)	0.00	0.00
D - W statistika	2.06	1.91

Hodnoty v závorkách zobrazují směr chyby.

() signifikantní na 10% hladině významnosti*

*(**) signifikantní na 5% hladině významnosti*

*(***) signifikantní na 1% hladině významnosti*

Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a Eviews 11

²⁴ Tato regrese je dále využívána pro odhad ECM a odvození odchylky reálného kurzu od kurzu NATREX.

V tabulce č. 5 lze pozorovat, že všechny dlouhodobé koeficienty v modelu (2) se ukazují jako signifikantní a mají očekávaný vliv na reálný kurz. Mezera produktivity je signifikantní na 10% hladině významnosti (téměř na 5% hladině významnosti). Mezera sklonu ke spotřebě (MEZERA_SKLON_C) je negativní na 1% hladině významnosti a koeficient mezery směnných relací naopak pozitivní na 1% hladině významnosti.

Výši jednotlivých mezer konstruuji jako hodnotu eurozóny poníženou o hodnotu ČR, tedy růst ukazatele v České republice (relativně vůči zemím eurozóny) způsobí pokles proměnné a naopak. Parametr proměnné MEZERA_PROD vychází pozitivní, tudíž zvýšení produktivity v České republice (ve srovnání se zeměmi eurozóny) způsobí dlouhodobě apreciaci české koruny (hodnota veličiny MEZERA_PROD se sníží a při přímé kotaci kurz klesá, tedy koruna posiluje). Naopak pokud se hodnota proměnné zvýší například o 1 %, ať z důvodu růstu produktivity v eurozóně nebo kvůli poklesu produktivity v ČR, bude jako dlouhodobý dopad na reálný kurz podle ARDL odhadu následovat depreciační měny o 0,05 CZK/EUR. U proměnné MEZERA_SKLON_C se objevuje koeficient negativní, tedy pokles veličiny o 1 % (například vlivem růstu sklonu ke spotřebě v ČR relativně vůči zemím eurozóny) vyvolá v dlouhém období reálnou depreciační o 1,5 CZK. V případě mezery směnných relací zlepšení (růst) směnných relací v České republice o 1 % (pokles hodnoty proměnné MEZERA_TOT) vyvolá v dlouhém období reálnou apreciaci kurzu o 1,8 CZK/EUR.

Existenci kointegrace potvrzují pomocí bound testu na 5% hladině významnosti (příloha č. 12). Protože u dlouhodobých parametrů modelu existuje kointegrace, je možno kointegrační rovnici zapsat následovně: ²⁵

$$\text{Cointeq} = \text{RER} - (5.8307 * \text{MEZERA_PROD} - 152.6180 * \text{MEZERA_SKLON_C} + 188.4154 * \text{MEZERA_TOT} + 34.2321) \quad (21)$$

Díky existenci kointegrace v modelu může být využit model korekce chyb. Krátkodobé vlivy jsou odhadovány v prvních diferencích proměnných, pokud daná proměnná existuje v ARDL modelu alespoň s jedním zpožděním (pokud se v ARDL modelu proměnná

²⁵ V rovnici (21) Cointeq je zkratka pro Cointegrated Equation.

vyskytuje bez zpoždění, je v ECM zahrnuta v konstantě). Kointegrační člen je znázorněn jako CointEq(-1). Výstup EC modelu reprezentuje tabulka č. 6:

Tabulka č. 6: Model korekce chyb vycházející z modelu ARDL (1, 1, 1, 0)

ECM regrese vycházející z modelu ARDL (1, 1, 1, 0) vysvětlovaná proměnná: d(RER)				
proměnná	koeficient	směr. chyba	t-statistika	p - hodnota
C	11.59666	2.060799	5.627264	0.000***
D(MEZERA_PROD)	-4.205048	3.054708	-1.37658	0.173
D(MEZERA_SKLON_	39.90302	38.25465	1.043089	0.300
CointEq(-1)	-0.338766	0.057698	-5.871391	0.000***
R-squared	0.320007	Mean dependent var		-0.4046
Adjusted R-squared	0.29244	S.D. dependent var		2.1069
S.E. of regression	1.772227	Akaike info criterion		4.0323
Sum squared resid	232.4184	Schwarz criterion		4.1531
Log likelihood	-153.2586	Hannan-Quinn criter.		4.0807
F-statistic	11.60821	Durbin-Watson stat		1.9188
Prob(F-statistic)	0.0000			

Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a Eviews 11

Kointegrační člen v regresi dosahuje záporné hodnoty, ta je nižší než -1 a je signifikantní na 1% hladině významnosti. Kointegrace v NATREX odhadu tedy byla prokázána. U jednotlivých krátkodobých parametrů jsem očekával výsledek s opačnou polaritou hodnot. Krátkodobé vlivy jednotlivých proměnných jsou však na reálný kurz nesignifikantní.

NATREX model má hodnotu koeficientu determinace 0.32. Tuto hodnotu považuji za dostačující. Co se týče dodržení statistických předpokladů, zamítám přítomnost autokorelace na základě Durbin – Watson statistiky a LM testu (příloha č. 14). U Breasch-Pagan-Godfrey testu heteroskedasticity (příloha č. 15) nezamítám nulovou hypotézu na 5% hladině významnosti. Jinými slovy se jedná o homoskedastický model. Na základě analýzy reziduí usuzuji (příloha č. 16), že model splňuje předpoklad normality reziduí a CUMSUM test ukazuje stabilitu modelu v čase (příloha č. 17). Na základě výše zmíněných testů považuji odhad za robustní a nestranný.

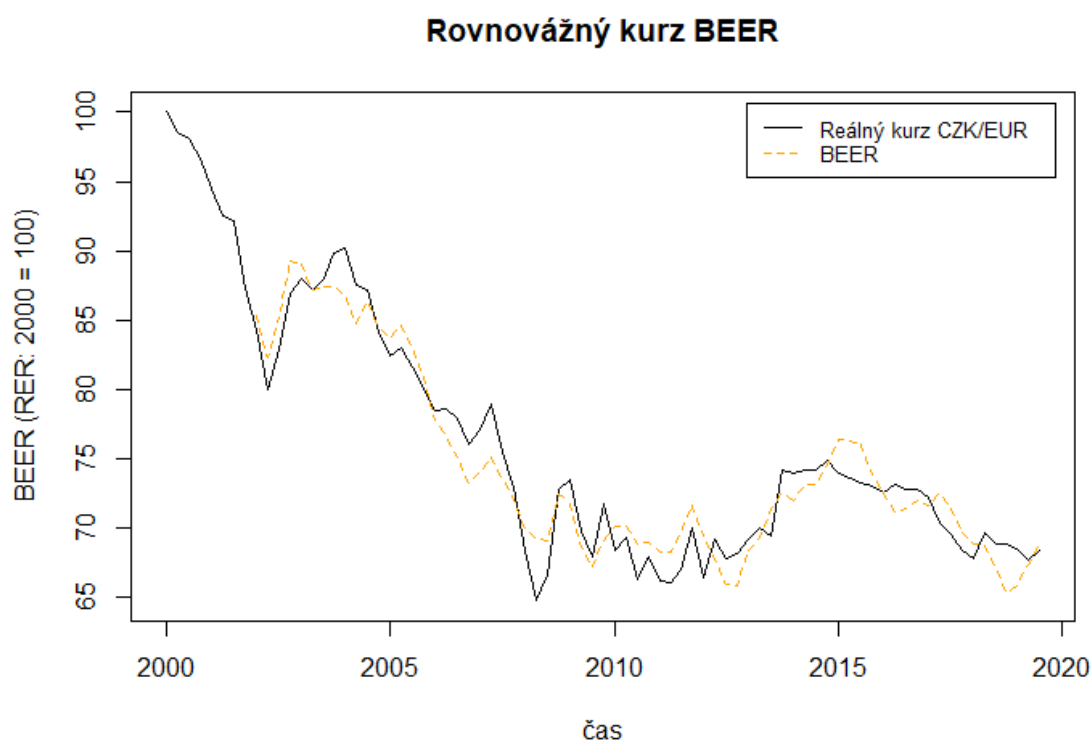
Regrese rovnovážného kurzu NATREX splňuje všechny ekonomické i statistické předpoklady, a tudíž tento odhad pokládám za vhodný pro kalkulaci střednědobého i

dlouhodobého NATREXu. Jednotlivé rovnovážné kurzy a odchylky od reálného kurzu diskutuji spolu s rovnovážným kurzem BEER v následující podkapitole.

5.6. Odchýlení reálného kurzu od své rovnovážné úrovně

Rovnovážený kurz BEER odhaduji s vysokým počtem proměnných, konečná regrese má relativně vysoký koeficient determinace a značná část fundamentů nese krátkodobý signifikantní vliv na model. Z těchto důvodů a díky tomu, že BEER existuje jako koncept krátkodobého ekvilibria, neočekávám výraznější dlouhodobou odchylku reálného kurzu. Kurz BEER znázorňuje graf č. 13, rovnovážný kurz BEER kalkuluji od roku 2002 (od tohoto roku jsou dostupná data pro všechny fundamenty konceptu BEER).

Graf č. 13: Rovnovážený kurz BEER

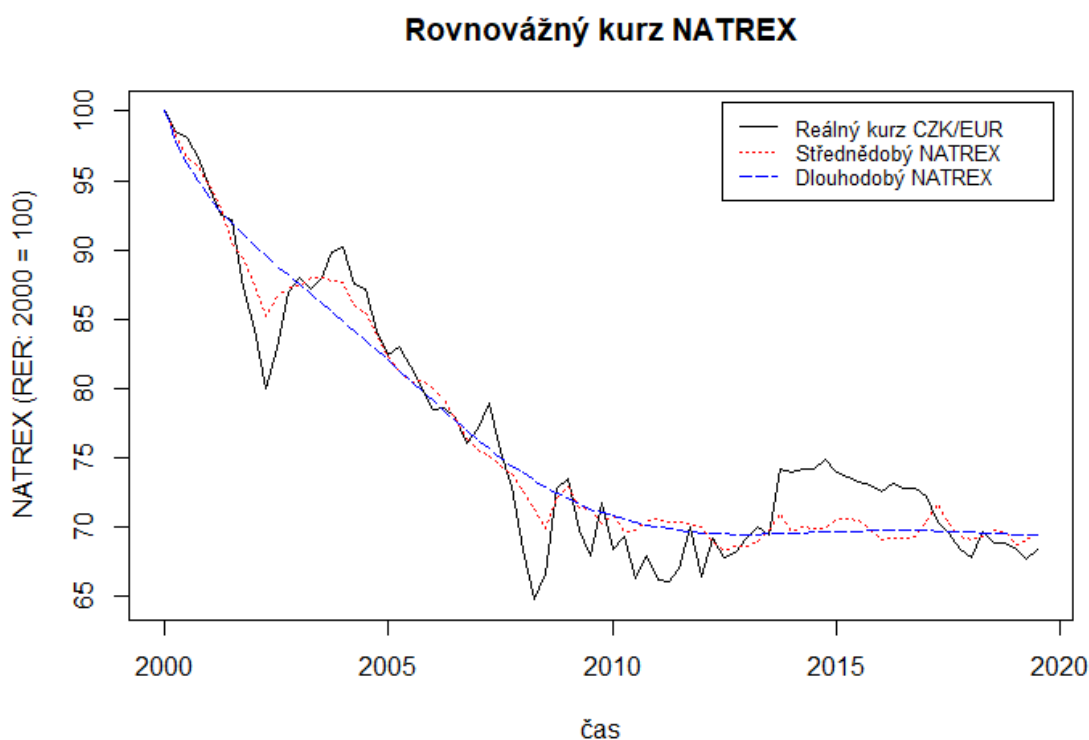


Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a R Studio

Z grafu č. 13 je zřejmé, že reálný kurz osciluje kolem svého krátkodobého ekvilibria. Během sledovaného období se RER nikdy dlouhodobě neodchyluje od své rovnovážné úrovně.

Koncept NATREX vypočítávám jak pro střední období, tak pro dlouhé období. V případě dlouhodobého NATREXu byly jednotlivé fundamenty očištěny o cyklickou složku pomocí Hodrick – Prescott filtru (HP filtr). Pro kalkulaci tedy využívám jen trendovou komponentu daných parametrů. Při užití HP filtru aplikuji vyhlazovací parametr $\lambda = 1600$. Tato hodnota se běžně uplatňuje pro extrakci cyklické složky makroekonomických kvartálních časových řad (Choudhar, Hanif a Iqbal, 2014).

Graf č. 14: Rovnovážné kurzy NATREX



Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a R Studio

Střednědobý NATREX osciluje kolem dlouhodobé rovnovážné úrovně kurzu CZK/EUR. Volatilita střednědobé rovnováhy je způsobena cyklickou komponentou makroekonomických fundamentů. V analyzovaném časovém období se reálný kurz několikrát výrazněji odchyluje od svého ekvilibria (střednědobého, ale především dlouhodobého). Výrazné nadhodnocení měny nastalo v letech 2002 a 2008. Délétrvající nadhodnocení lze též sledovat mezi lety 2011 a 2012. Naopak RER je výrazněji podhodnocen pod své ekvilibrium ve dvou obdobích. Poprvé v období kolem roku 2004, v tomto roce Česká republika vstupovala do Evropské unie. Druhé výrazné podhodnocení

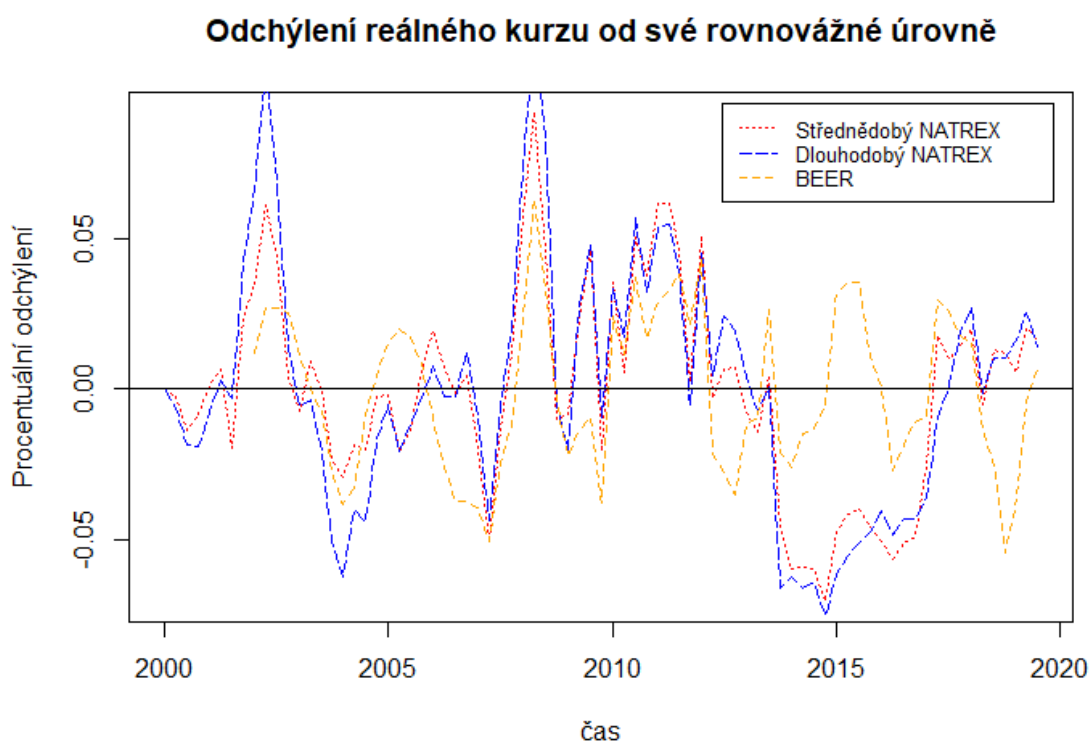
kurzu zachycují od čtvrtého kvartálu roku 2013. Tato výrazná deviace trvá až do třetího kvartálu roku 2017. Tento jev je pravděpodobně způsoben intervencemi ČNB.

Odchýlení reálného kurzu od jednotlivých rovnovážných konceptů vypočítávám dle následujícího vzorce:

$$MIS_t = \frac{RER_t^* - RER_t}{RER_t^*} \quad (22)$$

RER_t^* znázorňuje rovnovážný reálný kurz a RER_t zobrazuje skutečný reálný kurz CZK/EUR. MIS_t označuje procentuální odchylku reálného kurzu od svého ekvilibria. Kladné hodnoty MIS_t zachycují procentuální nadhodnocení reálného kurzu a vice versa. Grafické zpracování jednotlivých odchylek reprezentuje graf č. 15.

Graf č. 15: Procentuální odchýlení reálného kurzu CZK/EUR



Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a R Studio.

Jednotlivé rovnovážné kurzy vykazují až do roku 2013 podobný vývoj odchýlení. Po zavedení intervencí se odchýlení odhadnuté konceptem BEER výrazně liší od přístupu NATREX. Tento jev může být způsoben samotnými měnovými intervencemi ČNB, které mohly mít signifikantní vliv na některé vysvětlující proměnné modelu BEER. Dopady

intervencí tedy mohou do značné míry vysvětlovat rozdíl mezi odchylkou BEER a NATREX po roce 2013.

Mnou modelované rovnovážné kurzy BEER a NATREX považuji za vhodně zvolené. Jednotlivé modely poskytují předpokládané výsledky a jednotlivé odchylky jsou v souladu s očekáváními. V některých případech se reálný kurz odchyluje o více jak pět procent oběma směry. Navíc v letech 2013 až 2017 vykazuje kurz CZK/EUR déletrvající podhodnocení vůči konceptu NATREX o více jak pět procent.

6. Analýzy vlivu vypočítaného odchýlení na ekonomický růst

V poslední kapitole této práce zkoumám vztah mezi odchýlením reálného kurzu CZK/EUR od své rovnovážné úrovně a ekonomickým růstem České republiky. Nejdříve analyzuji kauzální vztahy mezi faktory a poté pomocí ekonometrického modelu identifikuji velikost vlivu, pokud existuje.

Druhá hypotéza v této práci je položena následovně: Má odchýlení reálného kurzu²⁶ CZK/EUR vliv na ekonomický růst České republiky a je vztah mezi těmito veličinami jednostranný? Jak působí podhodnocení nebo nadhodnocení měny na ekonomický růst České republiky?

6.1. Data a prvotní analýza proměnných

Tato část práce se již vztahuje pouze na Českou republiku. Nové proměnné jsou konstruovány výhradně z dat české ekonomiky. Pro účely analýz v této kapitole využívám stejné časové období jako v předešlé sekci, tedy data od prvního kvartálu 2000 až po třetí kvartál 2019 (data v celé práci mají kvartální frekvenci).²⁷ Pro zkoumání výše zmíněného vztahu využívám i faktory, které byly sestrojeny v části zabývající se koncepty BEER a NATREX (i.e. otevřenost ekonomiky a vládní spotřeba). Tyto časové řady již nebudou testovány na stacionaritu, jelikož výsledky testů již uvádí podkapitola Testy stacionarity časových řad. Všechny časové řady očišťuji o sezonní složku. Vztah mezi odchylkou reálného kurzu od své rovnovážné úrovně a tempem růstu české ekonomiky nejdříve zkoumám pomocí testu existence Grangerovy kauzality. Poté pro detailnější identifikaci směru a velikosti vlivu odchýlení na růst českého hospodářství

²⁶ Odchýlením myslím odchylku reálného kurzu měnového páru CZK/EUR od své rovnovážné úrovně, kdy rovnovážná úroveň byla spočítána v předešlé kapitole.

²⁷ Všechny časové řady jsou sezónně očištěny.

aplikuji ARDL model, který je založen na základních makroekonomických fundamentech. Pro obě tyto metody analýz je nezbytnou podmínkou identifikace stacionarity jednotlivých časových řad. V této kapitole představuji jednotlivé proměnné, jejich konstrukci a řád integrace. Při výběru jednotlivých makroekonomických fundamentů pro ARDL odhad vycházím z prací Rodrik (2008), Deguenonvo (2017), Afrouk a Mazier (2011) a Ali et al. (2015).

Tempo ekonomického růstu České republiky (GROWTH) – proměnná je definována jako meziroční změna reálného HDP České republiky. Zdrojem dat je databáze Eurostat.

Inflace (INFLATION) – meziroční růst spotřebitelských cen (CPI) v České republice. Zdrojem dat je databáze OECD.

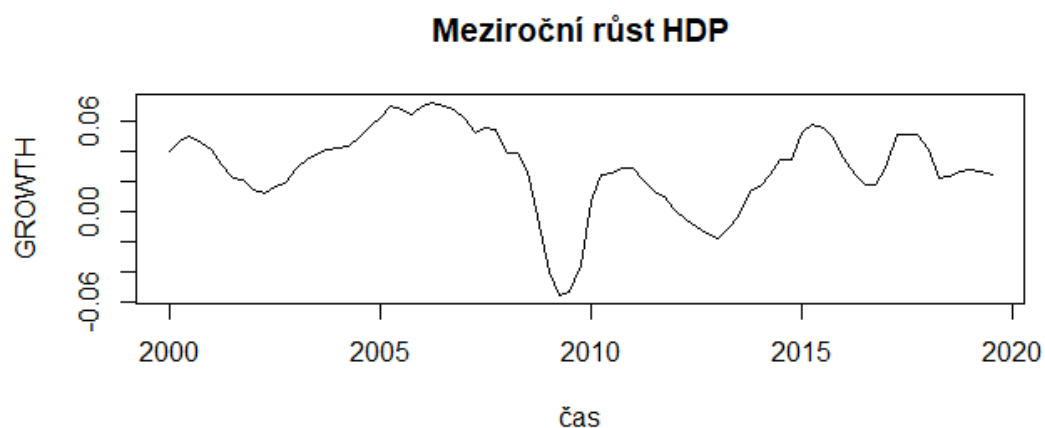
Tvorba hrubého kapitálu (GCF)²⁸ – proměnnou formuje podíl tvorby hrubého kapitálu na hrubém domácím produktu. Zdrojem dat je databáze Eurostat.

Spotřeba domácností (CONS_H) – podíl reálné spotřeby domácností a reálného HDP. Zdrojem dat je databáze ARAD.

Níže uvedené grafy znázorňují časové řady GROWTH, INFLATION, GCF a CONS_H. Grafické znázornění je potřebné zejména pro identifikaci případného zlomu v časových řadách a určení správného testu stacionarity. Odchýlení reálného kurzu CZK/EUR od konceptů BEER a NATREX uvádím v grafu č. 15. Jednotlivá zobrazení časových řad vypracovávám v programu R Studio.

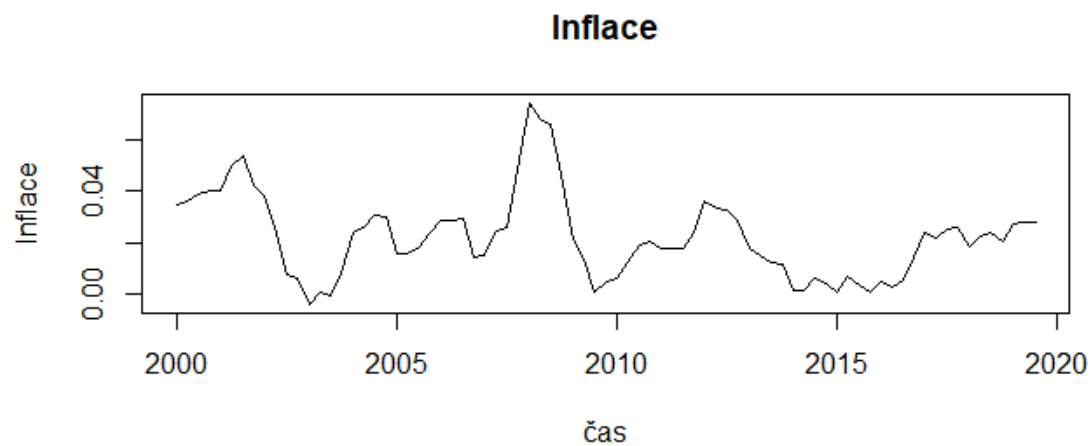
²⁸ V přílohách uvádím celým názvem Gross Capital Formation.

Graf č. 16: Tempo ekonomického růstu České republiky



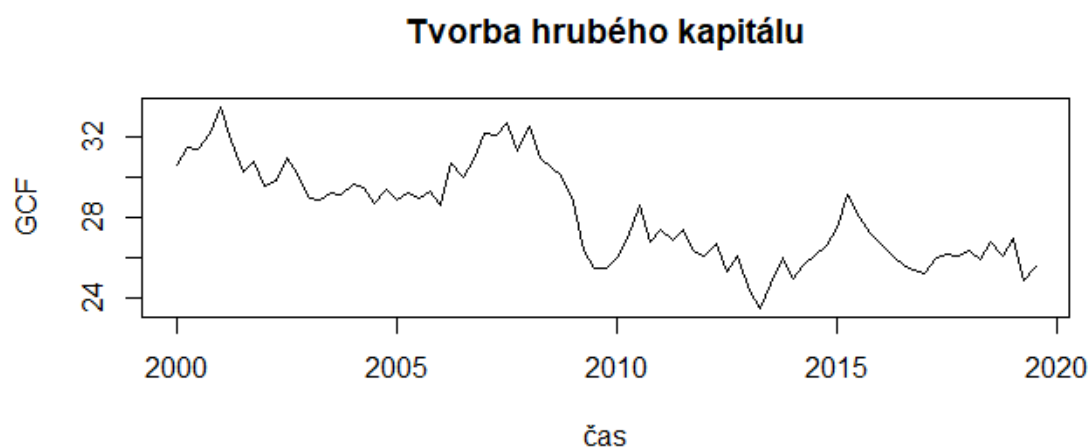
Zdroj dat: databáze Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje meziroční změnu reálného HDP České republiky $\left(\frac{HDP_t}{HDP_{t-4}}\right)$.

Graf č. 17: Meziroční růst spotřebitelských cen



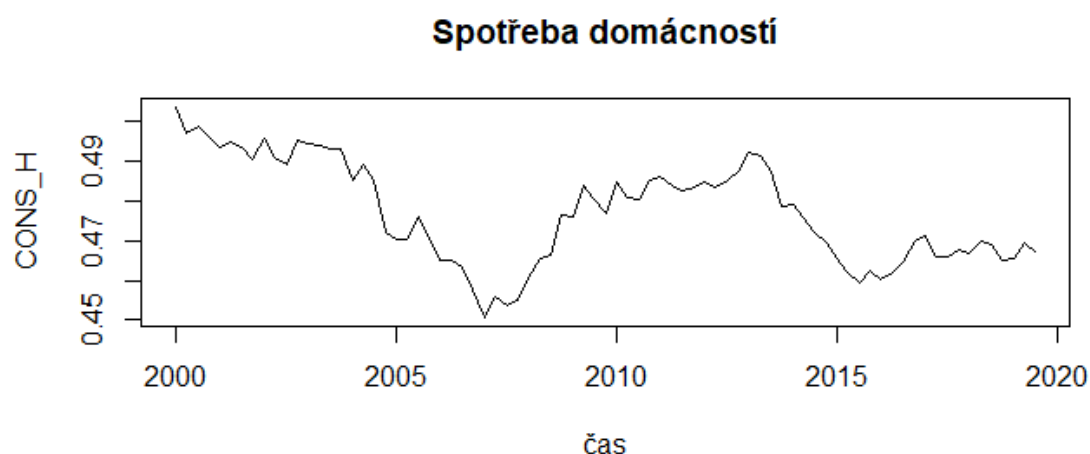
Zdroj dat: databáze OECD. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje meziroční růst spotřebitelských cen (CPI) v České republice $\left(\frac{CPI_t}{CPI_{t-4}}\right)$.

Graf č. 18: Tvorba hrubého kapitálu



Zdroj dat: databáze Eurostat. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje podíl tvorby hrubého kapitálu na hrubém domácím produktu v ČR.

Graf č. 19: Spotřeba domácností



Zdroj dat: databáze ARAD. Vodorovná osa značí časový úsek, svislá osa znázorňuje podíl reálné spotřeby domácností a reálného HDP.

Jednotlivé kvantitativní analýzy v této kapitole vyžadují test časových řad na existenci jednotkového kořene. V případě Grangerovy kauzality existuje podmínka stacionarity zkoumaných veličin. U ARDL modelu nesmějí být proměnné integrované řádem $I(2)$. Stacionaritu opět ověřuji pomocí ADF testu a KPSS testu. Výsledky zobrazuje tabulka č. 7:

Tabulka č. 7: Testy stacionarity vybraných proměnných

Soubor proměnných pro odhad vlivu odchýlení na ekonomický růst					
Proměnná	ADF (p - hodnota)	KPSS (p - hodnota)	ADF - první diference (p - hodnota)	KPSS - první diference (p - hodnota)	řád integrace
MIS_NATREX_MT	0.0482**	> 0.1			I(0)
MIS_NATREX_LR	0.0351**	> 0.1			I(0)
MIS_BEER	< 0.01***	> 0.1			I(0)
GROWTH	0.0188**	> 0.1			I(0)
INFLATION	< 0.01***	> 0.1			I(0)
GCF	0.08892*	< 0.01	< 0.01***	> 0.1	I(1)
CONS_H	0.4278	0.016**	0.02**	> 0.1	I(1)

Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a R Studio

Kromě proměnných GCF a CONS_H lze označit všechny veličiny v tabulce č. 7 na základě ADF testu jako stacionární na 5% hladině významnosti, v případě KPSS testu nelze zamítnout nulovou hypotézu, tedy stacionaritu proměnných. Proměnná GFC je sice stacionární dle ADF testu na 10% hladině významnosti, ale KPSS test zamítá stacionaritu proměnné na 1% hladině významnosti. GFC a CONS_H v první diferenci jsou již stacionární podle obou provedených testů. Proměnné otevřenost ekonomiky a vládní spotřeba ze souboru proměnných pro odhad BEER jsou integrovány řádem I(1).

6.2. Grangerova kauzalita

Za prvotní impuls ke vzniku této práce mohu označit měnové intervence ČNB, které měly za důsledek podhodnocení reálného kurzu pod své ekvilibrium. Výraznou odchylku od rovnovážného kurzu během intervencí naznačuje i mnou odhadnutý rovnovážný model NATREX. V této práci si kladu otázku, zda má podhodnocení nebo nadhodnocení reálného kurzu²⁹ vliv na ekonomický růst České republiky. Jinými slovy analyzuji, zda existuje příčinný vztah mezi veličinami, neboli jestli jedna veličina ovlivňuje druhou a naopak.

Pro identifikaci příčinného vztahu u časových řad lze aplikovat několik metod. Jelikož analyzuji dvě časové řady a příčinný vztah mezi nimi, vybírám test na Grangerovu kauzalitu. Tato technika se v kvantitativních výzkumech využívá často a výsledkem tohoto testu je určení existence kauzality mezi veličinami v grangerovském smyslu. Jinými slovy tento nástroj pomáhá určit, zda jedna proměnná ovlivňuje v čase druhou a naopak. Můžeme pozorovat také obousměrnou Grangerovu kauzalitu, tedy situaci, kdy

²⁹ Podhodnocení či nadhodnocení od své rovnovážné úrovně.

fundamenty na sebe mohou působit navzájem. V tomto případě mluvíme o oboustranné kauzalitě. Pokud existuje mezi fundamenty jednosměrná Grangerovu kauzalita, znamená to, že proměnná měla historicky signifikantní vliv na vývoj druhé zkoumané proměnné. Případně přítomnost kauzality značí, že vybraná veličina je vhodná pro predikci druhé analyzované proměnné.

Pro identifikaci existence signifikantního vlivu odchylky reálného kurzu na ekonomický růst využívají Grangerovu kauzalitu například Svilokos a Šuman Toliš (2014). Pro analýzu příčinných vztahů mezi vypočítaným odchýlením a ekonomickým růstem České republiky využívám všechna odhadnutá odchýlení reálného kurzu od konceptů ekvilibria z poznatků z předchozí kapitoly, tedy odchýlení reálného kurzu od BEERu (MIS_BEER), střednědobého NATREXu (MIS_NATREX_MT) a dlouhodobého NATREXu (MIS_NATREX_LR). Pro správné výsledky testu Grangerovy kauzality je důležité, aby zkoumané veličiny byly stacionární. Všechny modelované deviace reálného kurzu od ekvilibria a ekonomický růst ČR obsahují procesy $I(0)$, tudíž není potřeba časové řady stacionarizovat.

Tabulka č. 8: Grangerova kauzalita

Nulová hypotéza	F - Statistika	p - hodnota
MIS_BEER grangerovsky kauzálně nepůsobí na GROWTH	3.03726	0.0357**
GROWTH grangerovsky kauzálně nepůsobí na MIS_BEER	0.71441	0.5472
MIS_NATREX_MT grangerovsky kauzálně nepůsobí na GROWTH	3.81897	0.0265**
GROWTH grangerovsky kauzálně nepůsobí na MIS_NATREX_MT	0.24087	0.7866
MIS_NATREX_LR grangerovsky kauzálně nepůsobí na GROWTH	4.19474	0.0189**
GROWTH grangerovsky kauzálně nepůsobí na MIS_NATREX_LR	0.46533	0.6298

Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a Eviews 11

Tabulka č. 8 představuje výsledky testů existence Grangerovy kauzality. Na 5% hladině významnosti lze zamítnout nulovou hypotézu, že odchýlení reálného kurzu od rovnovážné úrovně grangerovsky kauzálně nepůsobí na růst české ekonomiky u všech modelovaných odchylek. Naproti tomu nelze potvrdit opačný směr vztahu ani v jednom případě. Jinými slovy všechna odhadnutá odchýlení reálného kurzu od svého ekvilibria mají v grangerovském smyslu kauzální vliv na ekonomický růst České republiky a tento příčinný vztah je jednostranný.

6.3. Růstový model

Na základě předchozí sekce lze konstatovat, že odchylka reálného kurzu CZK/EUR³⁰ má (ve statistickém slova smyslu) signifikantní dopad na ekonomický růst České republiky. Nicméně, podle testu Grangerovy kauzality nelze určit směr ani velikost vlivu odchýlení kurzu. Jinými slovy, není možné určit dopad výrazného podhodnocení či nadhodnocení kurzu na tempo ekonomického růstu ČR. Z tohoto důvodu je potřeba modelovat růst ekonomiky pomocí dalších makroekonomických fundamentů a za pomoci užití jiné ekonometrické metody. Jako vhodný kvantitativní model volím opět regresi ARDL. Mezi důvody pro tento výběr patří fakt, že ARDL dokáže pracovat jak s procesy $I(0)$ tak s procesy $I(1)$. Dále je schopen zachytit kointegraci a intuitivní interpretaci dlouhodobých vztahů i krátkodobých vlivů na vysvětlovanou veličinu. Stejný ekonometrický nástroj pro určení vlivu odchýlení aplikují Naseem a Hamizah (2013), Deguenonvo (2017) a Ndhlela (2012).

Co se týče výběru veličin do regrese růstu HDP, vycházím z prací Rodrik (2008), Deguenonvo (2017), Aflouk a Mazier (2011) a Ali et al. (2015). Jednotlivé studie využívají většinou základní makroekonomické fundamenty, které částečně vysvětlují vývoj HDP. Výběr proměnných ve výše zmíněných pracích se nezakládá na ucelené makroekonomické teorii ekonomického růstu, ale jednotlivé faktory jsou voleny tak, aby spolu s odchylkou reálného kurzu vysvětlovaly alespoň částečně růst nebo pokles HDP. Jednotlivé proměnné mají spolu s odchýlením reálného kurzu od své rovnovážné úrovně vytvořit robustní a nestranný ekonometrický model, jenž dokáže nezkresleně zachytit vztah mezi vývojem HDP daného státu a mezi podhodnocením či nadhodnocením měny.³¹

Jednotlivé uvažované proměnné již byly popsány v předešlých sekcích. Jako zkoumanou odchylku vybírám odchýlení reálného kurzu CZK/EUR od dlouhodobého konceptu NATREX. Důvody pro volbu této veličiny spatřuji následující: střednědobý a dlouhodobý NATREX poskytují podobné výsledky, model ARDL pracuje s dlouhodobými vztahy, a proto by využití dlouhodobého ekvilibria mělo představovat nejlepší volbu pro zachycení kointegrace mezi fundamenty. Při odhadu BEER byly využity proměnné vládní spotřeba a otevřenost ekonomiky, nicméně tyto ekonomické

³⁰ Odchylka reálného kurzu od své rovnovážné úrovně odhadů BEER a NATREX.

³¹ Jedná se o podhodnocení nebo nadhodnocení reálného kurzu od své rovnovážné úrovně.

ukazatele uvažuji i pro odhad růstu HDP, a tudíž nepokládám za vhodné užití tohoto konceptu do regrese.

Pro ekonometrický model vysvětlované proměnné GROWTH (tempo růstu HDP) tedy uvažuji tento soubor veličin: míra inflace (INFLATION), tvorba hrubého kapitálu (GCF), otevřenost ekonomiky (OPENESS), vládní spotřeba (GOV_CONS), spotřeba domácností (CONS_H) a odchýlení reálného kurzu CZK/EUR od dlouhodobého NATREX (MIS_NATREX_LR). Při estimaci modelu ARDL s vysvětlovanou proměnnou GROWTH se snažím dosáhnout robustního modelu, kde alespoň část dlouhodobých vlivů bude statisticky signifikantní a pokud možno v souladu s ekonomickou teorií.

Při modelování byly testovány různé kombinace počtu proměnných v regresi. Tabulka č. 9 znázorňuje čtyři regrese s rozdílným počtem vysvětlujících veličin. Všechny odhady kromě modelu (1) obsahují dva statisticky signifikantní parametry. Nejvyšší hodnotu koeficientu u proměnné MIS_NATREX_LR implikuje model (2), zatímco model (4) nejnižší. V případě modelu (4) je směrodatná chyba odhadu koeficientu u proměnné MIS_NATREX_LR dokonce vyšší než samotný koeficient, a tudíž je tato proměnná statisticky nevýznamná. Model (1) sice obsahuje nejnižší počet veličin, ale všechny tři vysvětlující proměnné jsou signifikantní alespoň na 10% hladině významnosti. Ačkoli počet proměnných v modelu (1) je nižší než počet uvažovaných veličin u ostatních modelů, model vykazuje oproti ostatním specifikacím vyšší počet statisticky významných vlivů. (jednotlivé statistické testy modelu (1) jsou uvedeny níže v textu). Tudíž považuji za nejlepší variantu odhadu model (1), tedy regresi ARDL (2, 4, 0, 2) s vysvětlovanou proměnnou GROWTH a vysvětlujícími proměnnými MIS_NATREX_LR, GCF a INFLATION.³² Tento odhad považuji za nejvíce vypovídající a dále interpretuji pouze model (1). Tabulka č. 9 znázorňuje výsledky modelu (1) i zbylých uvažovaných modelů.

³² Počet zpoždění u jednotlivých proměnných v ARDL modelu je zvolen na základě AIC:

Tabulka č. 9: ARDL modely růstu HDP – dlouhodobé vlivy

Dlouhodobé koeficienty - odhad tempa růstu HDP vysvětlovaná proměnná: GROWTH				
Proměnná	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
MIS_NATREX_LR	-0.252* (0.13)	-0.341* (0.18)	-0.269* (0.14)	-0.097 (0.11)
GCF	0.0053*** (0.0017)	0.0028 (0.003)	0.0018 (0.0029)	-0.000219 (0.0024)
INFLATION	-1.25*** (0.44)	-1.64** (0.68)	-0.60* (0.32)	-0.24 (0.26)
OPENESS		-0.039 (0.04)	0.018 (0.06)	0.051 (0.047)
GOV_CONS			0.579 (0.56)	1.39** (0.53)
CONS_H				-1.13** (0.43)
R ² (ECM odhad)	0.64	0.69	0.69	0.72
F - test (p - hodnota)	0.00	0.00	0.00	0.00
D - W statistika	1.83	2.03	1.95	1.91

Hodnoty v závorkách zobrazují směr. chyby.

(*) signifikantní na 10% hladině významnosti

(**) signifikantní na 5% hladině významnosti

(***) signifikantní na 1% hladině významnosti

Zdroj: Vlastní zpracování, Programy Excel a Eviews 11

Před samotnou interpretací dlouhodobé regrese ARDL nejdříve model (1) verifikuji, zda splňuje všechny potřebné statistické předpoklady, tudíž lze odhad pokládat za směrodatný (model (1) v tabulce č. 9). Pomocí F – statistiky bound testu zamítám nulovou hypotézu, tedy zvolený model obsahuje kointegraci a užití dlouhodobé ARDL regrese lze považovat za směrodatné (příloha č. 29). Co se týče přítomnosti heteroskedasticity a autokorelace residuí, je na základě provedených testů (přílohy č. 31 a 32) možno říci, že zamítám tato porušení předpokladů na 5% hladině významnosti. Statistika Jarque – Bera potvrzuje normalitu residuí (příloha č. 33) a CUMSUM test značí stabilitu modelu (příloha č. 34). Odhad korekce chyb odvozený z ARDL regrese má koeficient determinace 0,64 (příloha č. 30), tedy model disponuje určitou vypovídací hodnotou.

Dlouhodobé koeficienty regrese ARDL (2, 4, 0, 2) mají očekávaný směr (model (1) v tabulce č. 9). Hrubá tvorba kapitálu zvyšuje HDP, zatímco inflace přináší negativní dopad na ekonomický růst. Obě tyto proměnné jsou signifikantní na 1% hladině významnosti. Odhadovaný koeficient veličiny MIS_NATREX_LR obsahuje negativní znaménko a je signifikantní na 10% hladině významnosti. To znamená, že podhodnocení reálného kurzu pod svou rovnovážnou úroveň (MIS_NATREX_LR nabývá negativních hodnot, stejně tak koeficient proměnné) má pozitivní dopad na tempo ekonomického růstu ČR a nadhodnocení reálného kurzu (proměnná je pozitivní, zatímco parametr odhadu negativní) působí na GROWTH negativně.³³ Směr parametru splňuje očekávání, které vychází z práce Rodrik (2008). Déletrvající výrazné podhodnocení kurzu pozitivně ovlivňuje růst ekonomiky. V případě České republiky by tak například měnové intervence ČNB trvající od roku 2013 do roku 2017 měly dle výsledků regrese přinášet pozitivní dopad na meziroční růst HDP. Samotná velikost parametru MIS_NATREX_LR se jeví ovšem relativně vysoká, například 10% déletrvající podhodnocení kurzu by mělo vyvolávat přibližně 2,5% meziroční nárůst HDP.³⁴ Tento jev si vysvětlují omezeným počtem vysvětlujících proměnných, kdy se ekonometrická metoda snaží vysvětlit hodnoty veličiny GROWTH a jednotlivé proměnné nabývají velký důraz při vysvětlování variability růstu HDP. Pro verifikaci velikosti vlivu proměnné by další výzkum měl zahrnovat dodatečné veličiny, které by pomáhaly vysvětlit celkový vývoj ekonomiky České republiky. Mohly by mezi ně patřit například investice do vzdělání nebo privátní investice.

Rád bych shrnul odpovědi na položené hypotézy z počátku této kapitoly. Jednotlivá odchýlení reálného kurzu CZK/EUR od odhadnutých rovnovážných kurzů BEER a NATREX vykazují signifikantní jednostranný vliv na tempo ekonomického růstu České republiky. Odhady jednotlivých vztahů proběhly pomocí testu Grangerovy kauzality. V žádném ze zkoumaných případů se neobjevila obousměrná kauzalita v grangerovském smyslu. Na základě ARDL regrese také usuzuji, že déletrvající výrazné podhodnocení měny má v případě měnového páru CZK/EUR pozitivní a signifikantní vliv na hrubý domácí produkt České republiky a v případě nadhodnocení lze předpokládat efekt opačný. Je však nutno dodat, že velikost koeficientu odchýlení reálného kurzu je relativně

³³ $MIS_NATREX_LR_t = \frac{RER_t^* - RER_t}{RER_t^*}$, reálný kurz užívám v přímé kotaci.

³⁴ Stejně nepřírozně vysoký se zdá být koeficient u proměnné INFLATION.

dosti značná a případné zahrnutí dalších proměnných do výzkumu by tento parametr mohlo snížit.

7. Závěr

V této práci jsem nejprve shrnul nejužívanější koncepty rovnovážných kurzů se zaměřením na přístupy BEER a NATREX. Dále jsem představil problematiku vlivu odchýlení reálného kurzu od své rovnovážné úrovně na ekonomický růst. Pro testování hypotéz jsem vybral měnový pár CZK/EUR a jako zkoumaná země byla zvolena Česká republika. Práce se zakládá na dostupných čtvrtletních datech z databází ARAD, Eurostat a OECD. Studovaný časový interval zahrnuje 2000Q1 až 2019Q3.

Jako hlavní cíl práce jsem zvolil kvantitativní verifikaci existence jednosměrného vztahu mezi odchýlením reálného kurzu od svého ekvilibria a mezi ekonomickým růstem. Dále pokud tento vztah existuje, jaký vliv má podhodnocení či nadhodnocení měny od své rovnováhy na růst hrubého domácího produktu. Pro získání samotné deviace reálného kurzu jsem stanovil ještě dílčí hypotézy, a to následující: Jsou koncepty BEER a NATREX vhodné pro odhad rovnovážného kurzu české koruny? Pokud ano, jak se reálný kurz od rovnovážného odchyluje?

Jak krátkodobý rovnovážný BEER, tak střednědobý NATREX jsem odhadoval ekonometrickou metodou ARDL. V obou případech se odhad rovnovážného kurzu CZK/EUR jeví jako robustní a směřodatný. Dlouhodobý NATREX byl dopočítán na základě trendové komponenty jednotlivých časových řad, kdy data byla očištěna o cyklickou složku pomocí Hodrickova-Presottova filtru.

Po většinu sledovaného období všechna vypočítaná odchýlení reálného kurzu CZK/EUR od jednotlivých ekvilibrií značí stejný směr deviace reálného kurzu. K nejvyššímu nadhodnocení kurzu došlo v období kolem hospodářské krize v roce 2008. Toto nadhodnocení dosahovalo v případě odchylky reálného kurzu od dlouhodobého NATREX až 10%. Nicméně reálný kurz se vrátil po prvotním šoku relativně rychle ke své rovnovážné úrovni. Nejvýraznější a déletrvající podhodnocení reálného kurzu od konceptu NATREX lze sledovat v době trvání měnových intervencí ČNB, kdy se deviace reálného kurzu pohybuje v pásmu mezi pěti až deseti procenty.

Velikost vlivu jednotlivých vypočítaných odchýlení reálného kurzu od své rovnovážné úrovně na ekonomický růst České republiky jsem testoval na existenci jednosměrného či obousměrného příčinného vztahu pomocí Grangerovy kauzality. Ve všech případech test identifikoval jednosměrný statisticky signifikantní vztah, kdy odchýlení reálného kurzu kauzálně působí v grangerovském smyslu na hrubý domácí produkt České republiky.

Směr a velikost vlivu odchylky reálného kurzu od své rovnovážné úrovně na ekonomický růst České republiky byl modelován pomocí dlouhodobého rovnovážného kurzu NATREX, který vykazoval nejvýraznější deviace reálného kurzu. Vztah mezi odchýlením a růstem HDP byl odhadnut dlouhodobou ARDL regresí. Spolu s odchýlením byly do regrese zahrnuty další makroekonomické fundamenty, které by dle teorie měly působit na růst ekonomiky. Vybraný model se jeví jako statisticky významný, robustní a směřodatný. Dlouhodobý parametr odchylky od NATREX je negativní, tedy podhodnocení reálného kurzu má pozitivní vliv na růst HDP. Nadhodnocení kurzu by mělo přinášet vliv opačný. Tento výsledek vlivu odchýlení reálného kurzu nastává v souladu s ekonomickou teorií, kterou rozvíjí zejména Rodrik (2008). Samotná velikost odhadnutého koeficientu se zdá být relativně vysoká, 10% podhodnocení reálného kurzu by mělo způsobit 2,5% meziroční nárůst reálného HDP.

Mnou modelované koncepty rovnovážných kurzů BEER a NATREX považuji za úspěšné v obou případech. Vliv odchýlení reálného kurzu CZK/EUR na tempo růstu reálného HDP České republiky prokázal test existence Grangerovy kauzality. Analýza působení podhodnocení či nadhodnocení reálného kurzu na ekonomický růst splnila částečně má očekávání. Model prokázal, že podhodnocení kurzu pozitivně ovlivňuje tempo ekonomického růstu České republiky a dále že jeho nadhodnocení přináší efekt opačný. Odchylka reálného kurzu je však nečekaně značná a pro upřesnění tohoto parametru by bylo vhodné v dalších studiích rozšířit model o další makroekonomické fundamenty, případně téma doplnit o kvantitativní analýzu zkoumající linearitu daného vztahu.

Seznam použitých zkratek:

CZK	- česká koruna
EUR	- euro
BEER	- Behavioral Equilibrium Exchange Rate
NATREX	- Natural Real Exchange Rate
ARDL	- autoregressive distributed lag
EMC	- Error Correction Model
CHEER	- Capital Enhanced Equilibrium Exchange Rates
PPP	- parita kupní síly
UIP	- nekrytá úroková parita
FEER	- Fundamental Equilibrium Exchange Rate
USD	- americký dolar
DM	- německá marka
PEER	- Permanent Equilibrium Exchange Rate
DOLS	- dynamic OLS
VECM	- vector error correction Model
CEEC	- země střední a východní Evropy
EU	- Evropská unie
VAR	- vector autoregression model
WC	- Washington Consensus
OECD	- Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
ČNB	- Česká národní banka
HDP	- hrubý domácí produkt
OLS	- ordinary least squares
ADF	- augmented Dickey – Fuller test
KPSS	- Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin test
AIC	- Akaike informační kritéria
HP filtr	- Hodrick – Prescott filtr

Seznam tabulek:

Tabulka č. 1: Test stacionarity proměnných uvažovaných pro model BEER	31
Tabulka č. 2: Test stacionarity proměnných uvažovaných pro model NATREX	31
Tabulka č. 3: Dlouhodobé koeficienty regrese rovnovážného kurzu BEER	35
Tabulka č. 4: Model korekce chyb vycházející z modelu ARDL (3, 4, 0, 4, 4, 0, 0)...	37
Tabulka č. 5: Dlouhodobé koeficienty regrese rovnovážného kurzu NATREX	40
Tabulka č. 6: Model korekce chyb vycházející z modelu ARDL (1, 1, 1, 0).....	42
Tabulka č. 7: Testy stacionarity vybraných proměnných	50
Tabulka č. 8: Grangerova kauzalita	51
Tabulka č. 9: ARDL modely růstu HDP – dlouhodobé vlivy	54

Seznam grafů:

Graf č. 1: Vývoj reálného kurzu CZK/EUR	23
Graf č. 2: Vývoj reálného krátkodobého diferenciálu	24
Graf č. 3: Vývoj relativních směnných relací	24
Graf č. 4: Vývoj relativní vládní spotřeby České republik	25
Graf č. 5: Vývoj rizikové prémie	25
Graf č. 6: Vývoj čistých zahraničních aktiv České republiky	25
Graf č. 7: Vývoj přímých zahraničních investic České republiky	26
Graf č. 8: Vývoj otevřenosti České republiky	27
Graf č. 9: Vývoj mezery produktivity	28
Graf č. 10: Vývoj mezery sklonu ke spotřebě	28
Graf č. 11: Vývoj mezery směnných relací	29
Graf č. 12: Vývoj reálného střednědobého úrokového diferenciálu	30
Graf č. 13: Rovnovážný kurz BEER.....	43
Graf č. 14: Rovnovážné kurzy NATREX.....	44
Graf č. 15: Procentuální odchýlení reálného kurzu CZK/EUR	45
Graf č. 16: Tempo ekonomického růstu České republiky	48
Graf č. 17: Meziroční růst spotřebitelských cen	48
Graf č. 18: Tvorba hrubého kapitálu.....	49
Graf č. 19: Spotřeba domácností	49

Seznam použité literatury:

- AFLOUK, Nabil; MAZIER, Jacques. *Exchange Rate Misalignments and Economic Growth Non-linear Models Based Study*. Working Paper, 2011.
- ALI, Abdulkadir I., et al. Real exchange rate misalignment and economic growth in Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 2015, 6.2: 103-131.
- ALIYU, Shehu. *Real Exchange Rate Misalignment: An Application of Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) to Nigeria*. University Library of Munich, Germany, 2007.
- BABETSKII, Ian; ÉGERT Balázs. *Equilibrium Exchange Rate in the Czech Republic: How Good is the Czech BEER?*. The Center for Economic Research and Graduate Education-Economics Institute, Prague, 2005.
- BELLOC, Marianna; FEDERICI, Daniela. A two-country NATREX model for the euro/dollar. *Journal of International Money and Finance*, 2010, 29.2: 315-335.
- BÉNASSY-QUÉRÉ, Agnès; BÉREAU, Sophie; MIGNON, Valérie. Robust estimations of equilibrium exchange rates within the G20: A panel BEER approach. *Scottish Journal of Political Economy*, 2009, 56.5: 608-633.
- BÉREAU, Sophie; VILLAVICENCIO, Antonia López; MIGNON, Valérie. Currency misalignments and growth: a new look using nonlinear panel data methods. *Applied Economics*, 2012, 44.27: 3503-3511.
- BERG, Mr Andrew; MIAO, Yanliang. *The real exchange rate and growth revisited: The Washington Consensus strikes back?*. International Monetary Fund, 2010.
- BRIXIOVÁ, Zuzana; NCUBE, Mthuli. *The Real Exchange Rate and Growth in Zimbabwe: Does the Currency Regime Matter?*. Institute of Labor Economics (IZA), 2014.
- CLARK, Mr Peter B.; MACDONALD, Mr Ronald. *Filtering the Beer: A Permanent and Transitory Decomposition*. International Monetary Fund, 2000.
- CLARK, Peter B.; MACDONALD, Ronald. Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs. In: *Equilibrium exchange rates*. Springer, Dordrecht, 1999. p. 285-322.
- CHOUDHARY, M. Ali; HANIF, M. Nadim; IQBAL, Javed. On smoothing macroeconomic time series using the modified HP filter. *Applied Economics*, 2014, 46.19: 2205-2214.
- COUHARDE, Cécile; REY, Serge; SALLENAVE, Audrey. External debt and real exchange rates' adjustment in the euro area: New evidence from a nonlinear NATREX model. *Applied Economics*, 2016, 48.11: 966-986.
- COUHARDE, Cécile; SALLENAVE, Audrey. How do currency misalignments' threshold affect economic growth?. *Journal of Macroeconomics*, 2013, 36: 106-120.
- CROUHY-VEYRAC, Liliane L.; SAINT-MARC, Michèle. The natural real exchange rate between the French Franc and the Deutschmark: Implications for monetary union. *Fundamental determinants of exchange rates*, 1995, 126-153.
- DETKEN, Carsten, et al. *Model uncertainty and the equilibrium value of the real effective euro exchange rate*. European Central Bank, 2002.
- DEGUENONVO, Cédric. *Real exchange rate misalignment in Senegal: effect on growth*. University Library of Munich, Germany, 2017.
- DRIVER, Rebecca; WESTAWAY, Peter. *Concepts of equilibrium exchange rates*. Bank of England, 2005.

EBAIDALLA, Ebaidalla Mahjoub. Real exchange rate misalignment and economic performance in Sudan. *African Review of Economics and Finance*, 2014, 6.2: 115-140.

EICHENGREEN, Barry. The real exchange rate and economic growth. *Social and Economic Studies*, 2007, 7-20.

FIDA, Bashir Ahmad; KHAN, Muhammad Majid; SOHAIL, Muhammad Khalid. Analysis of exchange rate fluctuations and external debt: Empirical evidence from Pakistan. *African Journal of Business Management*, 2012, 6.4: 1760.

FRAIT, Jan; KOMAREK, Lubos. *Real Exchange rate trends in transitional countries*. University of Warwick, Department of Economics, 2001.

FRAIT, Jan; KOMÁREK, Luboš. *Dlouhodobý rovnovážný reálný měnový kurz koruny a jeho determinanty*. Česká národní banka, Sekce měnová, 1999.

GANDOLFO, Giancarlo; Felettigh, Alberto. *The NATREX: an Alternative Approach Theory and Empirical Verifications*. Università di Roma La Sapienza, Centro interdipartimentale di economia internazionale, 1998.

JUSELIUS, Katarina; MACDONALD, Ronald. International parity relationships between the USA and Japan. *Japan and the World economy*, 2004, 16.1: 17-34.

KINKYO, Takuji. Disorderly adjustments to the misalignments in the Korean won. *Cambridge journal of economics*, 2008, 32.1: 111-124.

KOMÁREK, Luboš; MELECKÝ, Martin. *The behavioural equilibrium exchange rate of the Czech koruna*. Czech National Bank, 2005.

KOMÁREK, Luboš; MOTL Martin. Behaviorální a fundamentální rovnovážný měnový kurz české koruny. *Politická ekonomie*, 2012, 60.2: 147-166.

KRUGMAN, Paul R. Equilibrium exchange rates. In: *International policy coordination and exchange rate fluctuations*. University of Chicago Press, 1990. p. 159-196.

MACDONALD, Ronald. *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*. Deutsche Bundesbank, 2000.

MACDONALD, Ronald; DIAS, Preethike. *Behavioural equilibrium exchange rate estimates and implied exchange rate adjustments for ten countries*. Business School-Economics, University of Glasgow, 2007.

MACDONALD, Ronald; MARSH, Ian W. On fundamentals and exchange rates: a Casselian perspective. *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79.4: 655-664.

MAESO–FERNANDEZ, Francisco; OSBAT, Chiara; SCHNATZ, Bernd. Determinants of the euro real effective exchange rate: A BEER/PEER approach. *Australian Economic Papers*, 2002, 41.4: 437-461.

MARTINSEN, Kjetil. *Norges Bank's BEER Models for the Norwegian Effective Exchange Rate*. Staff Memo, 2017.

MISSIO, Fabrício J., et al. Real exchange rate and economic growth: new empirical evidence. *Metroeconomica*, 2015, 66.4: 686-714.

NASEEM, N. A. M.; HAMIZAH, M. S. Exchange rate misalignment and economic growth: recent evidence in Malaysia. *Pertanika Social Sciences & Humanities*, 2013, 21: 47-66.

NDHLELA, Thandinkosi. Implications of real exchange rate misalignment in developing countries: theory, empirical evidence and application to growth performance in Zimbabwe. *South African Journal of Economics*, 2012, 80.3: 319-344.

- PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 2001, 16.3: 289-326.
- RODRIK, Dani. The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity*, 2008, 2008.2: 365-412.
- SALLENAVE, Audrey. Real exchange rate misalignments and economic performance for the G20 countries. *International Economics*, 2010, 121: 59-80.
- SIREGAR, Reza, et al. *Models of Equilibrium Real Exchange Rates Revisited: A Selective Review of the Literature*. School of Economics, University of Adelaide, 2006.
- SHRESTHA, Min B.; BHATTA, Guna R. Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis. *The Journal of Finance and Data Science*, 2018, 4.2: 71-89.
- SORSA, Ms Piritta; CHOBANOV, Dimitar. *Competitiveness in Bulgaria: An Assessment of the Real Effective Exchange Rate*. International Monetary Fund, 2004.
- STEIN, Jerome L. The evolution of the real value of the US dollar relative to the G7 currencies. In: *Equilibrium exchange rates*. Springer, Dordrecht, 1999. p. 67-101.
- STEIN, Jerome L. The natural real exchange rate of the United States dollar, and determinants of capital flows. *Fundamental determinants of exchange rates*, 1995. p. 38-84.
- STEIN, Jerome L. *The Transition Economies: A NATREX Evaluation of Research*. CESifo Group Munich, 2005.
- STEIN, Jerome L.; ALLEN, Polly Reynolds. *Fundamental determinants of exchange rates*. Oxford University Press, 1997.
- STEIN, Jerome L.; SAUERNHEIMER, Karlhans. The equilibrium real exchange rate of Germany. In: *The Globalization of Markets*. Physica, Heidelberg, 1997. p. 13-47.
- SVILOKOS, Tonći; ŠUMAN TOLIĆ, Meri. Does Misaligned Currency Affect Economic Growth?—Evidence from Croatia. *Croatian Economic Survey*, 2014, 16.2: 29-58.
- ŠKOP, Jiří; VEJMĚLEK, JAN. Od parity kupní síly k NATREXu—případ české koruny. *Politická ekonomie*, 2009, 57.3: 323-343.
- VIEIRA, Flávio Vilela; MACDONALD, Ronald. A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 2012, 42.3: 433-456.
- WANG, Yajie; HUI, Xiaofeng; SOOFI, Abdol S. Estimating renminbi (RMB) equilibrium exchange rate. *Journal of Policy Modeling*, 2007, 29.3: 417-429.
- WILLIAMSON, J. Estimates of Fundamental Equilibrium Exchange Rate (FEERS). In: *Estimating Equilibrium Exchange Rate, Institute of International Economics*, Washington, 1994.
- WILLIAMSON, John. What Washington means by policy reform. *Latin American adjustment: How much has happened*, 1990, 1: 90-120.
- YOU, Kefei; SARANTIS, Nicholas. Structural breaks and the equilibrium real effective exchange rate of China: A NATREX approach. *China Economic Review*, 2012, 23.4: 1146-1163.

Seznam elektronických zdrojů dat:

OECD databáze, <https://data.oecd.org/>

Eurostat databáze, <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>

ARAD databáze, <https://www.cnb.cz/docs/ARADY/HTML/index.htm>

Přílohy:

Příloha č. 1: BEER ARDL s FDI, Model (1)

Dependent Variable: RER

Method: ARDL

Date: 05/21/20 Time: 17:19

Sample (adjusted): 9 79

Included observations: 71 after adjustments

Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (4 lags, automatic): GOV_CONS NFA OPENESS TOT

LAMBDA IR_DIFF_3M FDI

Fixed regressors: C

Number of models evaluated: 312500

Selected Model: ARDL(3, 4, 0, 4, 4, 0, 0, 0)

Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
RER(-1)	0.715530	0.120815	5.922521	0.0000
RER(-2)	0.148402	0.158852	0.934219	0.3549
RER(-3)	-0.329261	0.133468	-2.466966	0.0172
GOV_CONS	-159.3198	77.79143	-2.048038	0.0460
GOV_CONS(-1)	-1.034417	78.63064	-0.013155	0.9896
GOV_CONS(-2)	327.1228	89.02169	3.674641	0.0006
GOV_CONS(-3)	214.0482	86.73598	2.467813	0.0172
GOV_CONS(-4)	-86.31182	62.66790	-1.377289	0.1748
NFA	2.937915	6.889913	0.426408	0.6717
OPENESS	-25.85949	7.164054	-3.609618	0.0007
OPENESS(-1)	13.77886	9.492802	1.451506	0.1531
OPENESS(-2)	-2.830864	9.350906	-0.302737	0.7634
OPENESS(-3)	-0.975446	8.777836	-0.111126	0.9120
OPENESS(-4)	28.22808	6.977601	4.045528	0.0002
TOT	-46.97674	26.86292	-1.748758	0.0867
TOT(-1)	58.80880	27.10565	2.169614	0.0350
TOT(-2)	72.52523	27.87000	2.602269	0.0123
TOT(-3)	-27.51349	28.53630	-0.964158	0.3398
TOT(-4)	-75.64086	27.18414	-2.782537	0.0077
LAMBDA	-0.403721	13.53163	-0.029835	0.9763
IR_DIFF_3M	-0.133249	0.308877	-0.431398	0.6681
FDI	2.686505	6.591223	0.407588	0.6854
C	-23.49898	36.18844	-0.649351	0.5192
R-squared	0.966031	Mean dependent var	74.27163	
Adjusted R-squared	0.950462	S.D. dependent var	6.903161	
S.E. of regression	1.536451	Akaike info criterion	3.953237	
Sum squared resid	113.3128	Schwarz criterion	4.686217	
Log likelihood	-117.3399	Hannan-Quinn criter.	4.244720	
F-statistic	62.04756	Durbin-Watson stat	2.003256	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

ARDL Long Run Form and Bounds Test

Dependent Variable: D(RER)

Selected Model: ARDL(3, 4, 0, 4, 4, 0, 0, 0)

Case 2: Restricted Constant and No Trend

Date: 05/21/20 Time: 17:19

Sample: 1 79

Included observations: 71

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-23.49898	36.18844	-0.649351	0.5192
RER(-1)*	-0.465329	0.114833	-4.052230	0.0002
GOV_CONS(-1)	294.5048	87.40072	3.369593	0.0015
NFA**	2.937915	6.889913	0.426408	0.6717
OPENESS(-1)	12.34114	5.459383	2.260537	0.0284
TOT(-1)	-18.79708	39.60396	-0.474626	0.6372
LAMBDA**	-0.403721	13.53163	-0.029835	0.9763
IR_DIFF_3M**	-0.133249	0.308877	-0.431398	0.6681
FDI**	2.686505	6.591223	0.407588	0.6854
D(RER(-1))	0.180859	0.146926	1.230952	0.2243
D(RER(-2))	0.329261	0.133468	2.466966	0.0172
D(GOV_CONS)	-159.3198	77.79143	-2.048038	0.0460
D(GOV_CONS(-1))	-454.8591	91.09582	-4.993194	0.0000
D(GOV_CONS(-2))	-127.7363	68.92525	-1.853259	0.0700
D(GOV_CONS(-3))	86.31182	62.66790	1.377289	0.1748
D(OPENESS)	-25.85949	7.164054	-3.609618	0.0007
D(OPENESS(-1))	-24.42177	7.451367	-3.277489	0.0020
D(OPENESS(-2))	-27.25264	6.966766	-3.911806	0.0003
D(OPENESS(-3))	-28.22808	6.977601	-4.045528	0.0002
D(TOT)	-46.97674	26.86292	-1.748758	0.0867
D(TOT(-1))	30.62913	33.79533	0.906312	0.3693
D(TOT(-2))	103.1544	29.95886	3.443201	0.0012
D(TOT(-3))	75.64086	27.18414	2.782537	0.0077

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GOV_CONS	632.8961	73.66816	8.591175	0.0000
NFA	6.313631	14.48016	0.436019	0.6648
OPENESS	26.52133	7.391920	3.587880	0.0008
TOT	-40.39525	82.80837	-0.487816	0.6279
LAMBDA	-0.867604	28.92519	-0.029995	0.9762
IR_DIFF_3M	-0.286355	0.618083	-0.463295	0.6452
FDI	5.773347	14.32160	0.403122	0.6886
C	-50.49973	79.24972	-0.637223	0.5270

EC = RER - (632.8961*GOV_CONS + 6.3136*NFA + 26.5213*OPENESS
-40.3952*TOT -0.8676*LAMBDA -0.2864*IR_DIFF_3M + 5.7733*FDI -
50.4997)

F-Bounds Test

Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	4.659259	10%	1.92	2.89
k	7	5%	2.17	3.21

2.5%	2.43	3.51
1%	2.73	3.9

ARDL Error Correction Regression
 Dependent Variable: D(RER)
 Selected Model: ARDL(3, 4, 0, 4, 0, 0, 0)
 Case 2: Restricted Constant and No Trend
 Date: 05/21/20 Time: 17:20
 Sample: 1 79
 Included observations: 71

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RER(-1))	0.180859	0.093025	1.944199	0.0577
D(RER(-2))	0.329261	0.099339	3.314518	0.0018
D(GOV_CONS)	-159.3198	60.48339	-2.634109	0.0113
D(GOV_CONS(-1))	-454.8591	76.16135	-5.972309	0.0000
D(GOV_CONS(-2))	-127.7363	61.03492	-2.092840	0.0417
D(GOV_CONS(-3))	86.31182	52.30002	1.650321	0.1054
D(OPENESS)	-25.85949	5.240854	-4.934214	0.0000
D(OPENESS(-1))	-24.42177	6.501576	-3.756285	0.0005
D(OPENESS(-2))	-27.25264	5.869612	-4.643005	0.0000
D(OPENESS(-3))	-28.22808	6.128628	-4.605938	0.0000
D(TOT)	-46.97674	20.36559	-2.306672	0.0254
D(TOT(-1))	30.62913	24.38277	1.256179	0.2151
D(TOT(-2))	103.1544	23.50964	4.387747	0.0001
D(TOT(-3))	75.64086	21.29877	3.551419	0.0009
CointEq(-1)*	-0.465329	0.066528	-6.994442	0.0000
R-squared	0.637716	Mean dependent var	-0.265821	
Adjusted R-squared	0.547144	S.D. dependent var	2.113808	
S.E. of regression	1.422478	Akaike info criterion	3.727884	
Sum squared resid	113.3128	Schwarz criterion	4.205915	
Log likelihood	-117.3399	Hannan-Quinn criter.	3.917982	
Durbin-Watson stat	2.003256			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Příloha č. 2: model ARDL BEER bez FDI, Model (2)

Dependent Variable: RER

Method: ARDL

Date: 03/22/20 Time: 17:18

Sample (adjusted): 9 79

Included observations: 71 after adjustments

Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (4 lags, automatic): GOV_CONS NFA OPENESS TOT

LAMBDA IR_DIFF_3M

Fixed regressors: C

Number of models evaluated: 62500

Selected Model: ARDL(3, 4, 0, 4, 4, 0, 0)

Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
RER(-1)	0.722860	0.118448	6.102744	0.0000
RER(-2)	0.143593	0.157059	0.914259	0.3651
RER(-3)	-0.334612	0.131686	-2.540986	0.0143
GOV_CONS	-160.2348	77.09456	-2.078419	0.0429
GOV_CONS(-1)	-11.31490	73.83903	-0.153237	0.8788
GOV_CONS(-2)	335.1817	86.05640	3.894908	0.0003
GOV_CONS(-3)	222.7620	83.34160	2.672879	0.0102
GOV_CONS(-4)	-92.02851	60.55626	-1.519719	0.1350
NFA	2.466410	6.734063	0.366259	0.7157
OPENESS	-26.29967	7.021667	-3.745502	0.0005
OPENESS(-1)	13.73053	9.410948	1.458995	0.1509
OPENESS(-2)	-2.053766	9.076246	-0.226279	0.8219
OPENESS(-3)	-1.647610	8.547857	-0.192751	0.8480
OPENESS(-4)	28.59404	6.860463	4.167946	0.0001
TOT	-47.92387	26.53353	-1.806163	0.0770
TOT(-1)	58.00519	26.80283	2.164144	0.0354
TOT(-2)	72.19417	27.62010	2.613827	0.0119
TOT(-3)	-30.97601	27.00969	-1.146848	0.2570
TOT(-4)	-71.94288	25.40642	-2.831682	0.0067
LAMBDA	0.304735	13.30485	0.022904	0.9818
IR_DIFF_3M	-0.135692	0.306180	-0.443177	0.6596
C	-21.74206	35.62376	-0.610325	0.5445
R-squared	0.965913	Mean dependent var		74.27163
Adjusted R-squared	0.951305	S.D. dependent var		6.903161
S.E. of regression	1.523322	Akaike info criterion		3.928523
Sum squared resid	113.7050	Schwarz criterion		4.629635
Log likelihood	-117.4626	Hannan-Quinn criter.		4.207333
F-statistic	66.11950	Durbin-Watson stat		2.014143
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Příloha č. 3: Long Run Coefficients BEER, Model (2)

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: RER

Selected Model: ARDL(3, 4, 0, 4, 4, 0, 0)

Date: 03/22/20 Time: 17:18

Sample: 1 79

Included observations: 71

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RER(-1))	0.191019	0.143559	1.330600	0.1895
D(RER(-2))	0.334612	0.131686	2.540986	0.0143
D(GOV_CONS)	-160.234794	77.094555	-2.078419	0.0429
D(GOV_CONS(-1))	-335.181741	86.056402	-3.894908	0.0003
D(GOV_CONS(-2))	-222.761965	83.341597	-2.672879	0.0102
D(GOV_CONS(-3))	92.028514	60.556263	1.519719	0.1350
D(NFA)	2.466410	6.734063	0.366259	0.7157
D(OPENESS)	-26.299670	7.021667	-3.745502	0.0005
D(OPENESS(-1))	2.053766	9.076246	0.226279	0.8219
D(OPENESS(-2))	1.647610	8.547857	0.192751	0.8480
D(OPENESS(-3))	-28.594038	6.860463	-4.167946	0.0001
D(TOT)	-47.923873	26.533530	-1.806163	0.0770
D(TOT(-1))	-72.194170	27.620101	-2.613827	0.0119
D(TOT(-2))	30.976010	27.009686	1.146848	0.2570
D(TOT(-3))	71.942885	25.406417	2.831682	0.0067
D(LAMBDA)	0.304735	13.304851	0.022904	0.9818
D(IR_DIFF_3M)	-0.135692	0.306180	-0.443177	0.6596
CointEq(-1)	-0.468159	0.113643	-4.119557	0.0001
Cointeq = RER - (628.7720*GOV_CONS + 5.2683*NFA + 26.3233				
*OPENESS -44.0948*TOT + 0.6509*LAMBDA -0.2898*IR_DIFF_3M				
-46.4416)				

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GOV_CONS	628.771977	72.155737	8.714095	0.0000
NFA	5.268313	14.087084	0.373982	0.7100
OPENESS	26.323348	7.288864	3.611447	0.0007
TOT	-44.094829	80.960119	-0.544649	0.5885
LAMBDA	0.650922	28.536404	0.022810	0.9819
IR_DIFF_3M	-0.289841	0.608518	-0.476307	0.6360
C	-46.441580	77.289450	-0.600879	0.5507

Příloha č. 4: Bound test BEER, Model (2)

ARDL Bounds Test

Date: 03/22/20 Time: 17:23

Sample: 9 79

Included observations: 70

Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k

F-statistic 6.178397 6

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.12	3.23
5%	2.45	3.61
2.5%	2.75	3.99
1%	3.15	4.43

Test Equation:

Dependent Variable: RER

Příloha č. 5: ECM BEER, Model (2)

ARDL Error Correction Regression

Dependent Variable: D(RER)

Selected Model: ARDL(3, 4, 0, 4, 4, 0, 0)

Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Date: 03/22/20 Time: 17:35

Sample: 2000Q1 2019Q3

Included observations: 71

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-21.74206	3.149599	-6.903121	0.0000
D(RER(-1))	0.191019	0.095964	1.990523	0.0521
D(RER(-2))	0.334612	0.102366	3.268788	0.0020
D(GOV_CONS)	-160.2348	61.29862	-2.614003	0.0119
D(GOV_CONS(-1))	-465.9152	78.29975	-5.950405	0.0000
D(GOV_CONS(-2))	-130.7335	61.98897	-2.108979	0.0401
D(GOV_CONS(-3))	92.02851	53.14256	1.731729	0.0896
D(OPENESS)	-26.29967	5.476569	-4.802217	0.0000
D(OPENESS(-1))	-24.89266	6.658612	-3.738416	0.0005
D(OPENESS(-2))	-26.94643	5.947191	-4.530950	0.0000
D(OPENESS(-3))	-28.59404	6.282306	-4.551520	0.0000
D(TOT)	-47.92387	20.61711	-2.324471	0.0243
D(TOT(-1))	30.72472	24.92356	1.232758	0.2235
D(TOT(-2))	102.9189	23.88563	4.308821	0.0001
D(TOT(-3))	71.94288	21.47681	3.349794	0.0016
CointEq(-1)*	-0.468159	0.067822	-6.902765	0.0000
R-squared	0.636462	Mean dependent var	-0.265821	
Adjusted R-squared	0.537315	S.D. dependent var	2.113808	
S.E. of regression	1.437833	Akaike info criterion	3.759508	
Sum squared resid	113.7050	Schwarz criterion	4.269408	
Log likelihood	-117.4626	Hannan-Quinn criter.	3.962279	
F-statistic	6.419387	Durbin-Watson stat	2.014143	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Příloha č. 6: BEER LM test, Model (2)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

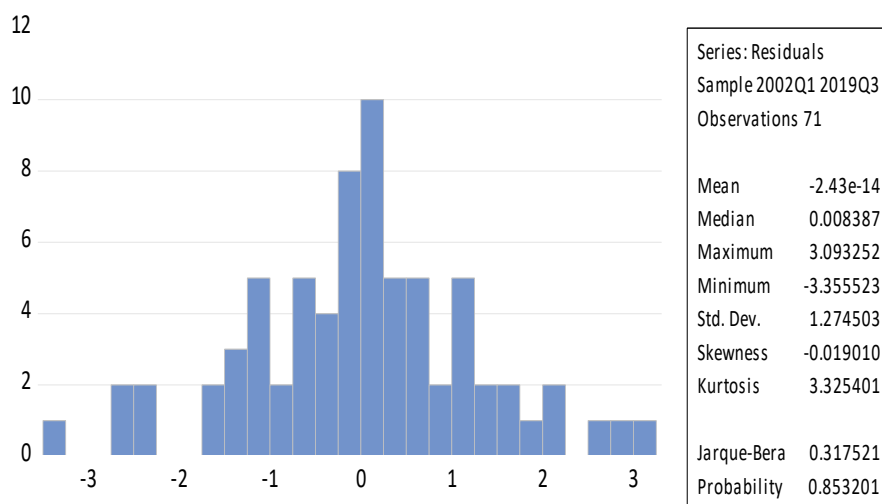
F-statistic	0.148198	Prob. F(2,47)	0.8627
Obs*R-squared	0.444942	Prob. Chi-Square(2)	0.8005

Příloha č. 7: BEER Heteroskedasticity test, Model (2)

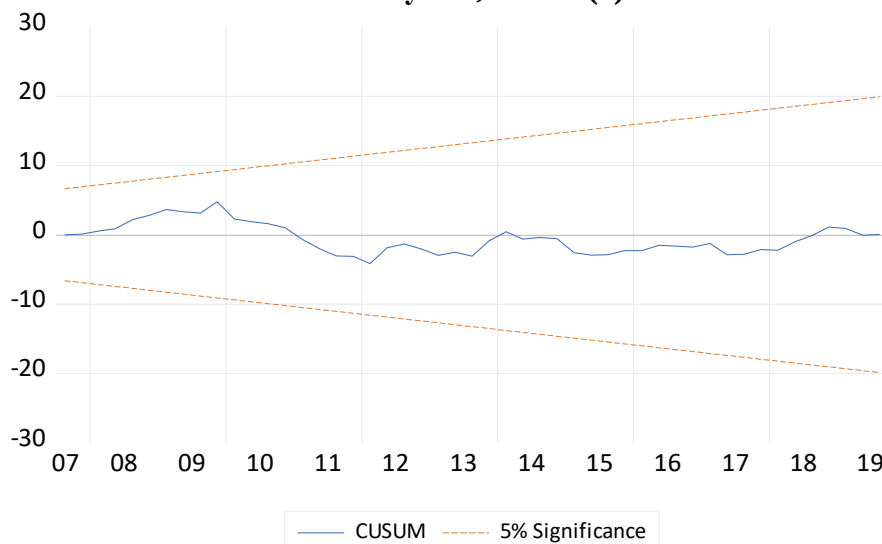
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.999739	Prob. F(21,49)	0.4806
Obs*R-squared	21.29611	Prob. Chi-Square(21)	0.4410
Scaled explained SS	11.79352	Prob. Chi-Square(21)	0.9450

Příloha č. 8: Normality test, Model (2)



Příloha č. 8: CUSUM stability test, Model (2)



Příloha č. 9: NATREX Model (1) - všechny proměnné

Dependent Variable: RER
Method: ARDL
Date: 05/21/20 Time: 17:11
Sample (adjusted): 2000Q2 2019Q3
Included observations: 78 after adjustments

Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (2 lags, automatic): MEZERA_PROD
MEZERA_SKLON_C MEZERA_TOT IR_DIFF_12M
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 162
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
RER(-1)	0.678887	0.060881	11.15096	0.0000
MEZERA_PROD	-3.103753	3.134397	-0.990223	0.3255
MEZERA_PROD(-1)	6.835386	3.200521	2.135711	0.0362
MEZERA_SKLON_C	61.37936	40.24587	1.525110	0.1317
MEZERA_SKLON_C(-1)	-76.37588	41.71678	-1.830819	0.0714
MEZERA_TOT	49.02705	20.95449	2.339692	0.0222
IR_DIFF_12M	0.495945	0.229424	2.161695	0.0341
C	-7.118233	12.51449	-0.568799	0.5713
R-squared	0.963536	Mean dependent var		76.06525
Adjusted R-squared	0.959889	S.D. dependent var		8.808958
S.E. of regression	1.764224	Akaike info criterion		4.070213
Sum squared resid	217.8740	Schwarz criterion		4.311927
Log likelihood	-150.7383	Hannan-Quinn criter.		4.166976
F-statistic	264.2423	Durbin-Watson stat		2.067898
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(RER)
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 05/21/20 Time: 17:15
Sample: 2000Q1 2019Q3
Included observations: 78

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.118233	12.51449	-0.568799	0.5713
RER(-1)*	-0.321113	0.060881	-5.274403	0.0000
MEZERA_PROD(-1)	3.731633	1.383556	2.697131	0.0088
MEZERA_SKLON_C(-1)	-14.99653	24.56343	-0.610523	0.5435
MEZERA_TOT**	49.02705	20.95449	2.339692	0.0222
IR_DIFF_12M**	0.495945	0.229424	2.161695	0.0341
D(MEZERA_PROD)	-3.103753	3.134397	-0.990223	0.3255
D(MEZERA_SKLON_C)	61.37936	40.24587	1.525110	0.1317

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

MEZERA_PROD	11.62092	4.075509	2.851403	0.0057
MEZERA_SKLON_C	-46.70166	73.92470	-0.631746	0.5296
MEZERA_TOT	152.6783	57.06869	2.675343	0.0093
IR_DIFF_12M	1.544456	0.807668	1.912241	0.0599
C	-22.16735	39.49434	-0.561279	0.5764

$$EC = RER - (11.6209 \cdot MEZERA_PROD - 46.7017 \cdot MEZERA_SKLON_C + 152.6783 \cdot MEZERA_TOT + 1.5445 \cdot IR_DIFF_12M - 22.1674)$$

F-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	7.289548	10%	2.2	3.09
k	4	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(RER)
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 05/21/20 Time: 17:15
Sample: 2000Q1 2019Q3
Included observations: 78

ECM Regression Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(MEZERA_PROD)	-3.103753	2.809816	-1.104611	0.2731
D(MEZERA_SKLON_C)	61.37936	37.23797	1.648300	0.1038
CointEq(-1)*	-0.321113	0.046908	-6.845537	0.0000
R-squared	0.362560	Mean dependent var		-0.404584
Adjusted R-squared	0.345562	S.D. dependent var		2.106869
S.E. of regression	1.704402	Akaike info criterion		3.942008
Sum squared resid	217.8740	Schwarz criterion		4.032651
Log likelihood	-150.7383	Hannan-Quinn criter.		3.978294
Durbin-Watson stat	2.067898			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Příloha č. 10: ARDL bez ir_diff, Model (2)

Dependent Variable: RER
Method: ARDL
Date: 03/29/20 Time: 13:18
Sample (adjusted): 2000Q2 2019Q3
Included observations: 78 after adjustments
Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (2 lags, automatic): MEZERA_PROD
MEZERA_SKLON_C MEZERA_TOT
Fixed regressors: C

Number of models evaluated: 54

Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0)

Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
RER(-1)	0.661234	0.061872	10.68710	0.0000
MEZERA_PROD	-4.205048	3.171704	-1.325801	0.1892
MEZERA_PROD(-1)	6.180289	3.267514	1.891435	0.0626
MEZERA_SKLON_C	39.90302	39.99639	0.997666	0.3218
MEZERA_SKLON_C(-1)	-91.60479	42.16776	-2.172389	0.0332
MEZERA_TOT	63.82870	20.30998	3.142726	0.0024
C	11.59666	9.267389	1.251341	0.2149
R-squared	0.961102	Mean dependent var		76.06525
Adjusted R-squared	0.957815	S.D. dependent var		8.808958
S.E. of regression	1.809281	Akaike info criterion		4.109195
Sum squared resid	232.4184	Schwarz criterion		4.320694
Log likelihood	-153.2586	Hannan-Quinn criter.		4.193862
F-statistic	292.3787	Durbin-Watson stat		1.918848
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Příloha č. 11: Long Run koeficienty NATREX, Model (2)

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: RER

Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0)

Date: 03/29/20 Time: 13:21

Sample: 2000Q1 2019Q3

Included observations: 78

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(MEZERA_PROD)	-4.205048	3.171704	-1.325801	0.1892
D(MEZERA_SKLON_C)	39.903021	39.996389	0.997666	0.3218
D(MEZERA_TOT)	63.828695	20.309980	3.142726	0.0024
CointEq(-1)	-0.338766	0.061872	-5.475256	0.0000

Cointeq = RER - (5.8307*MEZERA_PROD -152.6180*MEZERA_SKLON_C + 188.4154*MEZERA_TOT + 34.2321)

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MEZERA_PROD	5.830695	2.947780	1.977995	0.0518
MEZERA_SKLON_C	-152.617993	51.148927	-2.983797	0.0039
MEZERA_TOT	188.415365	53.165607	3.543933	0.0007
C	34.232084	28.245441	1.211951	0.2295

Příloha č. 12: Bound test NATREX, Model (2)

F-Bounds Test

Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
----------------	-------	---------	------	------

			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	8.268918	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61

Příloha č. 13: ECM NATREX, Model (2)

ARDL Error Correction Regression

Dependent Variable: D(RER)

Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0)

Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Date: 03/29/20 Time: 13:27

Sample: 2000Q1 2019Q3

Included observations: 78

ECM Regression Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.59666	2.060799	5.627264	0.0000
D(MEZERA_PROD)	-4.205048	3.054708	-1.376580	0.1730
D(MEZERA_SKLON_C)	39.90302	38.25465	1.043089	0.3004
CointEq(-1)*	-0.338766	0.057698	-5.871391	0.0000
R-squared	0.320007	Mean dependent var		-0.404584
Adjusted R-squared	0.292440	S.D. dependent var		2.106869
S.E. of regression	1.772227	Akaike info criterion		4.032271
Sum squared resid	232.4184	Schwarz criterion		4.153128
Log likelihood	-153.2586	Hannan-Quinn criter.		4.080653
F-statistic	11.60821	Durbin-Watson stat		1.918848
Prob(F-statistic)	0.000003			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Příloha č. 14: NATREX LM test, Model (2)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.664703	Prob. F(2,69)	0.5177
Obs*R-squared	1.474400	Prob. Chi-Square(2)	0.4785

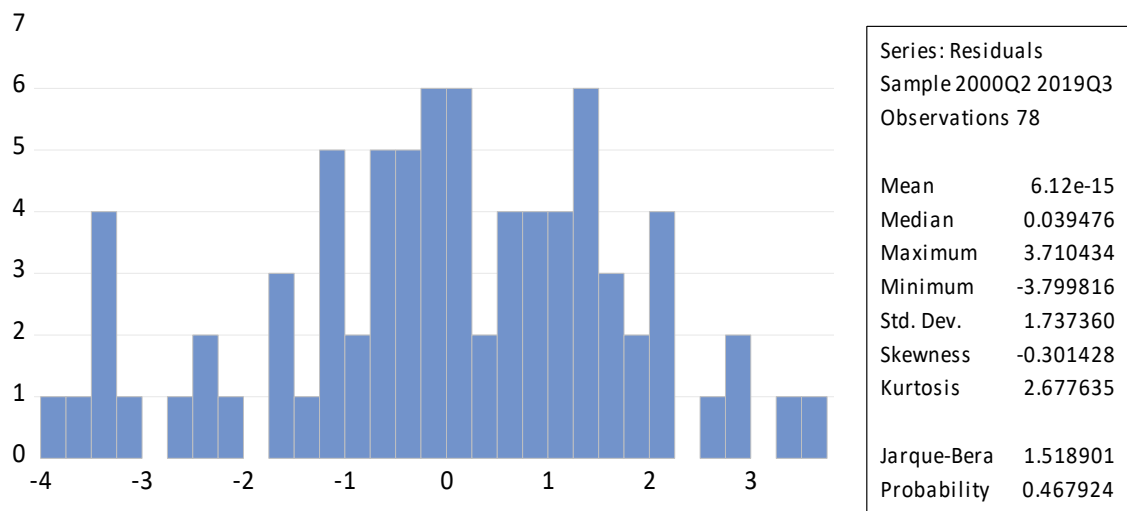
Příloha č. 15: NATREX heteroskedasticity test, Model (2)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

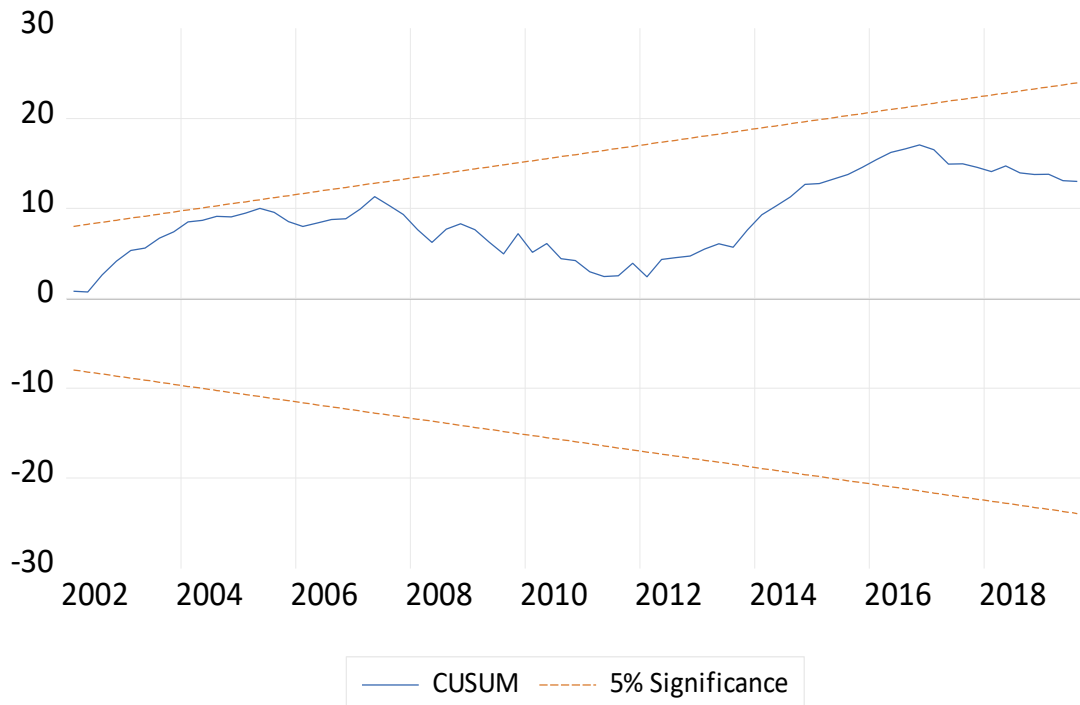
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.346437	Prob. F(6,71)	0.2483
Obs*R-squared	7.968432	Prob. Chi-Square(6)	0.2404
Scaled explained SS	5.538190	Prob. Chi-Square(6)	0.4769

Příloha č. 16: Normality test, Model (2)



Příloha č. 17: NATREX CUMSUM test, Model (2)



Příloha č. 18: Testy stacionarity pro proměnné NATREX a BEER

#####

```
> # adf testy
> adf.test(beer_var[, 'RER'])
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: beer_var[, "RER"]
Dickey-Fuller = -2.1358, Lag order = 4, p-value = 0.5201
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(beer_var[, 'RER'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: beer_var[, "RER"]
KPSS Level = 1.4955, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01
```

```
Warning message:
In kpss.test(beer_var[, "RER"]) : p-value smaller than printed p-value
> d_RER <- diff(beer_var[, 'RER'])
> adf.test(d_RER) #I(1)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: d_RER
Dickey-Fuller = -4.4736, Lag order = 4, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

```
Warning message:
In adf.test(d_RER) : p-value smaller than printed p-value
> kpss.test(d_RER) #I(1)
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: d_RER
KPSS Level = 0.28198, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

```
Warning message:
In kpss.test(d_RER) : p-value greater than printed p-value
>
> adf.test(beer_var[, 'IR_diff_3M'], k=3) #I(0)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: beer_var[, "IR_diff_3M"]
Dickey-Fuller = -3.6576, Lag order = 3, p-value = 0.03393
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(beer_var[, 'IR_diff_3M']) #I(0)
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: beer_var[, "IR_diff_3M"]
KPSS Level = 0.27707, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

```
Warning message:
In kpss.test(beer_var[, "IR_diff_3M"]) :
  p-value greater than printed p-value
>
>
> adf.test(beer_var[, 'ToT']) #I(0)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: beer_var[, "ToT"]
Dickey-Fuller = -4.7995, Lag order = 4, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

```
Warning message:
In adf.test(beer_var[, "ToT"]) : p-value smaller than printed p-value
> kpss.test(beer_var[, 'ToT']) #I(0)
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: beer_var[, "ToT"]
KPSS Level = 0.20513, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

```
Warning message:
In kpss.test(beer_var[, "ToT"]) : p-value greater than printed p-value
```

```

>
> adf.test(beer_var[, 'Gov_Cons'])

Augmented Dickey-Fuller Test

data: beer_var[, "Gov_Cons"]
Dickey-Fuller = -2.9182, Lag order = 4, p-value = 0.2002
alternative hypothesis: stationary

> kpss.test(beer_var[, 'Gov_Cons'])

KPSS Test for Level Stationarity

data: beer_var[, "Gov_Cons"]
KPSS Level = 1.6435, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01

Warning message:
In kpss.test(beer_var[, "Gov_Cons"]) : p-value smaller than printed p-value
> d_Gov_Cons <- diff(beer_var[, 'Gov_Cons'])
> adf.test(d_Gov_Cons, k=1) #I(1)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: d_Gov_Cons
Dickey-Fuller = -4.5958, Lag order = 1, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

Warning message:
In adf.test(d_Gov_Cons, k = 1) : p-value smaller than printed p-value
> kpss.test(d_Gov_Cons) #I(1)

KPSS Test for Level Stationarity

data: d_Gov_Cons
KPSS Level = 0.077304, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1

Warning message:
In kpss.test(d_Gov_Cons) : p-value greater than printed p-value
>
> adf.test(beer_var[, 'lambda'])

Augmented Dickey-Fuller Test

data: beer_var[, "lambda"]
Dickey-Fuller = -2.8524, Lag order = 4, p-value = 0.2271
alternative hypothesis: stationary

> kpss.test(beer_var[, 'lambda'])

KPSS Test for Level Stationarity

data: beer_var[, "lambda"]
KPSS Level = 0.91627, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01

Warning message:
In kpss.test(beer_var[, "lambda"]) : p-value smaller than printed p-value
> d_lambda <- diff(beer_var[, 'lambda'])
> adf.test(d_lambda, k=2) #I(1)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: d_lambda

```

Dickey-Fuller = -5.309, Lag order = 2, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

Warning message:

In `adf.test(d_lambda, k = 2)` : p-value smaller than printed p-value
> `kpss.test(d_lambda, null = c("Trend"))` #I(1)

KPSS Test for Trend Stationarity

data: `d_lambda`
KPSS Trend = 0.11089, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1

Warning message:

In `kpss.test(d_lambda, null = c("Trend"))` :
p-value greater than printed p-value

>
> `adf.test(beer_var[9:79, 'nfa'])` #I(0)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: `beer_var[9:79, "nfa"]`
Dickey-Fuller = -3.5911, Lag order = 4, p-value = 0.04049
alternative hypothesis: stationary

> `kpss.test(beer_var[9:79, 'nfa'])` #I(0)

KPSS Test for Level Stationarity

data: `beer_var[9:79, "nfa"]`
KPSS Level = 0.16833, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1

Warning message:

In `kpss.test(beer_var[9:79, "nfa"])` : p-value greater than printed p-value

>
> `adf.test(beer_var[, 'fdi'], k=4)` #I(1)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: `beer_var[, "fdi"]`
Dickey-Fuller = -3.5035, Lag order = 4, p-value = 0.04728
alternative hypothesis: stationary

> `kpss.test(beer_var[, 'fdi'])` #I(1)

KPSS Test for Level Stationarity

data: `beer_var[, "fdi"]`
KPSS Level = 1.1024, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01

Warning message:

In `kpss.test(beer_var[, "fdi"])` : p-value smaller than printed p-value

> `d_fdi <- diff(beer_var[, 'fdi'])`
> `adf.test(d_fdi)` #I(1)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: `d_fdi`
Dickey-Fuller = -4.9682, Lag order = 4, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

Warning message:

In `adf.test(d_fdi)` : p-value smaller than printed p-value

```
> kpss.test(d_fdi) #I(1)
```

KPSS Test for Level Stationarity

data: d_fdi

KPSS Level = 0.035628, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1

Warning message:

In kpss.test(d_fdi) : p-value greater than printed p-value

```
>
```

```
> kpss.test(beer_var[, 'openess'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

data: beer_var[, "openess"]

KPSS Level = 1.7903, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01

Warning message:

In kpss.test(beer_var[, "openess"]) : p-value smaller than printed p-value

```
> adf.test(beer_var[, 'openess'])
```

Augmented Dickey-Fuller Test

data: beer_var[, "openess"]

Dickey-Fuller = -2.053, Lag order = 4, p-value = 0.554

alternative hypothesis: stationary

```
> d_openess <- diff(beer_var[, 'openess'])
```

```
> adf.test(d_openess, k=3)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

data: d_openess

Dickey-Fuller = -3.8657, Lag order = 3, p-value = 0.02027

alternative hypothesis: stationary

```
> kpss.test(d_openess)#I(1)
```

KPSS Test for Level Stationarity

data: d_openess

KPSS Level = 0.14079, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1

Warning message:

In kpss.test(d_openess) : p-value greater than printed p-value

```
> adf.test(natrex_var[, 'RER'])
```

Augmented Dickey-Fuller Test

data: natrex_var[, "RER"]

Dickey-Fuller = -2.1358, Lag order = 4, p-value = 0.5201

alternative hypothesis: stationary

```
> d_RER <- diff(natrex_var[, 'RER'])
```

```
> adf.test(d_RER) #I(1)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

data: d_RER

Dickey-Fuller = -4.4736, Lag order = 4, p-value = 0.01

alternative hypothesis: stationary

```
Warning message:
In adf.test(d_RER) : p-value smaller than printed p-value
> kpss.test(d_RER) #I(1)

KPSS Test for Level Stationarity

data: d_RER
KPSS Level = 0.28198, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1

Warning message:
In kpss.test(d_RER) : p-value greater than printed p-value
>
> adf.test(natrex_var[, 'mezero_prod'])
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: natrex_var[, "mezero_prod"]
Dickey-Fuller = -1.7796, Lag order = 4, p-value = 0.6658
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(natrex_var[, 'mezero_prod'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: natrex_var[, "mezero_prod"]
KPSS Level = 1.7834, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01
```

```
Warning message:
In kpss.test(natrex_var[, "mezero_prod"]) :
  p-value smaller than printed p-value
> d_mezero_prod <- diff(natrex_var[, 'mezero_prod'])
> adf.test(d_mezero_prod) #I(1)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: d_mezero_prod
Dickey-Fuller = -3.888, Lag order = 4, p-value = 0.01925
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(d_mezero_prod)#I(1)
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: d_mezero_prod
KPSS Level = 0.23922, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

```
Warning message:
In kpss.test(d_mezero_prod) : p-value greater than printed p-value
>
> adf.test(natrex_var[, 'mezero_sklon_C'], k=4)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: natrex_var[, "mezero_sklon_C"]
Dickey-Fuller = -1.9476, Lag order = 4, p-value = 0.5971
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(natrex_var[, 'mezero_sklon_C'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: natrex_var[, "mezera_sklon_C"]
KPSS Level = 1.4871, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01
```

Warning message:

```
In kpss.test(natrex_var[, "mezera_sklon_C"]) :
  p-value smaller than printed p-value
> d_mezera_sklon_C <- diff(natrex_var[, 'mezera_sklon_C'])
> adf.test(d_mezera_sklon_C, k = 2) #I(1)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: d_mezera_sklon_C
Dickey-Fuller = -3.721, Lag order = 2, p-value = 0.02856
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(d_mezera_sklon_C) #I(1)
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: d_mezera_sklon_C
KPSS Level = 0.20633, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

Warning message:

```
In kpss.test(d_mezera_sklon_C) : p-value greater than printed p-value
>
> adf.test(natrex_var[, 'mezera_Tot']) #I(0)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: natrex_var[, "mezera_Tot"]
Dickey-Fuller = -4.8079, Lag order = 4, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

Warning message:

```
In adf.test(natrex_var[, "mezera_Tot"]) :
  p-value smaller than printed p-value
> kpss.test(natrex_var[, 'mezera_Tot']) #I(0)
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: natrex_var[, "mezera_Tot"]
KPSS Level = 0.20042, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

Warning message:

```
In kpss.test(natrex_var[, "mezera_Tot"]) :
  p-value greater than printed p-value
>
> adf.test(natrex_var[, 'IR_diff_12M'], k=3) #I(0)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: natrex_var[, "IR_diff_12M"]
Dickey-Fuller = -3.58, Lag order = 3, p-value = 0.04065
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(natrex_var[, 'IR_diff_12M']) #I(0)
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: natrex_var[, "IR_diff_12M"]
KPSS Level = 0.24462, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

```
Warning message:
In kpss.test(natrex_var[, "IR_diff_12M"]) :
  p-value greater than printed p-value
```

Příloha č. 19: Testy stacionarity pro proměnné regresi růstu HDP

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: reer[, "MIS_NATREX_MT"]
Dickey-Fuller = -3.4929, Lag order = 0, p-value = 0.04819
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(reer[, 'MIS_NATREX_MT'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: reer[, "MIS_NATREX_MT"]
KPSS Level = 0.25021, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

```
Warning message:
In kpss.test(reer[, "MIS_NATREX_MT"]) :
  p-value greater than printed p-value
adf.test(reer[, 'MIS_NATREX_LR'], k=1)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: reer[, "MIS_NATREX_LR"]
Dickey-Fuller = -3.2056, Lag order = 0, p-value = 0.0351
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(reer[, 'MIS_NATREX_LR'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: reer[, "MIS_NATREX_LR"]
KPSS Level = 0.21096, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

```
Warning message:
In kpss.test(reer[, "MIS_NATREX_LR"]) :
  p-value greater than printed p-value
adf.test(reer[9:79, 'MIS_BEER'])
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: reer[9:79, "MIS_BEER"]
Dickey-Fuller = -4.8822, Lag order = 4, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

```
Warning message:
In adf.test(reer[9:79, "MIS_BEER"]) : p-value smaller than printed p-value
> kpss.test(reer[9:79, 'MIS_BEER'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: reer[9:79, "MIS_BEER"]
KPSS Level = 0.050294, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

```
Warning message:
In kpss.test(reer[9:79, "MIS_BEER"]) : p-value greater than printed p-value
> adf.test(reer[, 'GROWTH'], k=1)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: reer[, "GROWTH"]
Dickey-Fuller = -3.8954, Lag order = 1, p-value = 0.01884
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(reer[, 'GROWTH'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: reer[, "GROWTH"]
KPSS Level = 0.24545, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

Warning message:

```
In kpss.test(reer[, "GROWTH"]) : p-value greater than printed p-value
adf.test(reer[, 'INFLATION'], k=3)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: reer[, "INFLATION"]
Dickey-Fuller = -4.6886, Lag order = 3, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

Warning message:

```
In adf.test(reer[, "INFLATION"], k = 3) :
  p-value smaller than printed p-value
> kpss.test(reer[, 'INFLATION'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: reer[, "INFLATION"]
KPSS Level = 0.29484, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

Warning message:

```
In kpss.test(reer[, "INFLATION"]) : p-value greater than printed p-value
>
> adf.test(reer[, 'GROSS_CAPITAL_FORMATION'])
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: reer[, "GROSS_CAPITAL_FORMATION"]
Dickey-Fuller = -3.2316, Lag order = 4, p-value = 0.08892
alternative hypothesis: stationary
```

```
> kpss.test(reer[, 'GROSS_CAPITAL_FORMATION'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: reer[, "GROSS_CAPITAL_FORMATION"]
KPSS Level = 1.4269, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01
```

Warning message:

```
In kpss.test(reer[, "GROSS_CAPITAL_FORMATION"]) :
  p-value smaller than printed p-value
>
> d_GROSS_CAPITAL_FORMATION <- diff(reer[, 'GROSS_CAPITAL_FORMATION'])
> adf.test(d_GROSS_CAPITAL_FORMATION)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: d_GROSS_CAPITAL_FORMATION
Dickey-Fuller = -4.5237, Lag order = 4, p-value = 0.01
```

alternative hypothesis: stationary

Warning message:

```
In adf.test(d_GROSS_CAPITAL_FORMATION) :  
  p-value smaller than printed p-value  
> kpss.test(d_GROSS_CAPITAL_FORMATION)
```

KPSS Test for Level Stationarity

data: d_GROSS_CAPITAL_FORMATION

KPSS Level = 0.038332, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1

Warning message:

```
In kpss.test(d_GROSS_CAPITAL_FORMATION) :  
  p-value greater than printed p-value
```

```
adf.test(reer[, 'CONS_H'])
```

Augmented Dickey-Fuller Test

data: reer[, "CONS_H"]

Dickey-Fuller = -2.3615, Lag order = 4, p-value = 0.4278

alternative hypothesis: stationary

```
> kpss.test(reer[, 'CONS_H'])
```

KPSS Test for Level Stationarity

data: reer[, "CONS_H"]

KPSS Level = 0.67263, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01603

```
>
```

```
> d_CONS_H <- diff(reer[, 'CONS_H'])
```

```
> adf.test(d_CONS_H, k=2)
```

Augmented Dickey-Fuller Test

data: d_CONS_H

Dickey-Fuller = -3.868, Lag order = 2, p-value = 0.02017

alternative hypothesis: stationary

```
> kpss.test(d_CONS_H)
```

KPSS Test for Level Stationarity

data: d_CONS_H

KPSS Level = 0.13906, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1

Warning message:

```
In kpss.test(d_CONS_H) : p-value greater than printed p-value  
>
```

Příloha č. 20: Lag selection NATREX_LR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: GROWTH MIS_NATREX_LR

Exogenous variables: C

Date: 04/19/20 Time: 20:32

Sample: 2000Q1 2019Q3

Included observations: 72

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	281.3427	NA	1.46e-06	-7.759519	-7.696279	-7.734343
1	386.9525	202.4187	8.70e-08	-10.58201	-10.39229	-10.50648
2	411.6294	45.92657	4.90e-08*	-11.15637*	-10.84017*	-11.03049*
3	412.6201	1.788738	5.33e-08	-11.07278	-10.63010	-10.89655
4	413.9555	2.336961	5.75e-08	-10.99876	-10.42960	-10.77218
5	420.1678	10.52630*	5.42e-08	-11.06022	-10.36457	-10.78328
6	423.4452	5.371297	5.54e-08	-11.04014	-10.21801	-10.71285
7	424.0768	1.000051	6.11e-08	-10.94658	-9.997966	-10.56893

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Příloha č. 21: Granger kauzality test LR NATREX a GROWTH

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/19/20 Time: 20:34

Sample: 2000Q1 2019Q3

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
MIS_NATREX_LR does not Granger Cause GROWTH	77	4.19474	0.0189
GROWTH does not Granger Cause MIS_NATREX_LR		0.46533	0.6298

Příloha č. 22: Lag selection BEER

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: GROWTH MIS_BEER

Exogenous variables: C

Date: 04/19/20 Time: 20:42

Sample: 2000Q1 2019Q3

Included observations: 63

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	270.0795	NA	6.90e-07	-8.510461	-8.442425	-8.483702
1	353.7873	159.4435	5.50e-08	-11.04087	-10.83676	-10.96059
2	377.6920	44.01484	2.92e-08	-11.67276	-11.33258*	-11.53897
3	383.6754	10.63724	2.75e-08*	-11.73573*	-11.25947	-11.54841*
4	385.5983	3.296318	2.94e-08	-11.66979	-11.05746	-11.42896
5	389.0417	5.684347	3.00e-08	-11.65212	-10.90372	-11.35777
6	392.2016	5.015810	3.10e-08	-11.62545	-10.74098	-11.27758
7	394.1179	2.920095	3.33e-08	-11.55930	-10.53876	-11.15792
8	402.7357	12.58470*	2.91e-08	-11.70590	-10.54928	-11.25099

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Příloha č. 23: Granger kauzality test BEER a GROWTH

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/19/20 Time: 20:43

Sample: 2000Q1 2019Q3

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
MIS_BEER does not Granger Cause GROWTH	68	3.03726	0.0357
GROWTH does not Granger Cause MIS_BEER		0.71441	0.5472

Příloha č. 24: Lag selection NATREX MT

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: GROWTH MIS_NATREX_MT

Exogenous variables: C

Date: 04/19/20 Time: 20:45

Sample: 2000Q1 2019Q3

Included observations: 72

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	293.8764	NA	1.03e-06	-8.107678	-8.044437	-8.082501
1	392.8232	189.6481	7.39e-08	-10.74509	-10.55537	-10.66956
2	418.7016	48.16254	4.03e-08*	-11.35282*	-11.03662*	-11.22694*
3	420.1396	2.596429	4.33e-08	-11.28166	-10.83897	-11.10542
4	421.8967	3.074812	4.61e-08	-11.21935	-10.65018	-10.99276
5	427.6247	9.705870*	4.40e-08	-11.26735	-10.57170	-10.99041
6	431.8047	6.850478	4.40e-08	-11.27235	-10.45022	-10.94506
7	434.1984	3.790040	4.62e-08	-11.22773	-10.27912	-10.85009

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Příloha č. 25: Granger kauzality test GROWTH a NATREX MT

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/19/20 Time: 20:47

Sample: 2000Q1 2019Q3

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
GROWTH does not Granger Cause MIS_NATREX_MT	77	0.24087	0.7866
MIS_NATREX_MT does not Granger Cause GROWTH		3.81897	0.0265

Příloha č. 26: ARDL odhad GROWTH, Model (3)

Dependent Variable: GROWTH

Method: ARDL

Date: 05/21/20 Time: 17:41
 Sample (adjusted): 2001Q1 2019Q3
 Included observations: 75 after adjustments
 Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (4 lags, automatic): MIS_NATREX_LR
 GROSS_CAPITAL_FORMATION INFLATION OPENESS GOV_CONS
 Fixed regressors: C
 Number of models evaluated: 12500
 Selected Model: ARDL(2, 4, 0, 0, 0, 2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GROWTH(-1)	1.233266	0.098087	12.57324	0.0000
GROWTH(-2)	-0.468033	0.087161	-5.369766	0.0000
MIS_NATREX_LR	0.080580	0.033637	2.395568	0.0197
MIS_NATREX_LR(-1)	-0.052952	0.040737	-1.299840	0.1985
MIS_NATREX_LR(-2)	-0.023250	0.039931	-0.582255	0.5625
MIS_NATREX_LR(-3)	0.007110	0.040902	0.173827	0.8626
MIS_NATREX_LR(-4)	-0.074741	0.033183	-2.252417	0.0279
GROSS_CAPITAL_FORMATIO				
N	0.000441	0.000750	0.588211	0.5586
INFLATION	-0.141691	0.069510	-2.038407	0.0459
OPENESS	0.004230	0.015191	0.278470	0.7816
GOV_CONS	-0.654179	0.248628	-2.631160	0.0108
GOV_CONS(-1)	0.209900	0.268115	0.782875	0.4367
GOV_CONS(-2)	0.580443	0.235401	2.465758	0.0165
C	-0.037517	0.058182	-0.644819	0.5215
R-squared	0.953550	Mean dependent var		0.027982
Adjusted R-squared	0.943650	S.D. dependent var		0.028221
S.E. of regression	0.006699	Akaike info criterion		-7.006937
Sum squared resid	0.002738	Schwarz criterion		-6.574340
Log likelihood	276.7602	Hannan-Quinn criter.		-6.834206
F-statistic	96.32525	Durbin-Watson stat		1.959116
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
 Dependent Variable: D(GROWTH)
 Selected Model: ARDL(2, 4, 0, 0, 0, 2)
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
 Date: 05/21/20 Time: 17:42
 Sample: 2000Q1 2019Q3
 Included observations: 75

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.037517	0.058182	-0.644819	0.5215
GROWTH(-1)*	-0.234767	0.048675	-4.823137	0.0000
MIS_NATREX_LR(-1)	-0.063254	0.034532	-1.831739	0.0719
GROSS_CAPITAL_FORM				
ATION**	0.000441	0.000750	0.588211	0.5586
INFLATION**	-0.141691	0.069510	-2.038407	0.0459
OPENESS**	0.004230	0.015191	0.278470	0.7816
GOV_CONS(-1)	0.136164	0.133289	1.021571	0.3110
D(GROWTH(-1))	0.468033	0.087161	5.369766	0.0000
D(MIS_NATREX_LR)	0.080580	0.033637	2.395568	0.0197

D(MIS_NATREX_LR(-1))	0.090881	0.035050	2.592922	0.0119
D(MIS_NATREX_LR(-2))	0.067631	0.033707	2.006422	0.0493
D(MIS_NATREX_LR(-3))	0.074741	0.033183	2.252417	0.0279
D(GOV_CONS)	-0.654179	0.248628	-2.631160	0.0108
D(GOV_CONS(-1))	-0.580443	0.235401	-2.465758	0.0165

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MIS_NATREX_LR	-0.269431	0.143120	-1.882562	0.0645
GROSS_CAPITAL_FORMATION	0.001879	0.002961	0.634628	0.5280
INFLATION	-0.603537	0.322795	-1.869719	0.0663
OPENESS	0.018019	0.063725	0.282761	0.7783
GOV_CONS	0.579998	0.560550	1.034695	0.3049
EC = GROWTH - (-0.2694*MIS_NATREX_LR + 0.0019*GROSS_CAPITAL_FO RMATION -0.6035*INFLATION + 0.0180*OPENESS + 0.5800 *GOV_CONS)				

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	8.694888	10%	2.26	3.35
k	5	5%	2.62	3.79
		2.5%	2.96	4.18
		1%	3.41	4.68

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(GROWTH)
Selected Model: ARDL(2, 4, 0, 0, 0, 2)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 05/21/20 Time: 17:42
Sample: 2000Q1 2019Q3
Included observations: 75

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.037517	0.005016	-7.479451	0.0000
D(GROWTH(-1))	0.468033	0.077448	6.043227	0.0000
D(MIS_NATREX_LR)	0.080580	0.028340	2.843317	0.0061
D(MIS_NATREX_LR(-1))	0.090881	0.030570	2.972937	0.0042
D(MIS_NATREX_LR(-2))	0.067631	0.030048	2.250759	0.0280
D(MIS_NATREX_LR(-3))	0.074741	0.030573	2.444712	0.0174
D(GOV_CONS)	-0.654179	0.201189	-3.251558	0.0019
D(GOV_CONS(-1))	-0.580443	0.208625	-2.782235	0.0072
CointEq(-1)*	-0.234767	0.031248	-7.513022	0.0000

R-squared	0.690757	Mean dependent var	-0.000283
Adjusted R-squared	0.653272	S.D. dependent var	0.010938
S.E. of regression	0.006440	Akaike info criterion	-7.140271
Sum squared resid	0.002738	Schwarz criterion	-6.862172
Log likelihood	276.7602	Hannan-Quinn criter.	-7.029229
F-statistic	18.42801	Durbin-Watson stat	1.959116
Prob(F-statistic)	0.000000		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Příloha č. 27: ARDL GROWTH – Model (2)

Dependent Variable: GROWTH

Method: ARDL

Date: 05/21/20 Time: 17:40

Sample (adjusted): 2001Q1 2019Q3

Included observations: 75 after adjustments

Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (4 lags, automatic): MIS_NATREX_LR

GROSS_CAPITAL_FORMATION INFLATION OPENESS

Fixed regressors: C

Number of models evaluated: 2500

Selected Model: ARDL(3, 4, 0, 2, 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GROWTH(-1)	1.368406	0.125563	10.89819	0.0000
GROWTH(-2)	-0.716913	0.191207	-3.749401	0.0004
GROWTH(-3)	0.174015	0.111160	1.565444	0.1229
MIS_NATREX_LR	0.062982	0.034923	1.803465	0.0765
MIS_NATREX_LR(-1)	-0.041241	0.043945	-0.938468	0.3519
MIS_NATREX_LR(-2)	0.003572	0.043637	0.081856	0.9350
MIS_NATREX_LR(-3)	0.000237	0.042873	0.005530	0.9956
MIS_NATREX_LR(-4)	-0.085188	0.036612	-2.326751	0.0235
GROSS_CAPITAL_FORMATIO N	0.000496	0.000727	0.683145	0.4972
INFLATION	-0.205491	0.124950	-1.644586	0.1055
INFLATION(-1)	0.190769	0.189414	1.007152	0.3180
INFLATION(-2)	-0.271566	0.137614	-1.973394	0.0532
OPENESS	5.50E-05	0.024202	0.002271	0.9982
OPENESS(-1)	0.032084	0.031974	1.003445	0.3198
OPENESS(-2)	-0.002620	0.031953	-0.081994	0.9349
OPENESS(-3)	-0.036472	0.022351	-1.631748	0.1082
C	0.005538	0.025751	0.215042	0.8305
R-squared	0.954007	Mean dependent var	0.027982	
Adjusted R-squared	0.941319	S.D. dependent var	0.028221	
S.E. of regression	0.006836	Akaike info criterion	-6.936823	
Sum squared resid	0.002711	Schwarz criterion	-6.411526	
Log likelihood	277.1309	Hannan-Quinn criter.	-6.727078	
F-statistic	75.19051	Durbin-Watson stat	2.037127	
Prob(F-statistic)	0.000000			

ARDL Long Run Form and Bounds Test

Dependent Variable: D(GROWTH)

Selected Model: ARDL(3, 4, 0, 2, 3)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 05/21/20 Time: 17:40
Sample: 2000Q1 2019Q3
Included observations: 75

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005538	0.025751	0.215042	0.8305
GROWTH(-1)*	-0.174492	0.052520	-3.322388	0.0015
MIS_NATREX_LR(-1)	-0.059638	0.034356	-1.735879	0.0879
GROSS_CAPITAL_FORM ATION**	0.000496	0.000727	0.683145	0.4972
INFLATION(-1)	-0.286288	0.085578	-3.345342	0.0014
OPENESS(-1)	-0.006953	0.006400	-1.086374	0.2818
D(GROWTH(-1))	0.542898	0.108502	5.003559	0.0000
D(GROWTH(-2))	-0.174015	0.111160	-1.565444	0.1229
D(MIS_NATREX_LR)	0.062982	0.034923	1.803465	0.0765
D(MIS_NATREX_LR(-1))	0.081379	0.038954	2.089083	0.0411
D(MIS_NATREX_LR(-2))	0.084951	0.035948	2.363159	0.0215
D(MIS_NATREX_LR(-3))	0.085188	0.036612	2.326751	0.0235
D(INFLATION)	-0.205491	0.124950	-1.644586	0.1055
D(INFLATION(-1))	0.271566	0.137614	1.973394	0.0532
D(OPENESS)	5.50E-05	0.024202	0.002271	0.9982
D(OPENESS(-1))	0.039092	0.022331	1.750572	0.0853
D(OPENESS(-2))	0.036472	0.022351	1.631748	0.1082

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MIS_NATREX_LR	-0.341781	0.186338	-1.834192	0.0718
GROSS_CAPITAL_FORM ATION	0.002845	0.003661	0.777130	0.4402
INFLATION	-1.640693	0.684455	-2.397079	0.0198
OPENESS	-0.039847	0.042373	-0.940379	0.3509

EC = GROWTH - (-0.3418*MIS_NATREX_LR + 0.0028*GROSS_CAPITAL_FO
RMATION -1.6407*INFLATION -0.0398*OPENESS)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	7.188826	10%	2.45	3.52
k	4	5%	2.86	4.01
		2.5%	3.25	4.49
		1%	3.74	5.06

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(GROWTH)

Selected Model: ARDL(3, 4, 0, 2, 3)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 05/21/20 Time: 17:41
Sample: 2000Q1 2019Q3
Included observations: 75

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005538	0.001309	4.228768	0.0001
D(GROWTH(-1))	0.542898	0.104572	5.191607	0.0000
D(GROWTH(-2))	-0.174015	0.098459	-1.767381	0.0824
D(MIS_NATREX_LR)	0.062982	0.031410	2.005153	0.0496
D(MIS_NATREX_LR(-1))	0.081379	0.034465	2.361193	0.0216
D(MIS_NATREX_LR(-2))	0.084951	0.032815	2.588784	0.0122
D(MIS_NATREX_LR(-3))	0.085188	0.034544	2.466095	0.0166
D(INFLATION)	-0.205491	0.109347	-1.879260	0.0652
D(INFLATION(-1))	0.271566	0.123493	2.199041	0.0319
D(OPENESS)	5.50E-05	0.022158	0.002481	0.9980
D(OPENESS(-1))	0.039092	0.021485	1.819470	0.0740
D(OPENESS(-2))	0.036472	0.021596	1.688797	0.0966
CointEq(-1)*	-0.174492	0.028150	-6.198632	0.0000
R-squared	0.693799	Mean dependent var		-0.000283
Adjusted R-squared	0.634534	S.D. dependent var		0.010938
S.E. of regression	0.006612	Akaike info criterion		-7.043490
Sum squared resid	0.002711	Schwarz criterion		-6.641792
Log likelihood	277.1309	Hannan-Quinn criter.		-6.883096
F-statistic	11.70676	Durbin-Watson stat		2.037127
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Příloha č. 28: ARDL GROWTH finální model, Model (1)

Dependent Variable: GROWTH
Method: ARDL
Date: 04/23/20 Time: 19:40
Sample (adjusted): 2001Q1 2019Q3
Included observations: 75 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): MIS_NATREX_LR
GROSS_CAPITAL_FORMATION INFLATION
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 500
Selected Model: ARDL(2, 4, 0, 2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GROWTH(-1)	1.303246	0.096407	13.51823	0.0000
GROWTH(-2)	-0.529910	0.088891	-5.961340	0.0000
MIS_NATREX_LR	0.060169	0.035384	1.700452	0.0940
MIS_NATREX_LR(-1)	-0.037536	0.043297	-0.866944	0.3893
MIS_NATREX_LR(-2)	-0.013665	0.041949	-0.325756	0.7457
MIS_NATREX_LR(-3)	0.001656	0.042696	0.038795	0.9692
MIS_NATREX_LR(-4)	-0.067823	0.035918	-1.888292	0.0636
GROSS_CAPITAL_FORMATIO N	0.001213	0.000509	2.383926	0.0202
INFLATION	-0.144128	0.122515	-1.176410	0.2439

INFLATION(-1)	0.146815	0.187195	0.784292	0.4358
INFLATION(-2)	-0.287169	0.127418	-2.253761	0.0277
C	-0.021614	0.013024	-1.659546	0.1020
R-squared	0.947210	Mean dependent var	0.027982	
Adjusted R-squared	0.937993	S.D. dependent var	0.028221	
S.E. of regression	0.007027	Akaike info criterion	-6.932337	
Sum squared resid	0.003111	Schwarz criterion	-6.561539	
Log likelihood	271.9626	Hannan-Quinn criter.	-6.784281	
F-statistic	102.7646	Durbin-Watson stat	1.823198	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Příloha č. 29 GROWTH odhad dlouhodobý model a Bound test, Model (1)

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(GROWTH)
Selected Model: ARDL(2, 4, 0, 2)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/23/20 Time: 19:42
Sample: 2000Q1 2019Q3
Included observations: 75

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.021614	0.013024	-1.659546	0.1020
GROWTH(-1)*	-0.226664	0.045944	-4.933505	0.0000
MIS_NATREX_LR(-1)	-0.057200	0.033365	-1.714378	0.0914
GROSS_CAPITAL_FORM ATION**	0.001213	0.000509	2.383926	0.0202
INFLATION(-1)	-0.284482	0.083532	-3.405667	0.0012
D(GROWTH(-1))	0.529910	0.088891	5.961340	0.0000
D(MIS_NATREX_LR)	0.060169	0.035384	1.700452	0.0940
D(MIS_NATREX_LR(-1))	0.079832	0.036558	2.183721	0.0327
D(MIS_NATREX_LR(-2))	0.066167	0.035427	1.867686	0.0665
D(MIS_NATREX_LR(-3))	0.067823	0.035918	1.888292	0.0636
D(INFLATION)	-0.144128	0.122515	-1.176410	0.2439
D(INFLATION(-1))	0.287169	0.127418	2.253761	0.0277

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MIS_NATREX_LR	-0.252355	0.130289	-1.936886	0.0572
GROSS_CAPITAL_FORM ATION	0.005351	0.001779	3.007439	0.0038
INFLATION	-1.255085	0.443010	-2.833084	0.0062
EC = GROWTH - (-0.2524*MIS_NATREX_LR + 0.0054*GROSS_CAPITAL_FO RMATION -1.2551*INFLATION)				

F-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	10.42291	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61
Finite Sample: n=75				
Actual Sample Size	75	10%	2.838	3.898
		5%	3.408	4.55
		1%	4.725	6.08

Příloha č. 30: ECM GROWTH finální model, Model (1)

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(GROWTH)
Selected Model: ARDL(2, 4, 0, 2)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/23/20 Time: 19:44
Sample: 2000Q1 2019Q3
Included observations: 75

ECM Regression Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.021614	0.003352	-6.447901	0.0000
D(GROWTH(-1))	0.529910	0.078965	6.710680	0.0000
D(MIS_NATREX_LR)	0.060169	0.032111	1.873790	0.0656
D(MIS_NATREX_LR(-1))	0.079832	0.032727	2.439350	0.0175
D(MIS_NATREX_LR(-2))	0.066167	0.032705	2.023159	0.0473
D(MIS_NATREX_LR(-3))	0.067823	0.034371	1.973248	0.0529
D(INFLATION)	-0.144128	0.111471	-1.292964	0.2007
D(INFLATION(-1))	0.287169	0.118001	2.433619	0.0178
CointEq(-1)*	-0.226664	0.034297	-6.608854	0.0000
R-squared	0.648552	Mean dependent var		-0.000283
Adjusted R-squared	0.605952	S.D. dependent var		0.010938
S.E. of regression	0.006866	Akaike info criterion		-7.012337
Sum squared resid	0.003111	Schwarz criterion		-6.734238
Log likelihood	271.9626	Hannan-Quinn criter.		-6.901295
F-statistic	15.22428	Durbin-Watson stat		1.823198
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Příloha č. 31: GROWTH LM test, Model (1)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

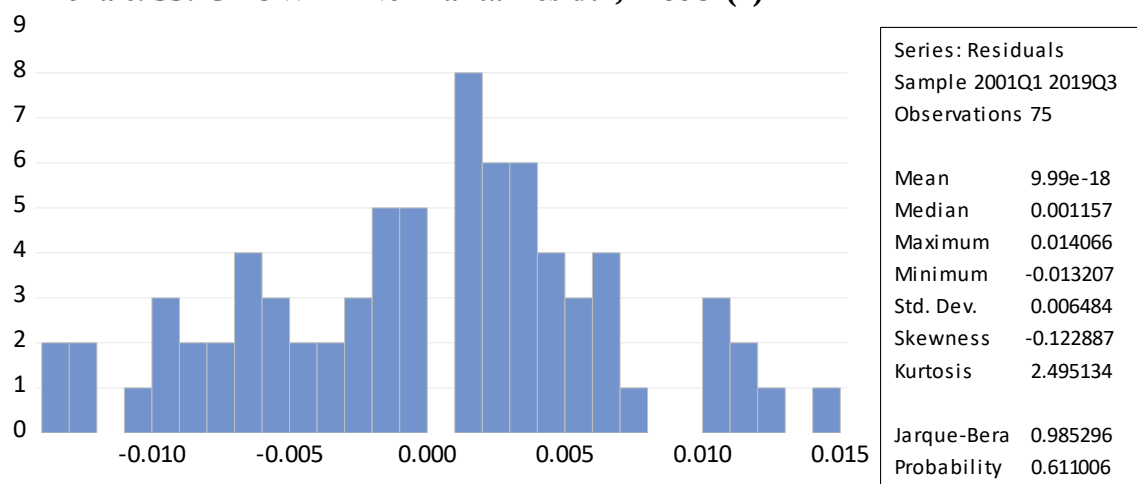
F-statistic	0.656451	Prob. F(2,61)	0.5223
Obs*R-squared	1.580212	Prob. Chi-Square(2)	0.4538

Příloha č. 32: GROWTH Heteroskedasticity test, Model (1)

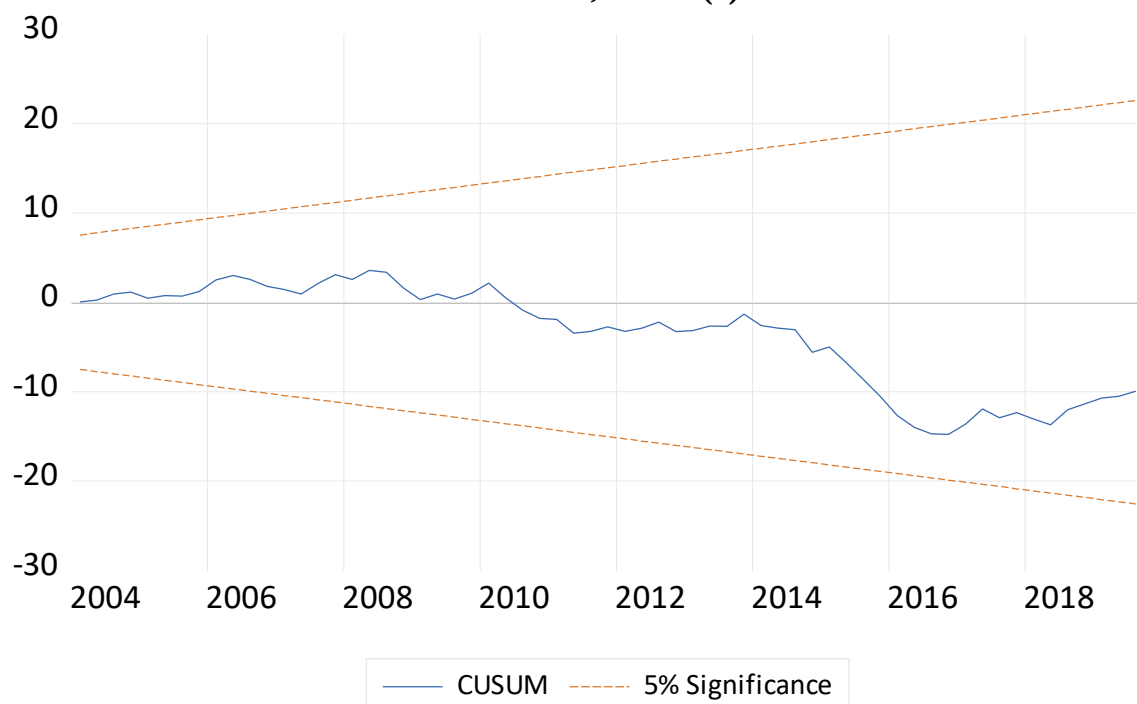
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.853197	Prob. F(11,63)	0.5890
Obs*R-squared	9.724193	Prob. Chi-Square(11)	0.5554
Scaled explained SS	5.129348	Prob. Chi-Square(11)	0.9247

Příloha č. 33: GROWTH Normalita Residuů, Model (1)



Příloha č. 34: GROWTH – CUMSUM test, Model (1)



Příloha č. 35: odhad GROWTH všechny proměnné plus CONS_H, Model (4)

Dependent Variable: GROWTH
Method: ARDL

Date: 05/21/20 Time: 17:42
Sample (adjusted): 2001Q1 2019Q3
Included observations: 75 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): MIS_NATREX_LR
GROSS_CAPITAL_FORMATION INFLATION OPENESS GOV_CONS
CONS_H
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 62500
Selected Model: ARDL(2, 4, 0, 0, 0, 3, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GROWTH(-1)	1.145861	0.102186	11.21346	0.0000
GROWTH(-2)	-0.455266	0.085507	-5.324325	0.0000
MIS_NATREX_LR	0.084319	0.032338	2.607384	0.0115
MIS_NATREX_LR(-1)	-0.048813	0.039296	-1.242175	0.2191
MIS_NATREX_LR(-2)	-0.009309	0.038819	-0.239801	0.8113
MIS_NATREX_LR(-3)	0.019259	0.039875	0.482968	0.6309
MIS_NATREX_LR(-4)	-0.075768	0.031868	-2.377589	0.0207
GROSS_CAPITAL_FORMATIO N	-6.79E-05	0.000754	-0.090031	0.9286
INFLATION	-0.074958	0.078870	-0.950399	0.3458
OPENESS	0.016084	0.015582	1.032229	0.3062
GOV_CONS	-0.352799	0.266366	-1.324490	0.1904
GOV_CONS(-1)	0.102789	0.279162	0.368205	0.7140
GOV_CONS(-2)	0.337403	0.269231	1.253210	0.2151
GOV_CONS(-3)	0.342743	0.235803	1.453513	0.1514
CONS_H	-0.352659	0.147113	-2.397193	0.0197
C	0.068259	0.070612	0.966675	0.3377
R-squared	0.958667	Mean dependent var		0.027982
Adjusted R-squared	0.948158	S.D. dependent var		0.028221
S.E. of regression	0.006426	Akaike info criterion		-7.070320
Sum squared resid	0.002436	Schwarz criterion		-6.575923
Log likelihood	281.1370	Hannan-Quinn criter.		-6.872913
F-statistic	91.22798	Durbin-Watson stat		1.917363
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(GROWTH)
Selected Model: ARDL(2, 4, 0, 0, 0, 3, 0)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 05/21/20 Time: 17:43
Sample: 2000Q1 2019Q3
Included observations: 75

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.068259	0.070612	0.966675	0.3377
GROWTH(-1)*	-0.309405	0.054578	-5.669075	0.0000
MIS_NATREX_LR(-1)	-0.030312	0.035667	-0.849857	0.3988
GROSS_CAPITAL_FORM ATION**	-6.79E-05	0.000754	-0.090031	0.9286
INFLATION**	-0.074958	0.078870	-0.950399	0.3458
OPENESS**	0.016084	0.015582	1.032229	0.3062

GOV_CONS(-1)	0.430136	0.177833	2.418765	0.0187
CONS_H**	-0.352659	0.147113	-2.397193	0.0197
D(GROWTH(-1))	0.455266	0.085507	5.324325	0.0000
D(MIS_NATREX_LR)	0.084319	0.032338	2.607384	0.0115
D(MIS_NATREX_LR(-1))	0.065818	0.036491	1.803670	0.0764
D(MIS_NATREX_LR(-2))	0.056510	0.033353	1.694272	0.0955
D(MIS_NATREX_LR(-3))	0.075768	0.031868	2.377589	0.0207
D(GOV_CONS)	-0.352799	0.266366	-1.324490	0.1904
D(GOV_CONS(-1))	-0.680147	0.243361	-2.794808	0.0070
D(GOV_CONS(-2))	-0.342743	0.235803	-1.453513	0.1514

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MIS_NATREX_LR	-0.097969	0.115715	-0.846642	0.4006
GROSS_CAPITAL_FORM	-0.000219	0.002453	-0.089435	0.9290
ATION	-0.242265	0.263440	-0.919621	0.3615
OPENESS	0.051983	0.047922	1.084726	0.2825
GOV_CONS	1.390206	0.533704	2.604827	0.0116
CONS_H	-1.139799	0.436388	-2.611896	0.0114

ARDL Error Correction Regression

Dependent Variable: D(GROWTH)

Selected Model: ARDL(2, 4, 0, 0, 0, 3, 0)

Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Date: 05/21/20 Time: 17:43

Sample: 2000Q1 2019Q3

Included observations: 75

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.068259	0.008697	7.848633	0.0000
D(GROWTH(-1))	0.455266	0.075131	6.059605	0.0000
D(MIS_NATREX_LR)	0.084319	0.027004	3.122438	0.0028
D(MIS_NATREX_LR(-1))	0.065818	0.027807	2.366974	0.0212
D(MIS_NATREX_LR(-2))	0.056510	0.027978	2.019751	0.0480
D(MIS_NATREX_LR(-3))	0.075768	0.028892	2.622485	0.0111
D(GOV_CONS)	-0.352799	0.195122	-1.808100	0.0757
D(GOV_CONS(-1))	-0.680147	0.207271	-3.281441	0.0017
D(GOV_CONS(-2))	-0.342743	0.216212	-1.585219	0.1183
CointEq(-1)*	-0.309405	0.039306	-7.871766	0.0000
R-squared	0.724824	Mean dependent var		-0.000283
Adjusted R-squared	0.686722	S.D. dependent var		0.010938
S.E. of regression	0.006122	Akaike info criterion		-7.230320
Sum squared resid	0.002436	Schwarz criterion		-6.921322
Log likelihood	281.1370	Hannan-Quinn criter.		-7.106941
F-statistic	19.02356	Durbin-Watson stat		1.917363
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

