

**Vysoká škola ekonomická v Praze**  
**Fakulta financí a účetnictví**

**DIPLOMOVÁ PRÁCE**

2016

František Obešlo

**Vysoká škola ekonomická v Praze**  
**Fakulta financí a účetnictví**  
Katedra měnové teorie a politiky  
Studijní obor: Bankovníctví a pojišťovnictví



**Exportní a importní funkce**  
**(empirická analýza na příkladě České republiky)**

Autor diplomové práce: Bc. František Obešlo  
Vedoucí diplomové práce: prof. Ing. Martin Mandel, CSc.  
Rok obhajoby: 2016

**Čestné prohlášení:**

Prohlašuji, že diplomovou práci na téma „Exportní a importní funkce (empirická analýza na příkladě České republiky)“ jsem vypracoval samostatně a veškerou použitou literaturu a další prameny jsem řádně označil a uvedl v přiloženém seznamu.

V Praze dne 23. listopadu 2015

Bc. František Obešlo

**Poděkování:**

Tímto bych rád poděkoval prof. Ing. Martinu Mandelovi, CSc., vedoucímu mé diplomové práce za čas, trpělivost, vstřícnost a cenné rady, které mi poskytl při jejím zpracování. Také bych chtěl poděkovat doc. Ing. Markétě Arltové, PhD. za rady týkající se kointegrační analýzy.

## **Abstrakt**

Tato práce se zabývá importem a exportem zboží České republiky. Česká republika je malou otevřenou zemí Evropské unie. Poměr importu a exportu zboží a služeb k HDP dosahuje nadprůměru v Evropské unii. Cílem je najít vysvětlující proměnné, které mají vliv na import a export zboží a vytvořit robustní a ekonomicky interpretovatelné modely. Modely jsou vytvářeny pomocí kointegrační analýzy. Výhodou kointegrační analýzy a modelů korekce chyby je zamezení vzniku zdánlivé regrese a rozlišení krátkodobých a dlouhodobých vztahů. Pro tvorbu modelů budou použity dva přístupy: pomocí ADL modelů a Johansenova metoda, které zároveň poslouží k porovnání výsledků. Na závěr zbývá prostor pro testování vlivu šoků měnových kurzů na import a export zboží.

Klíčová slova: export zboží, import zboží, kointegrační analýza, ADL modely, Johansenova metoda

## **Abstract**

This work focuses on import and export of goods of the Czech Republic. The Czech Republic is very open country in European Union. Ratio of import and export of goods and services to GDP is above European Union average. The goal is to find explaining variables, which has an influence on import and export of goods and to create robust and economically interpretable models. Models are created by cointegration analysis. The advantage of cointegration analysis and error correction models is avoiding spurious regression and differentiation of short-term and long-term relations. There will be used two attitudes for creation of models: with help of ADL models and Johansen method, which serve to comparison of results. There is a space for test of influence of exchange rate shocks on import and export of goods in the end.

Key words: export of goods, import of goods, cointegration analysis, ADL models, Johansen method

## Obsah

|                                                                           |    |
|---------------------------------------------------------------------------|----|
| Úvod .....                                                                | 7  |
| 1. Funkce importu a exportu zboží (služeb).....                           | 9  |
| 1.1. Význam exportu a importu zboží (služeb).....                         | 9  |
| 1.2. Shrnutí dosavadních poznatků o exportních a importních funkcích..... | 13 |
| 1.3. Faktory z ekonomické teorie.....                                     | 27 |
| 2. Empirická analýza .....                                                | 32 |
| 2.1. Kointegrační analýza .....                                           | 32 |
| 2.2. Metodika .....                                                       | 33 |
| 2.3. Import – jednorovnicová analýza.....                                 | 35 |
| 2.4. Export – jednorovnicová analýza.....                                 | 41 |
| 3. Kointegrace v rámci VARu – modely VEC.....                             | 50 |
| 3.1. Metodika .....                                                       | 50 |
| 3.2. Import – model VEC.....                                              | 51 |
| 3.3. Export – model VEC.....                                              | 54 |
| 3.4. Šoky měnových kurzů .....                                            | 56 |
| Závěr.....                                                                | 59 |
| Použitá literatura.....                                                   | 61 |
| Zdroje dat.....                                                           | 62 |
| Seznam tabulek.....                                                       | 63 |
| Seznam obrázků.....                                                       | 64 |
| Přílohy .....                                                             | 65 |

## Úvod

V této práci se budu zabývat analýzou exportu a importu zboží na příkladě České republiky. Česká republika je malou otevřenou zemí v Evropské unii. Poměr importu a exportu zboží a služeb k HDP dosahuje nadprůměru v Evropské unii. V poslední době docházelo ke sporům ohledně kurzových intervencí ČNB a jejich účinnosti na zahraniční obchod. Důvodem k sepsání této práce je také to, že naposledy byla analýza exportu a importu komplexně vytvořena Tomšíkem v roce 2000.

Cílem této práce je zjistit, jaké faktory (proměnné) mají vliv na export a import zboží a vytvořit exportní a importní funkce (modely). Vycházet budu z klasických vyrovnávacích procesů platební bilance, přidám i další proměnné.

Analýza bude prováděna s proměnnými v reálném vyjádření v období od roku 1996 do roku 2014 ve čtvrtletní frekvenci. Tyto časové řady budou přeměněny do indexové podoby s bází prvního čtvrtletí 1996 (v případě kratších časových řad bude za bázi použita jejich první hodnota). Touto úpravou docílím porovnání vlivu jednotlivých proměnných. Použiji kointegrační analýzu a modely korekce chyby, ve kterých je možné rozlišit krátkodobé a dlouhodobé vztahy (equilibrium). Tím zamezím možnosti vzniku zdánlivé regrese. Pro komparaci výsledků použiji dva přístupy kointegrační analýzy – metodu ADL a Johansenovu metodu.

Práce je rozdělena do třech kapitol. V první kapitole se zmiňuji o významu exportu a importu pro českou ekonomiku, popisuji vývoj komoditní a teritoriální struktury zahraničního obchodu. Dále shrnuji dosavadní poznatky a výzkumy exportních a importních funkcí na příkladě České republiky. Nakonec této kapitoly přidávám faktory ovlivňující export a import z ekonomické teorie. Základem jsou vyrovnávací procesy platební bilance, přidávám i další faktory.

Ve druhé části nejdříve popisuji kointegrační analýzu a její vývoj, dále metodiku mé analýzy. Následuje jednorovnicová kointegrační analýza importu a exportu. Základním předpoklady jsou, že existuje jeden kointegrační vztah a vysvětlující proměnné jsou exogenní. Modely jsou doplněny testy robustnosti (testy autokorelace, normality a heteroskedasticity a další kritéria). V případě nekointegrovaných časových řad zbývá možnost použít diferencované časové řady. Touto úpravou dojde ke ztrátě informací o dlouhodobých vztazích a je možné sledovat pouze krátkodobé vztahy.

Ve třetí části používám druhý přístup kointegrační analýzy k tvorbě modelů VEC. Analýza je velice podobná analýze jednorovnicové a základem jsou modely VAR. Při této analýze se vychází z jiných předpokladů. Všechny proměnné jsou považovány za endogenní a může existovat více kointegračních vztahů. Následně porovnávám kointegrační rovnice jednorovnicové analýzy a modelů VEC.

Na konec této kapitoly přidávám alternativní přístup ke sledování vlivu měnového kurzu na export a import. Pomocí Hodrick-Prescottova filtru je možné získat aproximaci časových řad šoků měnových kurzů, ty dále použiji jako exogenní proměnné v kointegrační analýze. V celé práci kladu důraz na ekonomickou interpretaci a statistickou kvalitu výsledných modelů.

Závěrem shrnuji výsledky této práce.



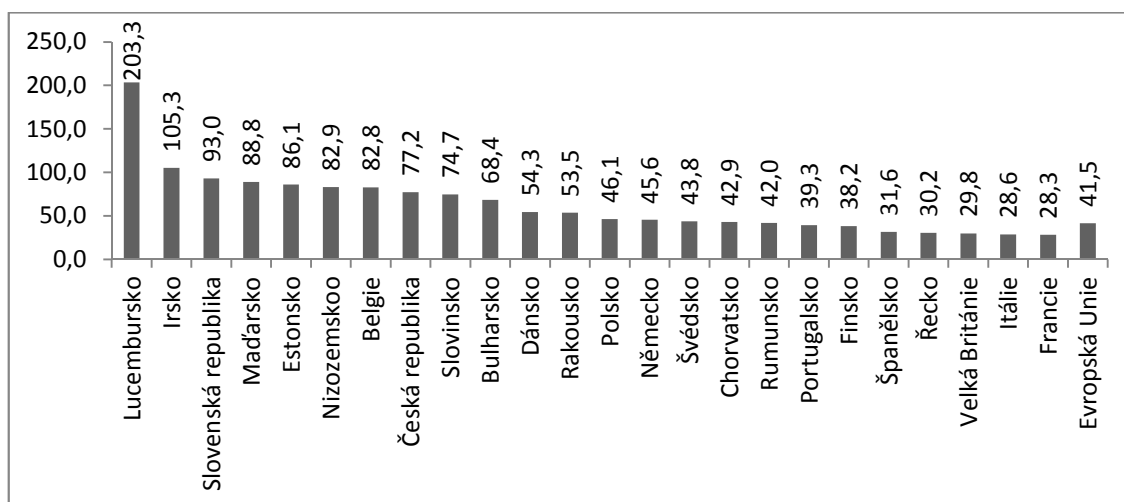
## 1. Funkce importu a exportu zboží (služeb)

V této teoreticky zaměřené části se nejdříve zmíním o významu exportu a importu zboží (služeb) v České republice, provedu analýzu jejich komoditní a teritoriální struktury. Přidám informace týkající se rozdílných metodik měřících výši importu a exportu. Dále shrnu dosavadní poznatky týkající se empirické analýzy importu a exportu zboží (a služeb) na příkladě České republiky. V závěru teoretické části uvedu faktory ovlivňující import a export zboží (služeb) z ekonomické teorie.

### 1.1. Význam exportu a importu zboží (služeb)<sup>1</sup>

Česká republika se řadí mezi malé otevřené ekonomiky. Export a import jsou významnou složkou HDP. Na obrázcích 1 a 2 je možné vidět podíl exportu a importu zboží a služeb České republiky na HDP v roce 2013. Podíl exportu na HDP v roce 2013 představoval 77,2 %, podíl importu 71,4 %. V obou těchto ukazatelích Česká republika zaujímá přední příčky v rámci států Evropské unie a je vysoce nad průměrem Evropské unie. Tyto ukazatele potvrzují vysokou otevřenost české ekonomiky. Zároveň je potřeba zmínit, že se v podstatě jedná o nesrovnatelné veličiny. HDP značí přidanou hodnotu, export a import obrat.

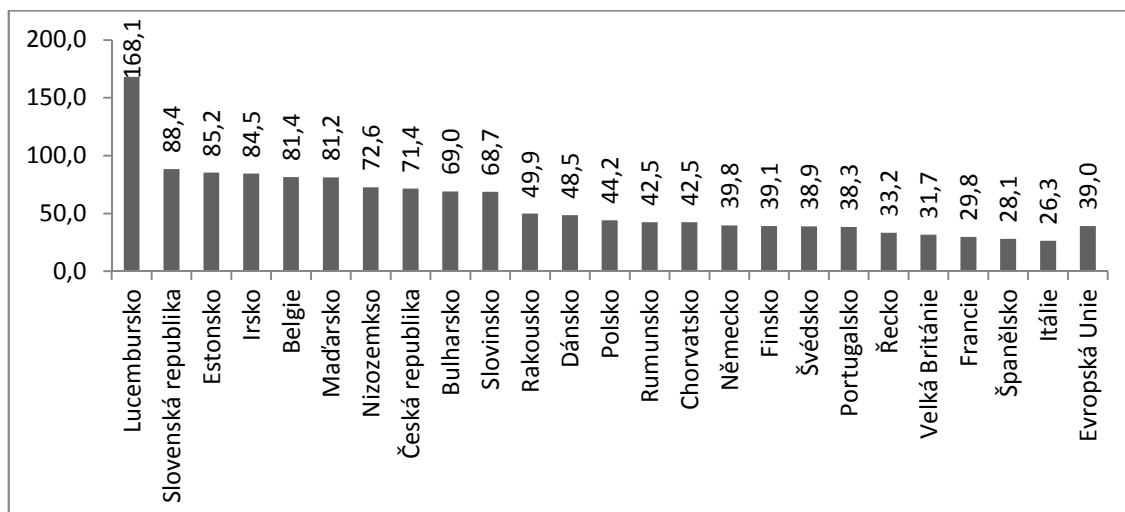
Obrázek 1: Podíl exportu zboží a služeb na HDP v roce 2013 v %



Zdroj: <http://data.worldbank.org/indicator>, vlastní úprava

<sup>1</sup> Struktura této podkapitoly je inspirována kapitolou Zahraniční obchod z Spěváček aj., 2012, s. 434 - 452

Obrázek 2: Podíl importu zboží a služeb na HDP v roce 2013 v %



Zdroj: <http://data.worldbank.org/indicator>, vlastní úprava

Import a export zboží lze analyzovat z teritoriálního i komoditního hlediska. Z komoditního hlediska se import/export zboží člení na 10 skupin podle SITC<sup>2</sup>. Tabulka 1 znázorňuje vývoj komoditní struktury importu zboží od roku 1993. Komoditní struktura importu zboží se v období 1993 až 2014 příliš neměnila. Hlavní položkou jsou Stroje a dopravní prostředky (přibližně 40 % importu), dále Tržní výrobky<sup>3</sup> (přibližně 20 % importu) a poslední větší zastoupení mají Chemikálie a Průmyslové spotřební zboží (přibližně 10 % importu).

Tabulka 1: Komoditní struktura importu zboží

| Třídy SITC |                                               | 1993                   | 1996 | 1999 | 2002 | 2005 | 2008 | 2011 | 2014 |
|------------|-----------------------------------------------|------------------------|------|------|------|------|------|------|------|
|            |                                               | Import v %, běžné ceny |      |      |      |      |      |      |      |
| 0          | Potraviny a živá zvířata                      | 5,7                    | 5,7  | 4,7  | 4,1  | 4,5  | 4,4  | 4,6  | 4,9  |
| 1          | Nápoje a tabák                                | 0,9                    | 0,9  | 0,8  | 0,5  | 0,6  | 0,5  | 0,6  | 0,6  |
| 2          | Suroviny nepoužitelné s výjimkou paliv        | 5,0                    | 3,7  | 3,2  | 2,9  | 2,8  | 2,7  | 3,0  | 2,5  |
| 3          | Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály | 9,5                    | 8,7  | 6,7  | 7,6  | 9,2  | 10,4 | 10,7 | 8,6  |
| 4          | Živočišné a rostlinné oleje, tuky a vosky     | 0,3                    | 0,3  | 0,3  | 0,2  | 0,2  | 0,2  | 0,2  | 0,2  |
| 5          | Chemikálie a příbuzné výrobky jinde neuvedené | 11,2                   | 11,8 | 12,3 | 11,2 | 11,0 | 10,3 | 10,9 | 11,7 |
| 6          | Tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu  | 16,5                   | 19,3 | 21,1 | 20,6 | 20,5 | 19,7 | 18,2 | 17,6 |
| 7          | Stroje a dopravní prostředky                  | 38,1                   | 38,0 | 39,4 | 42,4 | 40,3 | 41,3 | 41,9 | 43,3 |
| 8          | Průmysl. spotř. zboží                         | 12,4                   | 11,5 | 11,5 | 10,6 | 10,9 | 10,4 | 9,7  | 10,3 |
| 9          | Komodity a předměty obchodu jinde nezatříděné | 0,4                    | 0,0  | 0,0  | 0,0  | 0,1  | 0,1  | 0,2  | 0,3  |

Zdroj: ČSÚ, vlastní úprava

<sup>2</sup> Standard International Trade Classification

<sup>3</sup> Myslím si, že došlo k nevhodnému překladu z angličtiny. Manufactured goods znamenají spíše průmyslové výrobky (polotovary) určené k dalšímu zpracování. Název tržní výrobky je proto trochu zavádějící (viz <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=14>)

Tabulka 2 znázorňuje vývoj komoditní struktury exportu zboží. Export zboží se vyvíjel dynamičtěji než import zboží. Stroje a dopravní prostředky získaly značnou převahu (z 29 % na 55 % z celkového exportu zboží) zejména na úkor Tržních výrobků (z 29 % na 16 %). Oproti importu zboží je export zboží více koncentrován v sedmé třídě a méně diverzifikovaný.

**Tabulka 2: Komoditní struktura exportu zboží**

| Třídy SITC |                                               | 1993                   | 1996 | 1999 | 2002 | 2005 | 2008 | 2011 | 2014 |
|------------|-----------------------------------------------|------------------------|------|------|------|------|------|------|------|
|            |                                               | Export v %, běžné ceny |      |      |      |      |      |      |      |
| 0          | Potraviny a živá zvířata                      | 6,0                    | 4,0  | 2,9  | 2,5  | 3,3  | 3,1  | 3,2  | 3,6  |
| 1          | Nápoje a tabák                                | 1,1                    | 1,0  | 0,9  | 0,7  | 0,6  | 0,7  | 0,6  | 0,8  |
| 2          | Suroviny nepoužitelné s výjimkou paliv        | 5,7                    | 4,8  | 3,8  | 2,8  | 2,5  | 2,6  | 2,8  | 2,4  |
| 3          | Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály | 5,5                    | 4,5  | 2,9  | 2,9  | 3,1  | 3,4  | 3,8  | 2,7  |
| 4          | Živočišné a rostlinné oleje, tuky a vosky     | 0,2                    | 0,2  | 0,1  | 0,1  | 0,1  | 0,1  | 0,2  | 0,3  |
| 5          | Chemikálie a příbuzné výrobky jinde neuvedené | 8,9                    | 9,0  | 7,4  | 6,0  | 6,4  | 6,0  | 6,3  | 6,6  |
| 6          | Tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu  | 29,9                   | 28,6 | 26,0 | 23,4 | 21,7 | 19,5 | 17,6 | 16,5 |
| 7          | Stroje a dopravní prostředky                  | 29,1                   | 32,8 | 42,4 | 49,6 | 50,8 | 53,8 | 54,8 | 55,0 |
| 8          | Průmysl. spotř. zboží                         | 13,5                   | 15,0 | 13,5 | 11,9 | 11,5 | 10,7 | 10,7 | 11,8 |
| 9          | Komodity a předměty obchodu jinde nezatříděné | 0,1                    | 0,1  | 0,1  | 0,2  | 0,0  | 0,1  | 0,1  | 0,2  |

Zdroj: ČSÚ, vlastní úprava

Komoditní struktura exportu a importu zboží ukazuje vysokou koncentraci zahraničního obchodu v sedmé třídě. Česká republika se exportně specializuje především na automobilový průmysl. To může být z dlouhodobého hlediska nebezpečné z důvodu cyklických výkyvů poptávky tohoto odvětví (Spěváček aj., 2012, s. 446).

Z teritoriálního hlediska se zkoumají hlavní exportní a importní partneři (země). Vývoj teritoriální struktury a hlavní obchodní partnery České republiky je možné vidět v tabulce 3. Za posledních devět let se teritoriální struktura příliš nezměnila. Převážná většina importu a exportu zboží směřuje z/do Evropské unie (export přes 80 %, import přes 65 %) s mírně klesající tendencí. Hlavním obchodním partnerem exportu zboží je Německo se Slovenskou republikou. U importu zboží je to opět Německo, u kterého ale podíl importu zboží klesá, dále Čína a Polsko s rostoucím podílem importu zboží. Nejvýznamnějším partnerem v zahraničním obchodě je jednoznačně Německo.

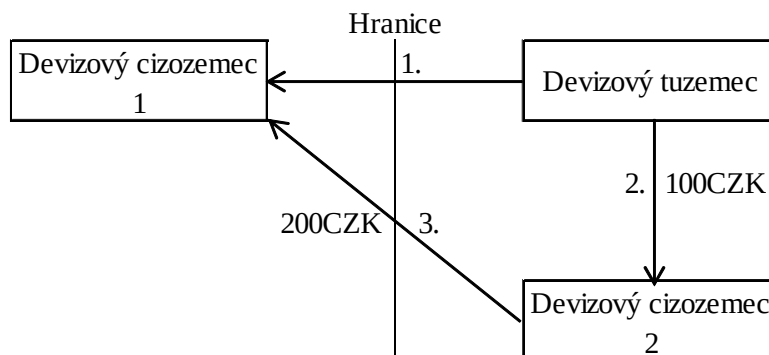
Tabulka 3: Teritoriální struktura zahraničního obchodu se zbožím

| Export v %, běžné ceny |                      |         |               |         |         |        |          |                |                     |                |
|------------------------|----------------------|---------|---------------|---------|---------|--------|----------|----------------|---------------------|----------------|
| Rok                    | Evropská unie (EU28) | mimo EU | Vybrané státy |         |         |        |          |                |                     |                |
|                        |                      |         | Čína          | Francie | Německo | Polsko | Rakousko | Ruská federace | Slovenská republika | Velká Británie |
| 2005                   | 86,03                | 13,90   | 0,38          | 4,93    | 33,64   | 5,48   | 5,60     | 1,80           | 8,63                | 4,63           |
| 2008                   | 85,66                | 14,15   | 0,53          | 5,48    | 30,71   | 6,47   | 4,73     | 2,73           | 9,20                | 4,81           |
| 2011                   | 83,31                | 16,63   | 1,03          | 5,43    | 32,20   | 6,30   | 4,54     | 3,22           | 8,95                | 4,52           |
| 2014                   | 82,07                | 17,88   | 1,17          | 5,07    | 32,01   | 5,94   | 4,31     | 3,14           | 8,30                | 5,09           |
| Import v %, běžné ceny |                      |         |               |         |         |        |          |                |                     |                |
| 2005                   | 71,63                | 28,25   | 5,14          | 4,56    | 30,08   | 4,97   | 3,99     | 5,72           | 5,45                | 2,45           |
| 2008                   | 67,05                | 32,74   | 8,83          | 4,09    | 26,73   | 5,85   | 3,72     | 6,43           | 5,54                | 2,40           |
| 2011                   | 63,95                | 35,78   | 12,45         | 3,23    | 25,66   | 6,57   | 3,29     | 5,32           | 5,70                | 1,89           |
| 2014                   | 66,11                | 33,39   | 11,36         | 3,25    | 26,07   | 7,68   | 3,12     | 4,15           | 5,29                | 2,14           |

Zdroj: ČSÚ, vlastní úprava

Český statistický úřad (ČSÚ) nabízí dvě metodiky měření zahraničního obchodu: přeshraniční a národní pojetí<sup>4</sup>. Přeshraniční pojetí (tradiční statistika) se týká fyzického přechodu hranic. Tyto údaje jsou mezinárodně srovnatelné. Národní pojetí je spojeno se změnou vlastnictví rezidentů a nerezidentů. Národní pojetí vypovídá lépe o exportní a importní výkonnosti české ekonomiky. (Zahraniční obchod - Metodika, dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/zo>).

Obrázek 3: Branding



Zdroj: vlastní úprava

Přeshraniční pojetí je zjednodušení pro měření exportu a importu, ale s nástupem tzv. brandingů a možností sídla devizového cizozemce na našem území značně zkresluje informace. Devizový cizozemec 2 (obrázek 3) zde platí DPH, ale ne daň z příjmu právnických osob. Branding spočívá v tom, že devizový cizozemec 2 nakoupí zboží v ČR, dá mu značku a převeze zboží za hranice za vyšší cenu devizovému cizozemci 1. Přeshraniční pojetí by tento pohyb zaznamenalo za 200CZK, ale národní pojetí za 100CZK (operace 2. a 3.).

<sup>4</sup> ČNB používá další metodiku měření exportu a importu zboží v Platební bilanci ČR, která je podobná národnímu pojetí ČSÚ. Další metodiku nabízí ČSÚ při měření exportu a importu jako položky HDP.

Operace 1. označuje zjednodušenou přeshraniční statistiku nepočítající s brandingem a devizovým cizozemcem na našem území.

Kladná korelace časových řad obou pojetí je vysoká (okolo 0,99). Z důvodu ilustrace jsem v této teoretické části použil údaje z přeshraničního pojetí.

Nyní se ještě zmíním o rozkladu celkové výše importu a exportu zboží.

**Rovnice 1: Rozklad exportu zboží**

$$EX = P_{EX} \cdot ex$$

**Rovnice 2: Rozklad importu zboží**

$$IM = P_{IM} \cdot im$$

kde  $P_{EX}$  a  $P_{IM}$ , jsou ceny exportu a importu,  $ex$  a  $im$  je reálný fyzický export a import. Zvýšení zahraničního obchodu (exportu nebo importu) může docházet buď zvýšením objemu, nebo zvýšením cen. Otázkou je, zda příčina zvýšení cen je poptávková inflace nebo dosažení vyšší kvality zboží. Pokud zvýšení cen způsobuje poptávková inflace, je lepší analyzovat zahraniční obchod ve stálých cenách (ve srovnatelných cenách). Pokud vyšší kvalita zboží, analýza zahraničního obchodu ve stálých cenách ztrácí smysl, protože ta zohledňuje pouze objem a strukturu. Většinou se jedná o smíšený vliv obou faktorů. Problémem je, že současná statistika nedokáže vliv těchto faktorů oddělit.

## **1.2. Shrnutí dosavadních poznatků o exportních a importních funkcích<sup>5</sup>**

Nyní shrnu dosavadní empirické poznatky o importních a exportních modelech ČR. Ve zkratce popíšu jednotlivé modely s vysvětlujícími faktory. Ponechám původní značení modelů. Nebudu se příliš zabývat Durbin-Watsonovou (DW) statistikou testující autokorelaci náhodné složky. Nevýhoda DW statistiky je v tom, že bere v úvahu pouze jedno zpoždění reziduí (autokorelaci 1. řádu). Nabývá hodnot 0 až 4. Tento interval však obsahuje šedé (neprůkazné) zóny (Hušek, 2007, s. 88). Navíc ani hodnota okolo 2 nezaručuje nepřítomnost autokorelace náhodné složky (i když ve většině případů zaručuje). Pro zjištění přítomnosti autokorelace je zapotřebí provést více testů (např. korelogram, Portmanteau test a Breuschův-Godfreyův (B-G) test) a DW statistiku brát informačně.

Mezi prvními, kdo provedl empirickou studii na příkladě ČR, byl V. Kreidl (Kreidl, 1995). Jeho model importní a exportní poptávky zahrnoval čtvrtletní data období 1990 až 1994 (bez Slovenska). Finální model importní poptávky vypadá takto (Kreidl, 1995, s. 699):

---

<sup>5</sup> Shrnutí dosavadních poznatků až k Tomšíkově analýze je inspirováno kapitolou Empirická verifikace keynesovského (důchodového) přístupu z Tomšík, 2000, s. 48 – 55. Při práci ovšem používám originální zdroje.

**Rovnice 3: Odhadnutá importní poptávka V. Kreidla**

$$IMP_t = -60,22 + 52,08 \cdot (P_{DOM}/P_{importní})_t + 0,36 \cdot HDP_t + 3,77 \cdot Q_{2t} + 10,23 \cdot Q_{4t} + 16,63 \cdot Q_{4/1992}$$

kde  $IMP_t$  je import ve stálých cenách,  $P_{DOM}$  index domácí cenové hladiny (index spotřebitelských cen ve druhém měsíci daného čtvrtletí, CPI),  $P_{importní}$  index importních cen,  $HDP_t$  domácí produkt a  $Q_{it}$  dummy proměnné pro druhé nebo čtvrté čtvrtletí (pro  $i$  rovno 2 nebo 4).

Proměnné byly významné na 5% hladině významnosti, model dokázal vysvětlit přes 90 % rozptylu (upravený koeficient determinace  $R^2 = 0,915$ ). Proměnná  $Q_{4/1992}$  byla zařazena kvůli růstu importu z důvodu očekávaného rozdělení federace. Výsledky odpovídají ekonomické teorii.

Kreidl (s. 700 a 701) dále počítá důchodové a cenové elasticity importu. Cenová elasticita nám říká, o kolik % se změní import při změně ceny o 1 %. Důchodová elasticita vyjadřuje to samé jen z pohledu důchodu (o kolik % se změní import při změně důchodu o 1 %).

**Rovnice 4: Cenová elasticita importu**

$$\text{cenová elasticita} = (\Delta IMP / \Delta P) \cdot (P / IMP),$$

kde  $P$  je  $P_{DOM}/P_{importní}$ .

**Rovnice 5: Důchodová elasticita importu**

$$\text{důchodová elasticita} = (\Delta IMP / \Delta HDP) \cdot (HDP / IMP)$$

První člen těchto rovnic je regresní koeficient u první proměnné, resp. u druhé proměnné. Druhý člen zahrnuje průměrné hodnoty za sledované období. Cenová elasticita byla 1,5 (1,3 – 1,8 pro 95% pravděpodobnost regresního koeficientu první proměnné, dále jen interval), důchodová elasticita vyšla 1,0 (0,6 – 1,4). Z těchto výsledků je patrný větší vliv cen než důchodu.

Model odhadnuté exportní poptávky přinesl tyto výsledky (Kreidl, 1995, s. 702):

**Rovnice 6: Odhadnutá exportní poptávka V. Kreidla**

$$EXP_t = -10,09 + 19,04 \cdot (P_{zahr,t} \cdot ER_t / P_{exp,t}) + 7,86 \cdot Q_{2,4} + 0,5 \cdot EXP_{t-1}$$

kde  $EXP_t$  je hodnota exportu ve stálých cenách,  $P_{zahr,t}$  index zahraniční cenové hladiny,  $ER_t$  nominální měnový kurz CZK/USD,  $P_{exp,t}$  index exportních cen,  $Q_{2,4}$  dummy proměnná

pro druhé a čtvrté čtvrtletí a  $EXP_{t-1}$  je zpožděná hodnota exportu ve stálých cenách o jedno čtvrtletí.

Proměnné byly statisticky významné na 5% hladině významnosti. Pomocí tohoto modelu se dalo vysvětlit 54,2 % kolísání exportu (upravené  $R^2 = 0,542$ ). Oproti importu tento model podává slabší výsledek. Důvodem může být nezahrnutí proměnné zahraničního HDP kvůli vysoké korelaci s relativními cenami (korelační koeficient byl 0,78)<sup>6</sup>.

U tohoto modelu bylo možné spočítat pouze cenovou elasticitu, a to krátkodobou i dlouhodobou.

**Rovnice 7: Krátkodobá cenová elasticita exportu**

$$\text{cenová elasticita} = \Delta EXP / \Delta (P_{zahr,t} \cdot ER_t / P_{exp,t}) \cdot (P_{zahr,t} \cdot ER_t / P_{exp,t}) / EX,$$

První člen je regresní koeficient u první proměnné, druhý člen zahrnuje průměrné hodnoty daných veličin. Krátkodobá cenová elasticita exportu nabývá hodnoty 0,6 (0 – 1,3), dlouhodobá hodnoty 1,3 (první člen jako  $\beta_1 / (1 - \beta_3)$ ). Tato studie zároveň potvrzuje splnění Marshall-Lernerovy (dále jen M-L) podmínky. Součet absolutních hodnot cenových elasticit poptávky po exportu a importu je větší než jedna. Splnění M-L podmínky znamená, že devalvace měny je účinná ve smyslu zlepšení výkonové bilance (Kreidl, 1995, s. 707) K tomu lze ovšem dodat, že M-L podmínka se týká nominálního exportu a importu, nikoli reálného.

Problémem této studie je krátké období (autor tento problém zmiňuje). Dále testování autokorelace pouze D-W statistikou a neuvažování stacionarity a nestacionarity časových řad (problém zdánlivé regrese). Při analýze reálného importu bych očekával zahrnutí reálného produktu místo nominálního.

V další studii (Holub, 1996) se T. Holub zabývá pouze importem. Použity jsou čtvrtletní data 1991 – 1995 (včetně Slovenska). Oproti předchozí studii tato studie zahrnuje vliv peněžní nabídky a poptávky. Modely importu mají tento tvar (Holub, 1996, s. 515):

**Rovnice 8: Odhadnutý model importu s CPI**

$$IM = -216,35 + 0,82 \cdot (CPI/P^{imp}) + 1,37 \cdot Y + 0,82 \cdot (M2/P) + 10,20 \cdot Q_1 + 16,26 \cdot Q_2 + 25,14 \cdot Q_4 + 28,31 \cdot Q_{4/1992}$$

**Rovnice 9: Odhadnutý model importu s PPI**

$$IM = -276,61 + 1,19 \cdot (PPI/P^{imp}) + 1,62 \cdot Y + 0,80 \cdot (M2/P) + 10,20 \cdot Q_1 + 16,26 \cdot Q_2 + 25,14 \cdot Q_4 + 28,31 \cdot Q_{4/1992}$$

<sup>6</sup> V případě korelačního koeficientu nestacionárních časových řad se jedná o zdánlivou závislost (viz později)

kde  $IM$  je reálný import,  $CPI$  index spotřebitelských cen,  $PPI$  index cen průmyslových výrobců<sup>7</sup>,  $P^{imp}$  index domácích dovozních cen,  $Y$  reálný hrubý domácí produkt a  $M2/P$  reálná peněžní zásoba. Do modelu byly zařazeny dummy proměnné pro první, druhé a čtvrté čtvrtletí a pro druhé čtvrtletí 1992. Růst HDP má v tomto modelu dvojí účinek. Na jedné straně zvyšuje poptávku po importu (keynesovský vyrovnávací proces), na druhé straně snižuje poptávku po importech (monetaristický vyrovnávací proces; zvýšení poptávky po penězích, která je lineární funkcí HDP).

Všechny proměnné v obou modelech byly statisticky významné na 5% hladině významnosti. Oba modely podávaly velice podobné výsledky (upravené  $R^2$  pro model s  $PPI$  byl 0,962, pro model s  $CPI$  0,960). D-W statistiky v obou modelech (hodnoty okolo 2,5) se nacházely v „šedé zóně“. Ani další testy (parciální autokorelační funkce, Breuschův-Godfreyův test) nepotvrdily nepřítomnost autokorelace.

Průměrná cenová elasticita pro cenový index  $PPI$  vyšla 1,01 a důchodová elasticita 1,6. Pro cenový index  $CPI$  to bylo 0,74 a 1,35. Pokud by ale ČNB proporcionálně s růstem HDP zvýšila peněžní zásobu, důchodová elasticita by se blížila k hodnotě 2 (u modelu s  $CPI$ ).

Pozitivem této studie je zahrnutí monetárních veličin (peněžní nabídky a peněžní poptávky) a testování autokorelace i dalšími testy. Neuvažováním stacionarity a nestacionarity časových řad vzniká opět problém zdánlivé regrese.

V další studii M. Kapička (Kapička, 1997) používá pro vysvětlení reálného importu a exportu (bez Slovenska) dvě proměnné, a to reálné HDP (domácí pro import, zahraniční pro export) a relativní ceny. Z důvodu stability nominálního měnového kurzu jej do modelu nezařadil. Použity jsou čtvrtletní data z období 1990 – 1995. Odhadnutý model importu má tento tvar (Kapička, 1997, s. 169):

**Rovnice 10: Odhadnutý model importu M. Kapičky v zlogaritmovaném tvaru**

$$\ln(IMP) = -7,847 + 0,905 \cdot \ln(HDP) + 1,587 \cdot \ln(defl\ HDP/P_{imp}) + 0,538 \cdot Q_{4/1992}$$

kde všechny proměnné jsou zlogaritmované ( $\ln$ ),  $IMP$  reálný import,  $HDP$  reálný domácí produkt. Jako index domácích cen je zvolen deflátor HDP. Parametry u proměnných  $HDP$  a relativních cen jsou přímo důchodová elasticita a cenová elasticita.

<sup>7</sup> Autor se zmiňuje o tom, že ani jeden tento ukazatel není ideální.  $CPI$  zahrnuje i ceny neobchodovatelných statků, které nemají přímý vliv na konkurenceschopnost dovozu.  $PPI$  namísto toho reprezentuje ceny jen podmnožiny obchodovatelných statků (Holub, 1996, s. 514).



Všechny proměnné byly statisticky významné na 5% hladině významnosti. Model dokázal vysvětlit téměř 86 % rozptylu (upravené  $R^2 = 0,859$ ). Problematiku zdánlivé regrese řeší modelem v procentních přírůstcích (Kapička, 1997, s. 170):

**Rovnice 11: Odhadnutý model importu M. Kapičky v procentních přírůstcích**

$$\% \Delta IM = 0,099 + 1,724 \cdot \% \Delta HDP + 1,025 \cdot \% \Delta (defl HDP / P_{imp})$$

kde  $\% \Delta$  jsou první difference logaritmických hodnot. Parametry u prvních dvou proměnných jsou opět důchodová a cenová elasticita<sup>8</sup>.

Všechny parametry v modelu jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti. Hodnota upraveného  $R^2$  je mírně nižší než u modelu v zlogaritmovaném tvaru (0,687). To je pochopitelné. Stacionarizovaný model vykazuje často nižší upravené  $R^2$ , ale naopak je tato hodnota směrodatnější. V tabulce 4 jsou uvedeny důchodové a cenové elasticity obou modelů s dolní a horní mezí (tj. 95% interval spolehlivosti). U prvního modelu byl import více citlivý na změnu cen, druhý model byl více citlivý na změnu důchodu. Výsledky jsou nejednoznačné. U druhého modelu byly navíc širší intervaly spolehlivosti. Autor vyjadřuje skepsi k ekonometrii jako takové.

**Tabulka 4: Elasticity importu**

|           | Důchodová elasticita |                     | Cenová elasticita |                     |
|-----------|----------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
|           | log. hodnoty         | procentní přírůstky | log. hodnoty      | procentní přírůstky |
| dolní mez | 0,320                | 0,643               | 1,297             | 0,486               |
| střed     | 0,905                | 1,724               | 1,587             | 1,025               |
| horní mez | 1,491                | 2,806               | 1,877             | 1,564               |

Zdroj: Kapička, 1997, s. 171; vlastní úprava

Pro export byl zvolen pouze model v zlogaritmovaném tvaru pro období 1991 - 1995. (Kapička, 1997, s. 172):

**Rovnice 12: Odhadnutý model exportu M. Kapičky v zlogaritmovaném tvaru**

$$\ln(EX) = -9,672 + 1,785 \cdot \ln(HDP_{Něm,t-2}) + 0,352 \cdot \ln(P_{world}/P_{exp})$$

kde  $HDP_{Něm,t-2}$  je reálné HDP Německa zpožděné o dvě čtvrtletí. Tuto proměnnou lze chápat také jako aproximaci zahraničního HDP.  $P_{world}$  je světový index spotřebitelských cen a  $P_{exp}$  index exportních cen. Nominální měnový kurz díky své stabilitě v daném období opět nebyl do modelu zařazen.

<sup>8</sup> Pokud se jedná o první difference logaritmických hodnot, tak v modelu v procentních přírůstcích a v zlogaritmovaném tvaru se nemůže jednat v obou případech o „stejně“ elasticity.

Všechny proměnné byly statisticky významné na 5% hladině významnosti. Model dokázal vysvětlit přibližně 75 % vývoje exportu (upravené  $R^2 = 0,754$ ). Důchodová elasticita exportu byla vyšší než elasticita cenová. To znamená, že export v daném období byl citlivější na změny zahraniční poptávky, ovšem se zpožděním dvou čtvrtletí.

Autor se v této studii snažil řešit problém zdánlivé regrese. Problémem je opět krátké období časových řad. U všech modelů jsou znaménka u proměnných podle ekonomické teorie.

V další studii se Hlušek a Singer (Hlušek a Singer, 1999) snažili modelovat import a export s ohledem na jejich předpověď. Proto volí měsíční data v období 1993 – 1998. Nebrali v potaz změnu metodiky měření zahraničního obchodu v roce 1996, což znehodnocuje danou analýzu. Výsledný model importu vypadal takto (Hlušek a Singer, 1999, s. 148):

**Rovnice 13: Odhadnutý model importu Hluška a Singera**

$$DOV = 20,2 + 0,91 \cdot DNY + 0,28 \cdot USD - 0,02 \cdot DM + 0,38 \cdot DM2(-3) + 3,37 \cdot DPI + 0,36 \cdot MO(-1)$$

V modelu *DOV* značí nominální meziroční růst korunových vývozů, *DNY* meziroční procentní změna počtu dní v měsíci, *USD* meziroční růst kurzu koruny vůči dolaru v % (kladná hodnota pro posilující korunu), *DM* meziroční růst kurzu koruny vůči marce v %, *DM2(-3)* tři měsíce zpožděný meziroční růst přírůstku měnového agregátu M2, *DPI* meziroční přírůstek růstu cen průmyslových výrobců a *MO(-1)* růst maloobchodních obrátů zpožděný o měsíc.

Tučně označené parametry znamenají statistickou významnost parametru na 5% hladině významnosti<sup>9</sup>. Model dokázal vysvětlit téměř 80 % rozptylu (upravené  $R^2=0,79$ ). Znaménka u statisticky významných parametrů splňují poznatky z teorie. V tomto modelu překvapí kurzová necitlivost importu (dolar i marka). To ovšem může být způsobeno zahrnutím obou měnových kurzů, které jsou zpravidla vysoce korelované. Hlušek a Singer ovšem uvádějí vzájemný korelační koeficient mezi těmito měnovými kurzy 0,15.

Model exportu odhadli takto (Hlušek a Singer, 1999, s. 146 a 147):

<sup>9</sup>I nadále budou tučně označené parametry znamenat statistickou významnost minimálně na 10% hladině spolehlivosti.

$$VYV = 5,46 + 0,75 \cdot DNY + 0,10 \cdot USD - 1,26 \cdot DM - 0,68 \cdot DM(-3) + 6,29 \cdot DNZ + 0,72 \cdot NDOV$$

V modelu  $VYV$  označuje nominální meziroční růst korunových exportů,  $DM(-3)$  tři měsíce zpožděný  $DM$ ,  $DNZ$  meziroční změna míry nezaměstnanosti v % a  $NDOV$  procentní meziroční nárůst německých dovozů v markách.

Upravené  $R^2$  dosahuje hodnoty 0,87. U statisticky významných parametrů odpovídají znaménka opět předpokladům z teorie (až na meziroční změnu míry nezaměstnanosti). Export byl oproti importu citlivý na vývoj neměcké marky (na americký dolar opět necitlivý). Oba modely odhadli také metodou SUR<sup>10</sup>, ale tato metoda nevedla k podstatnému zlepšení modelů. Autoři si byli vědomi nestacionarity časových řad. Bohužel tento poznatek nezužitovali kointegrační analýzou.

V další velmi rozsáhlé studii<sup>11</sup> V. Tomšík (Tomšík, 2000) modeloval nominální import a export dvěma způsoby: lineární regresí stacionarizovaných časových řad (procentní přírůstky) a kointegrační analýzou. Výhodou kointegrační analýzy a modelu korekce chyby je rozlišení krátkodobých a dlouhodobých vztahů (equilibria). Cílem lineární regrese bylo postihnout vlivy jednotlivých faktorů (pouze krátkodobé vztahy). Tato studie pracovala s měsíčními daty od ledna 1993 do prosince 1998. Data byla sezónně očištěna.

V tabulkách 5 a 6 jsou uvedeny jednotlivé proměnné lineární regrese s regresními koeficienty. Regresní koeficienty uvádějí přímo elasticity (se zpožděním). Byla provedena i analýza importu výrobků převážně k osobní spotřebě (SITC 0, 1, 4, 8) a importu surovin, palivu a materiálu (SITC 2, 3, 5, 6)<sup>12</sup>. HDP značí reálný hrubý domácí produkt, průmysl reálnou průmyslovou výrobu, M2/CPI(PPI) reálnou peněžní zásobu, MO maloobchodní obrat, FDI přímé zahraniční investice.  $\beta_1 + \beta_3$  znamená opět důchodový efekt na import, pokud by centrální banka akomodovala růst HDP stejným přírůstkem růstu peněžní zásoby (podobně Holub, 1996, viz výše). Z této analýzy je možné odvodit nejdůležitější proměnné vysvětlující import, a to jsou reálné HDP a reálná peněžní zásoba (znaménka odpovídají ekonomické teorii). V lineárních regresích byly zahrnuté i zpožděné proměnné importu (jednoměsíční a tříměsíční zpoždění), které byly také statisticky významné na 5% hladině významnosti. Ostatní proměnné byly často statisticky nevýznamné (relativní ceny, přímé zahraniční

<sup>10</sup> seemingly unrelated regression (viz Cipra, 2013, s. 193 až 199)

<sup>11</sup> Tato studie byla později publikována ve dvou článcích Tomšík, 2001a a Tomšík, 2001b

<sup>12</sup> zbývající třída SITC 7 nepodávala příliš „dobré výsledky“

investice) nebo na nich byl import pouze slabě závislý (počet pracovních dní a maloobchodní obrat). Všechny modely dokázaly vysvětlit přes 70 % rozptylu. Pro ověření autokorelace použil B-G test, ten však nedokázal zamítnout hypotézu o přítomnosti autokorelace na 5% hladině významnosti. Autor analyzoval i import jednotlivých tříd SITC (viz více Tomšík, 2000).

**Tabulka 5: Hodnoty regresních koeficientů importu s CPI**

| proměnná importní funkce | $\beta_1$         | $(\beta_1)$          | $\beta_3$              | $\beta_1 + \beta_3$ | $\beta_2$                                | $\beta_4$        | $\beta_5$         | $\beta_6$    | $R^2$ |
|--------------------------|-------------------|----------------------|------------------------|---------------------|------------------------------------------|------------------|-------------------|--------------|-------|
|                          | HDP <sub>-3</sub> | průmysl <sub>2</sub> | (M2/CPI) <sub>-1</sub> |                     | (CPI/P <sub>import</sub> ) <sub>-1</sub> | MO <sub>-2</sub> | FDI <sub>-3</sub> | pracovní dny |       |
| celkový IMP              | <b>1,10</b>       | <b>1,51</b>          | <b>2,29</b>            | <b>3,39</b>         | <i>1,01</i>                              | <b>0,42</b>      | <i>-0,004</i>     | <b>0,32</b>  | 0,725 |
| IMP_0148                 | <b>0,95</b>       | <i>0,88</i>          | <b>1,50</b>            | <b>2,45</b>         | <i>0,58</i>                              | <b>0,48</b>      | <i>0,010</i>      | <b>0,31</b>  | 0,740 |
| IMP_2356                 | <b>1,44</b>       | <i>0,74</i>          | <b>3,32</b>            | <b>4,76</b>         | <b>2,05</b>                              | <i>0,17</i>      | <i>-0,006</i>     | <b>0,21</b>  | 0,742 |

Zdroj: Tomšík, 2000, s. 68

**Tabulka 6: Hodnoty regresních koeficientů importu s PPI**

| proměnná importní funkce | $\beta_1$         | $(\beta_1)$          | $\beta_3$              | $\beta_1 + \beta_3$ | $\beta_2$                                | $\beta_4$        | $\beta_5$         | $\beta_6$    | $R^2$ |
|--------------------------|-------------------|----------------------|------------------------|---------------------|------------------------------------------|------------------|-------------------|--------------|-------|
|                          | HDP <sub>-3</sub> | průmysl <sub>2</sub> | (M2/CPI) <sub>-1</sub> |                     | (PPI/P <sub>import</sub> ) <sub>-1</sub> | MO <sub>-2</sub> | FDI <sub>-3</sub> | pracovní dny |       |
| celkový IMP              | <b>1,14</b>       | <b>1,51</b>          | <b>3,28</b>            | <b>4,42</b>         | <i>2,18</i>                              | <b>0,39</b>      | <i>-0,002</i>     | <b>0,26</b>  | 0,757 |
| IMP_0148                 | <b>0,92</b>       | <i>0,90</i>          | <b>2,45</b>            | <b>3,37</b>         | <i>1,70</i>                              | <i>0,36</i>      | <b>0,010</b>      | <b>0,25</b>  | 0,761 |
| IMP_2356                 | <b>1,15</b>       | <b>1,15</b>          | <b>3,37</b>            | <b>4,52</b>         | <i>1,86</i>                              | <i>0,04</i>      | <i>-0,005</i>     | <b>0,22</b>  | 0,754 |

Zdroj: Tomšík, 2000, s. 68

Dále zařadil do modelu proměnnou export. Tu zařadil po ověření závislosti importu na exportu v daném období (statisticky významné na 5% hladině významnosti). Export zvýšil vypovídací kvalitu modelu (vyjádřenou upraveným  $R^2$ ) (Tomšík, 2000, s. 86 a 87).

Nakonec se u importu zabývá smyslem agregace importu. Snaží se testovat, zda import surovin, paliv, materiálu a polotovarů (SITC 2, 3, 5 a 6) nepředbíhá růst HDP. Výsledný model potvrzuje tuto hypotézu (Tomšík, 2000, s. 90).

**Rovnice 15: HDP jako lag proměnná u importu**

$$IMP_{2356} = -2,62 + 1,14 \cdot HDP_{+3} + 0,86 \cdot (M2/CPI)_{-3} + 0,81 \cdot EXP$$

Zkratky proměnných byly vysvětleny. Vysvětlující proměnné byly statisticky významné na 5% hladině a model dokázal vysvětlit téměř 70 % rozptylu. Předstih importu před HDP nejlépe vycházel v intervalu tří měsíců.

Důležité výsledky modelu exportu jsou shrnuty v tabulce 7. Autor experimentuje s proměnnými zahraničního HDP v reálném vyjádření. Zahraniční HDP se snaží aproximovat HDP Německa (HDP\_SRN) nebo HDP Evropské unie (HDP\_EU). B-G test opět nedokázal zamítnout přítomnost autokorelace na 5% hladině významnosti. Jako významné proměnné se

ukázaly měnový kurz a HDP (EU i SRN). Nerovnováha na trhu peněz (rozdíl reálné peněžní zásoby a reálné poptávky po penězích) měla na export velmi malý vliv. Při použití německého HDP byl export vysoce závislý na relativních cenách. Do modelu byla zařazena i zpožděná proměnná exportu. Regresní koeficienty opět značí příslušné elasticity. Autor také provedl analýzu jednotlivých tříd SITC (viz více Tomšík, 2000, s. 82).

**Tabulka 7: Hodnoty regresních koeficientů celkového českého exportu<sup>13</sup>**

| <b>Důchod</b>           | <b>HDP_SRN</b>   | <b>HDP_SRN</b> | <b>HDP_EU</b>     | <b>HDP_EU</b>     |
|-------------------------|------------------|----------------|-------------------|-------------------|
| <b>Cenový index</b>     | <b>CPI</b>       | <b>PPI</b>     | <b>CPI</b>        | <b>PPI</b>        |
| Důchodový regresor      | <b>3,19-3,74</b> | <b>2,41</b>    | <b>5,29-11,12</b> | <b>6,18-10,59</b> |
| Cenový regresor         | <b>4,05</b>      | <b>2,51</b>    | <b>-0,02</b>      | <b>-0,02</b>      |
| Kurzový regresor        | <b>1,12</b>      | <b>1,81</b>    | <b>1,35</b>       | <b>1,3</b>        |
| Regresor peněžního trhu | <b>-0,06</b>     | <b>-0,01</b>   | <b>-0,06</b>      | <b>-0,01</b>      |
| R <sup>2</sup>          | 0,610            | 0,637          | 0,647             | 0,627             |

Zdroj: Tomšík, 2000, s. 76

V kointegrační analýze se snažil především modelovat dlouhodobé vztahy (nediferencované členy) a vztahy krátkodobé (diferencované členy). Jako metodu kointegrační analýzy zvolil Johansenovu metody (viz více metodika ve třetí kapitole). Statisticky významné výsledky poskytla pouze analýza importu, pro kterou vytvořil dva modely (Tomšík, 2000, s. 101 a 102; rovnice 16 až 20). První model dokázal vysvětlit téměř 75 % rozptylu, druhý model téměř 90 %. U prvního modelu bych nezařazoval proměnnou FDI, protože v regresní analýze nepodávala statisticky významné výsledky. Člen EC je statisticky významný v obou případech, krátkodobé vztahy jsou většinou nevýznamné. B-G a Arch test odmítají hypotézu přítomnosti autokorelace a heteroskedasticity. Kointegrace v obou případech potvrzena Johansenovým testem na 1% hladině významnosti. Všechny časové řady v analýze importu byly integrované řádu 1 (až na časovou řadu DNY, ta byla stacionární už v úrovních). Zajímavé je, že v obou případech má na import dlouhodobě malý vliv HDP. To lze vysvětlit tím, že peněžní zásoba, která je v pozitivním vztahu s HDP, ubírá statisticky význam HDP (možný problém multikolinearity). Překvapí také záporný vliv maloobchodního obratu.

**Rovnice 16: Kointegrační rovnice importu I**

$$IMP = -3,12 + 0,24 \cdot HDP + 2,32 \cdot (CPI/P_{import}) + 1,06 \cdot (M2/CPI) - 1,06 \cdot MO + 0,00 \cdot FDI - 0,46 \cdot DNY$$

<sup>13</sup> Vysvětlující proměnné byly zahrnuty v různých zpožděních (viz více Tomšík, 2000, s. 75 a 76)

**Rovnice 17: EC model importu I**

$$\begin{aligned}\Delta IMP = & -0,0005 - 0,64 \cdot \Delta HDP_{-2} + 0,95 \cdot \Delta HDP_{-3} - 2,43 \cdot \Delta(CPI/P_{import})_{-2} \\ & + 0,43 \cdot \Delta(CPI/P_{import})_{-3} - \mathbf{0,31} \cdot \Delta(M2/CPI)_{-2} + 3,83 \cdot \Delta(M2/CPI)_{-3} \\ & + 0,05 \cdot \Delta MO_{-2} + 0,10 \cdot \Delta MO_{-3} - 0,003 \cdot \Delta FDI_{-2} - 0,004 \cdot \Delta FDI_{-3} \\ & + \mathbf{0,31} \cdot \Delta DNY_{-2} + 0,29 \cdot \Delta DNY_{-3} + 0,09 \cdot \Delta IMP_{-2} - \mathbf{0,29} \cdot \Delta IMP_{-3} \\ & - \mathbf{1,03} \cdot ECM\end{aligned}$$

**Rovnice 18: Kointegrační rovnice modelu importu II**

$$\begin{aligned}IMP = & -3,85 + 0,06 \cdot HDP + \mathbf{2,07} \cdot (PPI/P_{import}) \\ & + 0,67 \cdot (M2/PPI) + \mathbf{0,0007} \cdot trend\end{aligned}$$

**Rovnice 19: EC model importu II**

$$\begin{aligned}\Delta IMP = & -0,0007 - \mathbf{1,20} \cdot \Delta HDP_{-3} + 0,41 \cdot \Delta HDP_{-4} + 0,80 \cdot \Delta(PPI/P_{import})_{-3} \\ & + 0,85 \cdot \Delta(PPI/P_{import})_{-4} - \mathbf{2,03} \cdot \Delta(M2/PPI)_{-3} + 0,32 \cdot \Delta(M2/PPI)_{-4} \\ & + \mathbf{0,39} \cdot \Delta IMP_{-3} - \mathbf{0,26} \cdot \Delta IMP_{-4} - \mathbf{1,47} \cdot ECM\end{aligned}$$

Druhý model poskytoval statisticky lepší výsledky, proto autor provedl hlubší analýzu (viz Tomšík, 2000, 102). Osobně bych dával přednost také druhému modelu, protože zahrnuje méně vysvětlujících proměnných. Tím se také zjednodušuje interpretace regresních koeficientů. Relativní ceny krátkodobě (ovšem statisticky nevýznamně) i dlouhodobě kladně působí na import. Tato proměnná měla na import největší vliv. Reálná peněžní zásoba a reálný produkt působí dlouhodobě také kladně, ale krátkodobě je jejich vliv těžko interpretovatelný. Obě proměnné mají s tříměsíčním zpožděním záporné znaménko, se čtyřměsíčním zpožděním kladné (navíc čtyřměsíční zpoždění je statisticky nevýznamné). U obou modelů má člen error correction záporné znaménko, dochází ke konvergenci.

Mandel a Tomšík (Mandel a Tomšík, 2001) v rámci svého článku zabývající se modelem efektivní tržní klasifikace modelovali kointegrační analýzou export a import zboží a služeb v reálném vyjádření. Zvolili Engel-Grangerovu metodu (viz Metodika). Použili čtvrtletní data za období 1. čtvrtletí 1993 až 1. čtvrtletí 2000. Všechny časové řady byly integrované nejméně řádem 1 (podle DF testů). V modelu importu nezahrnuli proměnnou domácího důchodu, ale saldo státního rozpočtu<sup>14</sup> (T-G) a reálnou úrokovou míru ( $IR_{CPI}$ ). Do modelu exportu zahrnuli reálný měnový kurz ( $ER_{CPI}$ ). Ostatní proměnné byly použity již dříve. ( $M2_{CPI}$

<sup>14</sup> Model efektivní tržní klasifikace zkoumá optimální mix monetární a fiskální politiky. Monetární politika je v modelech zastoupena úrokovou mírou a fiskální politika saldem státního rozpočtu. Proto zde domácí důchod není zahrnut.

reálná peněžní zásoba,  $Y_{EU}$  reálný hrubý domácí produkt eurozóny). Nejprve uvedu kointegrační rovnice exportu a importu (Mandel a Tomšík, 2001, s. 169).

**Rovnice 20: Kointegrační rovnice exportu zboží a služeb**

$$EX = -685,85 + 2,02 \cdot ER_{CPI} + 0,58 \cdot Y_{EU}$$

**Rovnice 21: Kointegrační rovnice importu zboží a služeb**

$$IM = 152,53 - 0,33 \cdot (T - G) - 0,77 \cdot IR_{CPI} + 0,05 \cdot M2_{CPI} - 7,04 \cdot ER_{CPI} + 0,80 \cdot EX$$

Rovnice modelu korekce chyb potvrzují kointegrovanost časových řad, protože člen ECM je statisticky významný (se správným znaménkem). Model exportu vysvětluje 50 % rozptylu, model importu 91 %. Znaménka u vysvětlujících proměnných v kointegračních rovnicích odpovídají ekonomické teorii. Autokorelace byla testována pouze DW-statistikou, heteroskedasticita nebyla testována vůbec (smyslem bylo zjistit, jestli jsou časové řady kointegrované a je možné je modelovat lineární regresí bez problému vzniku zdánlivé regrese).

**Rovnice 22: EC model exportu zboží a služeb**

$$\Delta EX = 4,99 - 0,62 \cdot \Delta ER_{CPI} - 0,05 \cdot \Delta Y_{EU} - 1,08 \cdot ECM$$

**Rovnice 23: EC model importu zboží a služeb**

$$\begin{aligned} \Delta IM = 1,72 - 0,31 \cdot \Delta(T - G) - 1,00 \cdot \Delta IR_{CPI} - 0,12 \cdot \Delta M2_{CPI} - 4,81 \cdot \Delta ER_{CPI} \\ + 0,82 \cdot \Delta EX - 1,09 \cdot ECM \end{aligned}$$

Zajímavé z této analýzy je, že reálný měnový kurz prokázal statistickou významnost pouze u importu zboží a služeb. U importu byla prokázána statistická nevýznamnost reálné peněžní zásoby. U modelu exportu zboží služeb a zboží by stálo za zvážení zahrnutí nějaké další vysvětlující proměnné k jeho vylepšení. Tato studie ukázala možnou další vysvětlující proměnnou saldo státního rozpočtu a reálnou úrokovou míru v modelu importu, které nabízely statisticky významné výsledky.

V další studii se V. Pánková (Pánková, 2003) snažila podat základní kvantitativní charakteristiky exportu klíčových komodit a exportu do nejvýznamnějších oblastí. Zmiňuje možnost použití kointegrační analýzy, ale z důvodu krátkých časových řad tuto analýzu neprovádí. Použita byla data na roční bázi za období 1994 – 2001. Proto používá metodu SUR odhadnutou zobecněnou metodou nejmenších čtverců (ZMŇČ). Vychází se z předpokladu, že na děje odehrávající se ve shodném prostředí působí stejné vlivy. To znamená, že jednotlivé rovnice jsou propojeny prostřednictvím náhodných složek, které zahrnují vlivy explicitně nezahrnuté do rovnic (Pánková, 2003, s. 534). Analýza byla provedena podle dvou hledisek:

jedna komodita exportovaná do různých oblastí a všechny komodity exportované do téže oblasti (4 komodity a 4 oblasti znamenají celkem 32 rovnic, 8 SUR). Jako vysvětlovaná proměnná byl zvolen export/zahraniční HDP (v reálném vyjádření) a jako jediná vysvětlující proměnná domácí cenová hladina/zahraniční cenová hladina vyjádřené v cenových indexech CPI nebo PPI. Koeficient u cenových hladin se dal očekávat jako záporný. Růst domácí cenové hladiny nebo pokles zahraniční cenové hladiny vedou ke snížení exportu. Autorka ovšem zmiňuje, že kladné hodnoty koeficientu jsou možné, protože ceny v praxi ovlivní export až po dosažení určitého prahu. Ve většině případů (21 ze 32) byl koeficient záporný. Pro velké množství výsledků a také proto, že tato analýza sloužila spíš jako demonstrace metody SUR, podrobnější výsledky neuvádím (viz Pánková, 2003, s. 537 - 539).

Havrlant a Hušek (Havrlant a Hušek, 2011) provedli podobnou analýzu jako Tomšík. Kointegrační analýzou (Johansenova metoda) modelují export (X), která u Tomšíka nenabídla statisticky významné výsledky. Používají sezónně očištěná čtvrtletní data za období 1996 – 2010 druhé čtvrtletí. Z důvodu možnosti použití více cenových indexů za vysvětlující proměnnou cenová hladina, vznikají tři modely.<sup>15</sup>

První model exportu byl modelován s cenovým indexem PPI domácím a Evropské unie (PPIEMU) (Havrlant a Hušek, s. 207):

**Rovnice 24: Model exportu s PPI (Havrlant a Hušek)**

$$\begin{aligned}\hat{D}(\text{LOG}(X)) = & 0,165 \cdot (\text{LOG}(X(-1)) + 1,278 \cdot \text{LOG}(\text{GDPEMU}(-1)) \\ & + 3,167 \cdot \text{LOG}(\text{PPIEMU}(-1)) - 7,672 \cdot \text{LOG}(\text{PPI}(-1)) \\ & + 2,619 \cdot \text{LOG}(\text{EUR}(-1)) + 0,014 \cdot \text{TREND} - 1,429) \\ & - 0,722 \cdot D(\text{LOG}(X(-1))) + 1,996 \cdot D(\text{LOG}(\text{GDPEMU}(-1))) \\ & - 0,211 \cdot D(\text{LOG}(\text{PPIEMU}(-1))) + 0,715 \cdot D(\text{LOG}(\text{PPI}(-1))) \\ & + 0,147 \cdot D(\text{LOG}(\text{EUR}(-1))) + 0,025\end{aligned}$$

GDPEMU značí HDP Evropské unie, EUR nominální měnový kurz a D první diference vysvětlujících proměnných. Ve všech modelech se předpokládá exogenní charakter vysvětlujících proměnných. Kointegrace je potvrzena na 5% hladině významnosti. Problematické je kladné znaménko u členu error correction. Model dokázal vysvětlit 46 % rozptylu. V odhadnutém modelu je možné vidět, že ceny a měnový kurz mají dlouhodobý vliv

<sup>15</sup> Bohužel jsem se z uvedeného článku nedozvěděl, jestli se jedná o export zboží nebo i služeb. To však byl problém více studií. U exportu a vysvětlované proměnné zahraničního HDP nevím, jestli jsou vyjádřené reálně nebo nominálně. Předpokládat se dá spíše reálné vyjádření.



(s opačnými znaménky<sup>16</sup>), ale nikoli krátkodobý vliv na export. Kurz české koruny dlouhodobě apreciuje a export roste, proto je těžké očekávat pozitivní vztah. Opačně je tomu v případě zahraničního HDP (krátkodobý, ale statisticky nevýznamný dlouhodobý vztah).

Jako druhý cenový index byly zvoleny importní (DC) a exportní (VC) ceny (Havrlant a Hušek, 2011, s. 210):

**Rovnice 25: Model exportu s exportními a importními cenami (Havrlant a Hušek)**

$$\begin{aligned}\widehat{D}(\text{LOG}(X)) = & 0,453 \cdot (\text{LOG}(X(-1)) - 1,851 \cdot \text{LOG}(\text{GDPEMU}(-1)) \\ & + 0,655 \cdot \text{LOG}(\text{DC}(-1)) - 1,627 \cdot \text{LOG}(\text{VC}(-1)) \\ & + 2,032 \cdot \text{LOG}(\text{EUR}(-1))) - 0,847 \cdot D(\text{LOG}(X(-1))) \\ & + 2,756 \cdot D(\text{LOG}(\text{GDPEMU}(-1))) - 0,085 \cdot D(\text{LOG}(\text{DC}(-1))) \\ & + 0,287 \cdot D(\text{LOG}(\text{VC}(-1))) + 0,532 \cdot D(\text{LOG}(\text{EUR}(-1)))\end{aligned}$$

Kointegrace je potvrzena na 10% hladině významnosti. Problémem je opět kladné znaménko u členu error correction. Model dokázal vysvětlit téměř 60 % kolísání (upravené  $R^2=0,596$ ). Opět se potvrdil dlouhodobý vliv cen a měnového kurzu, ale s opačnými znaménky. Z obou předchozích modelů se zdá, že v tomto období spíše export ovlivňoval měnový kurz a ne měnový kurz export. U zahraničního HDP je statisticky významný vztah dlouhodobý i krátkodobý, také v souladu s hypotézou.

Poslední model exportu s domácím a zahraničním cenovým indexem CPI (CPI a CPIEMU) byl modelován pouze v diferencích (Havrlant a Hušek, 2011, s. 213). Cenový index CPI byl v daném období integrován řádem 2, ale pro krátkodobou analýzu může být považován za I(1). Tento model nabízel nejlepší ex-post předpovědi, ale diferencováním nebylo možné provést kointegrační analýzu. Diferencováním také došlo ke ztrátě informací o dlouhodobých vztazích. Data byla použita za upravené období 1995 třetí čtvrtletí až 2010 druhé čtvrtletí (Havrlant a Hušek, 2011, s. 213).

**Rovnice 26: Model exportu s CPI (Havrlant a Hušek)**

$$\begin{aligned}\widehat{D}(\text{LOG}(X)) = & -0,011 + 0,595 \cdot D\text{LOG}(X(-1)) - 3,939 \cdot D\text{LOG}(\text{GDPEMU}(-1)) \\ & + 7,332 \cdot D\text{LOG}(\text{CPIEMU}(-1)) - 1,509 \cdot D\text{LOG}(\text{CPI}(-1)) \\ & + 0,586 \cdot D\text{LOG}(\text{LOG}(\text{EUR}(-1)))\end{aligned}$$

Krátkodobé vlivy cen a měnového kurzu potvrzují ekonomickou teorii. Problematické je zahraniční HDP s opačným znaménkem, než předpokládá teorie.

<sup>16</sup> Jedná se o normalizovaný kointegrační vektor, kde export je spolu s ostatními proměnnými na jedné straně.

V této studii hodnotím kladně použitou metodu. Problémem byla kladná znaménka u členu error correction. Kladné znaménko u členu error correction může znamenat, že nedochází ke konvergenci, ale divergenci časových řad. Otazníkem zůstává nesoulad hodnot parametrů v rovnicích s výstupy v tomto článku. Pro posouzení kvality modelu chyběly testy autokorelace a heteroskedasticity. Heteroskedasticita mohla být zmírněna zlogaritmováním časových řad. Myslím si, že autoři dostatečně nezohlednili ekonomickou interpretaci vysvětlujících proměnných.

V tabulce 8 shrnuji dosavadní studie zejména s ohledem na použitou metodu a vysvětlující proměnné. Značení vysvětlujících proměnných jsem se snažil sjednotit. V poznámce u této tabulky vysvětluji pouze nově označené proměnné. Zajímavé je sledovat i vývoj použitých metod od lineární regrese (RA) nestacionárních časových řad až po kointegrační analýzu (KA). To souvisí s nárůstem délky časových řad, ale také s tím, že zaběhnutí nové metody (jakou byla kointegrační analýza) trvá nějaký čas. Nejčastěji byla použita data se čtvrtletní frekvencí. Problémem při shrnutí poznatků bylo zjistit z některých uvedených studií, zda se jednalo o export a import zboží nebo o export a import zboží i služeb. Z kontextu studií bylo možné tento detail vyvodit. Až na několik výjimek se jednalo o export a import zboží v reálném vyjádření.

Tabulka 8: Shrnutí poznatků

| Autor           | Období      | Frekvence | Metoda               | IM/EX         | Proměnné                                                                                      |
|-----------------|-------------|-----------|----------------------|---------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------|
| Kreidl          | 1990-1994   | q         | RA <sup>1</sup>      | IM            | HDP, CPI, P <sub>IM</sub>                                                                     |
|                 |             |           |                      | EX            | ER, P <sub>EX</sub> , P <sub>F</sub> , EX                                                     |
| Holub           | 1991-1995   | q         | RA <sup>1</sup>      | IM            | CPI, PPI, P <sub>IM</sub> , Y, M2/P                                                           |
| Kapička         | 1990-1995   | q         | RA <sup>2</sup>      | IM            | Y, deflHDP, P <sub>IM</sub>                                                                   |
|                 |             |           |                      | EX            | P <sub>F</sub> , P <sub>EX</sub> , Y <sub>F</sub>                                             |
| Hlušek, Singer  | 1993-1998   | m         | RA <sup>3</sup>      | IM (nom.)     | ER, M2, MO, PPI, D                                                                            |
|                 |             |           |                      | EX (nom.)     | ER, U, IM, D                                                                                  |
| Tomšík          | 1993-1998   | m         | RA <sup>3</sup> , KA | IM(nom.)      | Y, M2/P, MO, FDI, CPI, PPI, P <sub>IM</sub> , EX, D                                           |
|                 |             |           |                      | EX(nom.)      | CPI <sub>F</sub> , PPI <sub>F</sub> , P <sub>EX</sub> , ER, U, M2/P, k.Y, Y <sub>F</sub>      |
| Tomšík, Mandel  | 1993-2000   | q         | KA                   | IM (+služby)  | T-G, RIR, RER, M2/P, EX                                                                       |
|                 |             |           |                      | EX (+služby)  | RER, Y <sub>F</sub>                                                                           |
| Pánková         | 1994-2001   | y         | SUR                  | EX (i služby) | PPI, CPI, Y <sub>F</sub>                                                                      |
| Havrlant, Hušek | 1996-2010q2 | q         | KA                   | EX            | Y <sub>F</sub> , PPI <sup>4</sup> , CPI <sup>4</sup> , P <sub>EX</sub> , P <sub>IM</sub> , ER |

Zdroj: vlastní úprava

Pozn. RER - reálný měnový kurz, RIR - reálná úroková míra, HDP - nominální produkt, Y - reálný produkt, Y<sub>F</sub> - zahraniční reálný produkt, D - dny, U - míra nezaměstnanosti, k.Y - reálná poptávka po penězích, deflHDP - deflátor HDP;

<sup>1</sup>nediferencované ČR, <sup>2</sup>stacionarizované i nediferencované ČR, <sup>3</sup>stacionarizované ČR, <sup>4</sup>domácí i EU

### 1.3.Faktory z ekonomické teorie

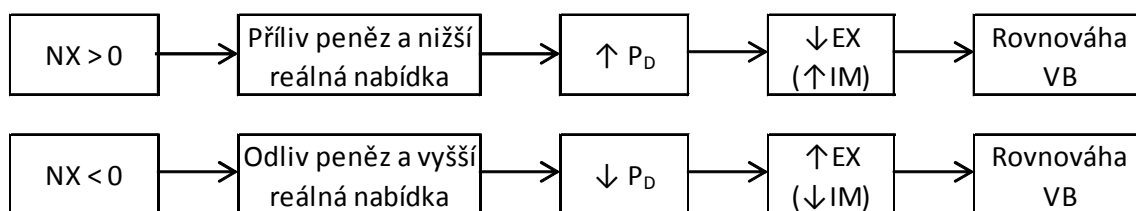
Teoretické zázemí faktorům ovlivňující export a import poskytují vyrovnávací procesy platební bilance (výkonové bilance). Cenový, důchodový, kursový a monetaristický vyrovnávací proces platební bilance<sup>17</sup>. Existují i další faktory, které mají vliv na export a import. Nemají ovšem pevné kořeny v teorii. Nyní blíže rozvedu vyrovnávací procesy platební bilance. Ve skutečnosti tyto procesy probíhají zároveň, ale z didaktického hlediska je dobré se na každý proces podívat zvlášť.

Nejstarší vyrovnávací proces platební bilance je cenový (CVP). U CVP existuje možnost využití mnoha cenových indexů – CPI, PPI, deflátor HDP a také importní a exportní ceny. CVP je teoreticky zpracovaný již D. Humem a D. Ricardem. Základní myšlenkou CVP je, že

<sup>17</sup> Cenový, důchodový a monetaristický vyrovnávací proces předpokládají pevný měnový kurs nebo společnou měnu (měnovou unii).

při růstu domácí cenové hladiny by měl klesat export s možným růstem importu (obrázek 4). Při poklesu domácí cenové hladiny by tomu mělo být naopak (Durčáková a Mandel, 2010, s. 415). Tento proces ovšem nemusí probíhat hladce. Snížení domácí cenové hladiny snižuje i exportní ceny a proto je nutné zvýšit reálný (fyzický) export. Jinými slovy procentní růst reálného exportu musí být vyšší než procentní pokles domácí cenové hladiny. Navíc k přizpůsobování cen může docházet rozdílně v různých fázích hospodářského cyklu (Durčáková a Mandel, 2010, s. 416).

Obrázek 4: Cenový vyrovnávací mechanismus

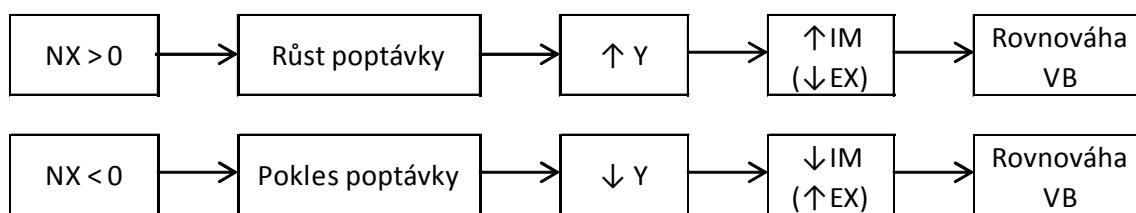


Zdroj: Durčáková a Mandel, 2010, s. 415; vlastní úprava

Důchodový vyrovnávací proces (DVP) vychází z učení J. M. Keynese. Keynes zastával, že ceny a mzdy jsou strnulé. DVP předpokládá stabilní cenovou hladinu (nerozlišuje nominální a reálné veličiny), dostatek volných výrobních kapacit a pevný měnový kurs. Vliv peněz zanedbává. K vyrovnání výkonové bilance dochází přes domácí důchod a zejména import (obrázek 5). Vliv domácího důchodu na export v ekonometrických modelech je většinou statisticky nevýznamný (Mandel a Tomšík, 2008, s. 32, 36 a 37).

Tento proces nemusí být úplný (v podstatě ani být nemůže v ekonomice s úsporami). Úplnost může být zajištěna vhodnou měnovou nebo kursovou politikou<sup>18</sup>.

Obrázek 5: Důchodový vyrovnávací mechanismus

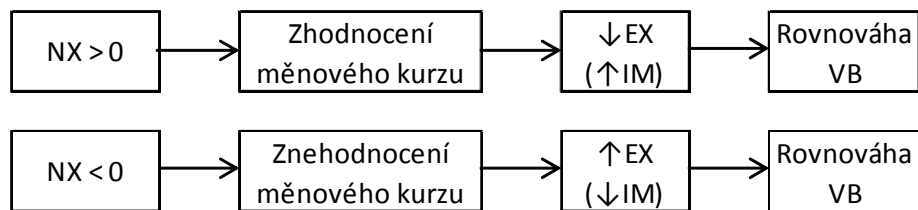


Zdroj: Mandel a Tomšík, 2008, s. 37; vlastní úprava

Kursový vyrovnávací proces (KVP) vychází z nerovnováhy výkonové bilance. Z důvodu nerovnováhy dochází k zhodnocování domácí měny (při kladném saldu) nebo znehodnocování domácí měny (při záporném saldu). K vyrovnávání dochází zejména přes export (obrázek 6).

<sup>18</sup> Podrobněji v Tomšík, 2000, s. 8 a 9

Obrázek 6: Kursový vyrovnávací mechanismus



Zdroj: Mandel a Tomšík, 2008, s. 48; vlastní úprava

Ke KVP se váže Marshall-Lernerova (M-L) podmínka. M-L podmínka se dočkala velké pozornosti a byla mnohokrát testována. M-L podmínka říká, že devalvace domácí měny povede ke zlepšení výkonové bilance v nominálním vyjádření, pokud export a import jsou dostatečně elastické s ohledem na měnový kurz (Krugman, Obstfeld a Melitz, 2012, s. 460).<sup>19</sup>

S M-L souvisí tzv. J-křivka, která ukazuje, že krátkodobě z důvodu uzavřených kontraktů zahraničních odběratelů není M-L podmínka splněna (po devalvaci dochází ke zhoršení výkonové bilance v nominálním vyjádření), ale v dlouhém období splněna je - výkonová bilance se zlepšuje (Bahmani-Oskooee, 1985, s. 501). Bahmani-Oskooee a Goswami přišli s tím, že testování J-křivky přináší lepší výsledky na neagregovaných datech (Bahmani-Oskooee a Goswami, 2003, s. 108). M-L podmínka se dočkala kritiky. Teorie absorpce a teorie reálného měnového kurzu tvrdí, že devalvace nemůže zlepšit saldo výkonové bilance. Teorie reálné kurzu přichází s tím, že pokud měnu devalvujeme, tak ve stejném poměru se v krátkém období zvýší i cenová hladina a reálný kurs se tedy nezmění. Ve skutečnosti dojde ke zvýšení cenové hladiny, ale s relativně dlouhým časovým zpožděním.

Teorie absorpce říká, že pokud po devalvaci nedojde ke snížení absorpce nebo ke zvýšení produktu podle rovnice 27 (ekonomika se pohybuje pod potenciálem), tak je devalvace neúčinná (S. Alexander, 1952). Machlup, zastánce devalvace, souhlasí s tím, že krátkodobě může dojít ke zhoršení výkonové bilance, ale z důvodu realokačního efektu se v dlouhém období výkonová bilance zlepší (Mandel a Tomšík, 2008, s. 61 až 64).

Rovnice 27: Čistý export a teorie absorpce

$$NX = Y_p - A$$

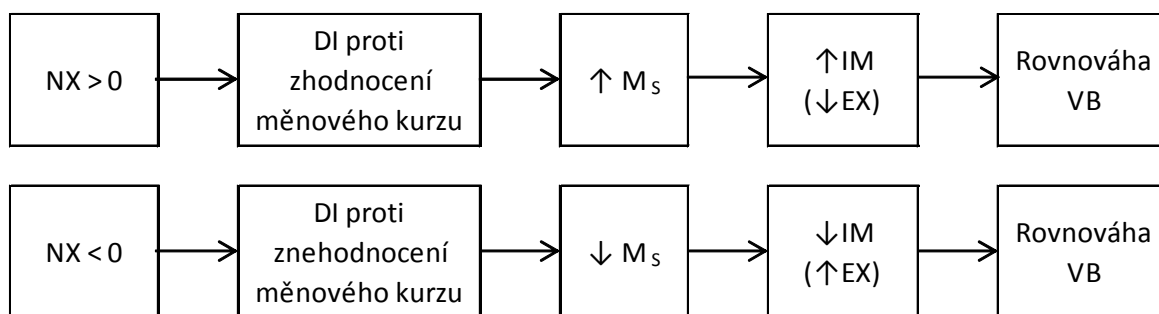
Kurz české koruny dlouhodobě reálně apreciuje. Přesto export roste. Důvodem může být rostoucí produktivita, kvalita zboží a konvergenční proces. Více než půl roku po intervencích

<sup>19</sup> Zahrnutím několika předpokladů se zjednodušeně jedná o součet cenových elasticit importu a exportu vzhledem k měnovému kurzu větší než hodnota 1. Jedná se o podmínku postačující, nikoli nutnou. I při její nesplnění může v marginálních případech dojít ke zlepšení výkonové bilance následkem devalvace. Matematické odvození M-L podmínky viz Krugman, Obstfeld a Melitz, 2012, s. 460 – 462

analytici ČNB hodnotí, že oslabení měny mělo pozitivní vliv na nominální a reálný export<sup>20</sup>. (Měnový kurz jako nástroj při nulových úrokových sazbách: případ ČR, s. 39, dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/vyzkum/vyzkum\\_publicace/rpn/2014/c\\_rpn\\_03\\_2014.html](http://www.cnb.cz/cs/vyzkum/vyzkum_publicace/rpn/2014/c_rpn_03_2014.html)).

Monetaristický vyrovnávací proces (MVP) opět předpokládá pevný měnový kurs (Currency board). Tento proces vzniká na základě nerovnosti peněžní nabídky a peněžní poptávky. Obrázek 8 zachycuje proces při nerovnováze výkonové bilance. Centrální banka v rámci Currency board musí intervenovat na nastalou nerovnováhu, aby nedošlo ke změně měnového kurzu. Zjednodušeně by při růstu peněžní nabídky mělo docházet k růstu importu a naopak.

Obrázek 7: Monetaristický vyrovnávací proces



Zdroj: Mandel a Kodera, 1994, s. 613

Dalším zajímavým teoretickým východiskem je model efektivní tržní klasifikace. Pro českou ekonomiku ho upravili M. Mandel s V. Tomšíkem. Čistý export je negativní funkcí absorpce a funkcí měnového kurzu, který je ovlivněn úrokovou mírou. Úroková míra má dva protichůdné efekty. Např. růst úrokové míry povede ke snížení absorpce (přímý vliv) a růstu čistého exportu, zároveň k apreciaci kurzu a poklesu čistého exportu (Mandel a Tomšík, 2001, 165 a 166).

Mezi další faktory ovlivňující export řadím produktivitu práce<sup>21</sup> (+), úrokovou míru (+/-) směnné relace (-), dlouhodobě) a míru nezaměstnanosti (-). Faktory, které dále ovlivňují import, jsou export (+), směnné relace (+, dlouhodobě), úroková míra (+/-) a přímé zahraniční investice (+ v případě, že se jedná o reálné přímé zahraniční investice).

V. Tomšík (Tomšík, 2000, s. 62) ve své studii jednotlivé vysvětlující proměnné rozděljuje na nabídkové a poptávkové faktory pro import a export zvlášť. Mým cílem není vytvořit modely pro nabídku nebo poptávku exportu/importu, proto nebudu proměnné rozdělovat

<sup>20</sup> Zmiňují se také o pozitivním vlivu zahraniční poptávky na export.

<sup>21</sup> V závorce uvádím znaménko předpokládané závislosti

na poptávkové a nabídkové faktory. Navíc u některých faktorů není snadné určit, zda se jedná o poptávkový nebo nabídkový faktor.

## 2. Empirická analýza

V empirické analýze se nejdříve zmíním krátce o kointegrační analýze. Poté popíšu časové řady, které budu používat. Nakonec detailně rozeberu metodiku a provedu analýzu. Nejdříve se budu zabývat importem a následně exportem. V případě, že dané časové řady nejsou kointegrované, budu muset použít pouze klasickou regresní analýzu diferencovaných časových řad.

### 2.1. Kointegrační analýza<sup>22</sup>

Dříve se vztahy mezi časovými řadami modelovaly lineární regresí. Problémem bylo, že mnoho časových řad je  $I(1)$ , tj. nestacionární časové řady a často vznikl problém zdánlivé regrese. Statistické výsledky zdánlivé regrese byly výborné, ale vypovídací schopnost modelu nulová. Tento problém se může řešit diferencí všech časových řad. To ovšem znamená ztrátu důležitých informací o dlouhodobých vztazích. V 80. letech Granger představil koncept kointegrace. I přesto, že časové řady jsou nestacionární, může mezi nimi existovat pravý (dlouhodobý) vztah. Pokud je lineární kombinace časových řad stacionární, jsou časové řady kointegrované. To znamená, že tyto řady mají equilibrium, ke kterému směřují (Arlt, 1997, s. 1; více o vývoji kointegrační analýzy Hendry a Juselius, 1999, s. 9 - 11).

První možností modelovat kointegrované řady je Engel-Grangerova metoda. Ta ovšem pojímá pouze jednorovnicové modely a předpokládá exogenní charakter vysvětlujících proměnných. Tedy pouze jeden kointegrační vztah. Vylepšením se staly modely ADL s EC složkou, které přidávají i časové zpoždění vysvětlujících proměnných. Výhodou je, že odhady parametrů lze získat jednoduchou metodou nejmenších čtverců.

Nejvíce je ovšem rozpracovaná kointegrace v modelu VAR, neboli Johansenova metoda (Tomšík a Havrlant s Huškem použili tuto metodu). VAR všechny proměnné bere jako endogenní a zároveň řeší otázku časového zpoždění, kterou Engel-Grangerova metoda neuvažuje. Johansenova metoda testuje počet kointegračních vztahů. Pro testování kointegrace použiji Johansenovu (viz kapitola 3) i Engel-Grangerovu metodu. Samotnou analýzu provedu Johansenovou (viz kapitola 3) a ADL metodou.

Testování kointegrace Engel-Grangerovou metodou je jednoduché. Provede se klasická lineární regrese. Uloží se rezidua a následuje test jejich stacionarity. Pokud jsou rezidua

---

<sup>22</sup> Velice názorně (spolu s vývojem) je kointegrační analýza vysvětlena v článcích Explaining Cointegration Analysis I a II od Hendryho a Juseliusové oproti jiným článkům, které jsou někdy až příliš matematické. Nápomocné v metodice, ale i v analýze jsou také Eviews 7 User's Guide I a II, 2010 a také materiály z kurzu 4ST432 Modely ekonomických a finančních časových řad.



stacionární, jsou časové řady kointegrované. V druhém případě se mohou rezidua použít v rovnici diferencovaných časových řad jako další proměnná - člen EC. Pokud tento člen bude statisticky významný a záporný, jsou časové řady kointegrované (ve zkratce lze použít Grangerův test v Eviews 7). V případě stacionárních reziduí obsahujících autokorelaci je nutné model zdynamizovat. Dynamizací (vložením zpožděných proměnných) dojde k „odsátí“ autokorelace a model je možný přetransformovat do EC formy. Jednoduchá kointegrační rovnice ve formě EC modelu má například takový tvar (Cipra, 2013; Arlt a Arltová, 2009; Hušek, 2007):

**Rovnice 28: Kointegrační rovnice ve formě EC**

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + \gamma(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

kde  $\gamma$  (gama) značí sílu prosazování dlouhodobého vztahu,  $\beta$  dlouhodobý multiplikátor a  $y_{t-1} - \beta x_{t-1}$  člen EC. Pro kointegraci časových řad je nutné, aby koeficient gama byl negativní. Výhodou kointegrační analýzy a modelu korekce chyby je možnost identifikovat krátkodobé (diferencované členy) a dlouhodobé vztahy (nediferencované členy).

## 2.2. Metodika

Empirickou analýzu lze shrnout do několika kroků:

1. popis a příprava časových řad,
2. testy stacionarity/nestacionarity časových řad a vzájemné vztahy časových řad,
3. testy kointegrace časových řad,
4. modely kointegrovaných časových řad (EC modely),
5. posouzení kvality modelu,
6. interpretace modelu.

Analýzu provedu na čtvrtletních datech za období 1996 až 2014. Poté i na kratších časových řadách, abych zahrnul měnový kurz CZK/EUR dostupný od druhého čtvrtletí roku 1998. Pokud to bude možné, použiji časové řady v reálném vyjádření. Časové řady transformuji do indexové podoby, kde základnou bude vždy první hodnota časové řady (tedy 1. čtvrtletí 1996, pro kratší časové řady pozdější datum). Touto úpravou docílím možnosti porovnání vlivu jednotlivých faktorů. Smyslem analýzy tedy není vysvětlit absolutní výši importu a exportu, ale vývoj exportu a importu v závislosti na daných faktorech. Tedy jaké faktory export a import ovlivňují a jakým směrem. Časové řady jsem získal z databází ČSÚ, ČNB-ARAD, Eurostatu a Bureau of Labor Statistics.

Při výběru časových řad exportu a importu jsem mohl vybrat z více možností<sup>23</sup>. Nakonec jsem se rozhodl, že použiji časové řady exportu (EX) a importu (IM) ze statistiky HDP. Praktickou výhodou je možnost přímo získat hodnoty v reálném vyjádření. Problémem může být změna metodiky v roce 2005. Reálné veličiny bych mohl získat deflováním exportu a importu z PB nebo v národním (tato časová řada pouze od roku 2005) a přeshraničním pojetí. Problémem je, že ceny importu a exportu jsou k dispozici až od roku 1998. Pokud neuvedu jinak, importem a exportem je myšlen zahraniční obchod se zbožím.

Protože se jedná o časové řady čtvrtletní, je potřeba je nejdříve očistit od sezónnosti. K tomu použiji sezónní očišťování z Eviews 7 Census X12. V některých případech se sezónnost nevyskytuje, proto v takových případech použiji původní časové řady (například reálný efektivní měnový kurz).

Dále pokračuji testováním nestacionarity/stacionarity časových řad. Stacionaritu časových řad testuji klasickými Dickey-Fuller testy (resp. jeho upravenou formou Augmented - ADF). Nulová hypotéza testu je nestacionarita časové řady. U ADF testů je možné vybrat test s konstantou (constant), s konstantou a trendem (trend and constant) a bez těchto složek (none). Jako kritérium vhodného testu je kvalita testovací regrese (subjektivně přes p-value u parametrů), pokud jsou všechny testovací regrese špatné, rozhoduje upravené  $R^2$ . U vybraného testu kontroluji p-value testovací statisticky. Když p-value bude větší než 0,05, nezamítám nulovou hypotézu nestacionarity. Pro kointegrační analýzu zahrnu časové řady integrované řádem 1. Přidám také korelační analýzu zahrnutých proměnných, která poskytne první informace o vzájemných vztazích časových řad.

Pro testování kointegrace časových řad použiji Engel-Grangerovu metodu. V případě nekointegrovaných časových řad použiji první difference časových řad. Pokud jsou dané časové řady kointegrované, nejprve vytvořím model ADL se složkou EC. V kapitole 3 rozvedu Johansenovu metodu, ve které popíšu i částečně odlišnou metodiku. Kvalitu modelu ověřím testy zejména na autokorelaci (Breusch-Godfreyův test sériové korelace, nápomocná bude také DW statistika a korelogram), heteroskedasticitu (ARCH test) a normalitu (Jarque-Bera test) reziduí, vyzkouším také kvalitu modelu pro předpovědi ex-post, tj. stabilitu modelu (Chowův test – breakpoint 2012). V případě přítomnosti heteroskedasticity mohou časové řady zlogaritmovat. Nakonec interpretuji výsledný model. Pokud bude několik modelů statisticky

---

<sup>23</sup> ČSÚ – národní a přeshraniční pojetí, ČNB – údaje z platební bilance, HDP. Tyto časové řady jsou silně zkorelovány. Liší se pouze mírně odlišnou metodikou. To znamená jaké položky a jakým způsobem se započítávají.

kvalitních a ekonomicky interpretovatelných, rozhodnou informační kritéria (minimální hodnoty).

### 2.3.Import – jednorovnicová analýza

Nejdříve začnu jednorovnicovou analýzou importu. V tabulce 9 jsou časové řady, které budou použity, se zkratkou, názvem a informací, jestli je časová řada sezónně očištěna nebo ne (SA-seasonal adjustment). Pro analýzu importu jsem vybral čtyři zástupce pro měnový kurz. U efektivních měnových kurzů je potřeba dát si pozor na to, že kvantitativní růst znamená apreciaci. Reálný kurz CZK/USD (CZK/EUR) lze získat očištěním domácí a zahraniční cenovou hladinou.

Rovnice 29: Reálný měnový kurz

$$CZK/USD_R = CZK/USD \cdot \frac{CPI_{USD}}{CPI_{CZK}}$$

Efektivní kurzy jsou průměry za čtvrtletí počítané z hodnot na konci měsíců. U reálného měnového kurzu CZK/USD se jedná o poslední hodnoty za čtvrtletí<sup>24</sup>.

Domácí poptávku lze aproximovat reálným HDP nebo absorpcí (Y-NX). U měnového agregátu M2 se jedná o neharmonizovanou časovou řadu. Důvod je jediný, harmonizovaná časová řada M2 je k dispozici pouze od roku 2002. Reálnou úrokovou míru zastupuje PRIBOR očištěný o inflaci měřenou indexem CPI. Do vysvětlujících proměnných zařazují také reálný export kvůli vysoké dovozní náročnosti exportu. Cenové indexy jsou v tomto období k dispozici pouze ve formě indexu spotřebitelských cen (index cen průmyslových výrobců je k dispozici až od roku 2002) a jedná se o čtvrtletní průměry. Reprezentanti měnového kurzu, reálná úroková míra a přímé zahraniční investice neobsahují sezónnost.

---

<sup>24</sup> V analýze jsem zkoušel také různé průměry za čtvrtletí (hodnoty ke konci měsíců, průměr měsíčních průměrů), ale v případě měnového páru CZK/USD nezáleželo, jakou variantu jsem použil. U reálných efektivních měnových kurzů tato volba také nehrála roli. U měnového páru CZK/EUR, zejména při analýze exportu, jediná varianta poskytující kvalitní výsledky byly poslední hodnoty v každém čtvrtletí (viz později).

**Tabulka 9: Popis časových řad - import**

| Proměnná            | SA  | Název                                                    |
|---------------------|-----|----------------------------------------------------------|
| IM <sub>R</sub>     | ano | Import zboží v reálném vyjádření                         |
| A <sub>R</sub>      | ano | Absorpce v reálném vyjádření                             |
| Y <sub>CZ</sub>     | ano | Hrubý domácí produkt ČR v reálném vyjádření              |
| EX <sub>R</sub>     | ano | Export zboží v reálném vyjádření                         |
| M2 <sub>R</sub>     | ano | Reálná peněžní zásoba                                    |
| CPI                 | ano | Index spotřebitelských cen ČR                            |
| HCPI <sub>F</sub>   | ano | Harmonizovaný index spotřebitelských cen EU              |
| EER                 | ne  | Nominální efektivní kurz koruny                          |
| REER <sub>CPI</sub> | ne  | Reálný efektivní kurz koruny (CPI)                       |
| REER <sub>PPI</sub> | ne  | Reálná efektivní kurz koruny (PPI)                       |
| CZKUSD <sub>R</sub> | ne  | Měnový kurz CZK/USD                                      |
| RIR                 | ne  | Reálná úroková míra (PRIBOR - míra inflace CPI)          |
| FDI <sub>R</sub>    | ne  | Příliv přímých zahraničních investic v reálném vyjádření |

Zdroj: vlastní úprava

Hned tři časové řady (reálná peněžní zásoba, reálná úroková míra a příliv přímých zahraničních investic v reálném vyjádření) jsou integrovány řádem 0, tedy jsou stacionární v nediferencované podobě (tabulka 10). Zbylé časové řady jsou stacionární v prvních diferencích. Tyto časové řady dále použiji.

**Tabulka 10: Testy jednotkového kořene**

| Proměnná            | ADF testy: p-value |        | Řád integrace |
|---------------------|--------------------|--------|---------------|
|                     | ne dif             | dif    |               |
| IM <sub>R</sub>     | 0,5263             | 0,0000 | 1             |
| A <sub>R</sub>      | 0,9968             | 0,0000 | 1             |
| Y <sub>CZ</sub>     | 0,9885             | 0,0000 | 1             |
| EX <sub>R</sub>     | 0,9947             | 0,0000 | 1             |
| M2 <sub>R</sub>     | 0,0361             | 0,0000 | 0             |
| CPI                 | 0,1587             | 0,0001 | 1             |
| HCPI <sub>F</sub>   | 0,1107             | 0,0004 | 1             |
| EER                 | 0,6811             | 0,0000 | 1             |
| REER <sub>CPI</sub> | 0,6118             | 0,0000 | 1             |
| REER <sub>PPI</sub> | 0,6156             | 0,0000 | 1             |
| CZKUSD <sub>R</sub> | 0,7258             | 0,0000 | 1             |
| RIR                 | 0,0487             | 0,0001 | 0             |
| FDI <sub>R</sub>    | 0,0000             | 0,0000 | 0             |

Zdroj: Eviews 7, vlastní úprava

Po sezónním očištění a testech stacionarity se podívám na vzájemné vztahy časových řad. Při použití více vysvětlujících proměnných, které jsou vysoce zkorelovány, může nastat

problém multikolinearity. To znamená, že vliv jednotlivých vysvětlujících proměnných není jednoduché oddělit. Multikolinearitu by mohly způsobit vysvětlující proměnné se vzájemným korelačním koeficientem větším než 0,4. Multikolinearitu nezpůsobuje vysoká závislost mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou. Protože se jedná o nestacionární časové řady, korelační koeficient ukazuje zdánlivou závislost kvůli vzájemné systematické složce. Skutečnou, statistickou závislost dostaneme až stacionarizací, diferencováním časových řad.

Korelační koeficienty nestacionárních časových řad se pohybují okolo hodnoty 0,9, proto v příloze 1 uvádím pouze korelační koeficienty (nižší v porovnání s nediferencovanými časovými řadami) diferencovaných časových řad. Červeně jsou označeny korelační koeficienty přesahující hodnoty 0,4 v absolutní hodnotě. Vysoká závislost reprezentantů měnového kurzu není problém, protože v modelu se bude nacházet maximálně jeden zástupce. To samé platí pro zástupce domácí poptávky: reálnou absorpci a reálný produkt. Problémem může být vysoká statistická závislost mezi domácím a zahraničním indexem spotřebitelských cen, proto jsem vytvořil proměnnou, kde zahraničním indexem spotřebitelských cen dělím domácí index spotřebitelských cen. Tuto časovou řadu v další analýze nemohu použít, protože je stacionární už v nediferencované podobě. Vysoká je také závislost exportu s reálným domácím produktem. Směr závislosti (v diferencované podobě) mezi importem a vysvětlujícími proměnnými odpovídá ekonomické teorii. Pouze závislost mezi CPI a HCPI<sub>F</sub> s importem není v souladu s ekonomickou teorií. Tyto dva korelační koeficienty jsou však nízké a nevýznamné.

Při tvorbě správného modelu jsem zkoušel různé kombinace proměnných. Modely s cenovými indexy (spolu s nominálními měnovými kurzy)<sup>25</sup> neprokazovaly významné statistické výsledky. Zahrnutí časové řady reálné absorpce poskytovalo lepší výsledky než reálného produktu. Použití časové řady exportu se ukázalo jako nezbytné. S těmito informacemi jsem dospěl ke dvěma modelům v období od roku 1996 až do roku 2014.

První model se dvěma proměnnými, reálnou absorpcí a reálným exportem, ve formě ADL(1,1,1) s konstantou vypadá takto (výstupy všech modelů jsou k dispozici v příloze):

**Rovnice 30: Model importu I ADL(1,1,1)c**

$$IM_R = -18,96 + 0,644 \cdot IM_{R,-1} + 0,581 \cdot EX_R - 0,381 \cdot EX_{R,-1} + 1,869 \cdot A_R - 1,509 \cdot A_{R,-1} + 12,364 \cdot D$$

<sup>25</sup> Jedná se o reálný měnový kurz pouze rozdělený do dvou proměnných.

Rezidua tohoto modelu s nezpožděnými proměnnými jsou stacionární. Časové řady jsou kointegrované. Rezidua obsahují autokorelaci, proto byla nezbytná dynamizace modelu. Proměnné jsou významné na 5% hladině významnosti (viz tabulka 11).

**Tabulka 11: Statistická významnost parametrů modelu importu I**

| Proměnná    | t-statistika | p-hodnota |
|-------------|--------------|-----------|
| $IM_{R,-1}$ | 9,600        | 0,0000    |
| $EX_R$      | 23,654       | 0,0000    |
| $EX_{R,-1}$ | -8,718       | 0,0000    |
| $A_R$       | 8,560        | 0,0000    |
| $A_{R,-1}$  | -6,673       | 0,0000    |
| C           | -2,365       | 0,0209    |
| D           | 3,842        | 0,0003    |

Zdroj: Eviews 7, vlastní úprava

Upravený koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,99944. Přítomnost autokorelace a heteroskedasticity nebyla potvrzena na 5% hladině významnosti. Chowův test prokázal kvalitu ex-post předpovědí od roku 2012. Rezidua modelu mají normální rozdělení. Do modelu jsem zařadil také dummy proměnnou pro druhé čtvrtletí roku 2004, kdy došlo k enormnímu nárůstu importu pravděpodobně z důvodu vstupu ČR do EU. Zahrnutí dummy proměnné přineslo statisticky lepší výsledky, proto ji zahrnu i v dalších modelech. Tento model lze upravit do EC formy.

**Rovnice 31: Model importu I v EC formě**

$$d(IM_R) = -18,96 + 0,581 \cdot d(EX_R) + 1,869 \cdot d(A_R) + 12,364 \cdot D - 0,356 \cdot (IM_{R,-1} - 0,56 \cdot EX_{R,-1} - 1,011 \cdot A_{R,-1})$$

I když se jedná o stejný model, upravený koeficient determinace se snížil na hodnotu 0,938. Koeficient determinace proto není nejlepším ukazatelem kvality modelu pro nestacionární veličiny. Více odpovídající je koeficient determinace pro stacionární veličiny (více Hendry a Juselius, 1999). Proto v další analýze uvedu pouze upravený koeficient determinace pro stacionární model (model v EC formě). Vliv absorpce je vyšší než vliv exportu, dlouhodobě i krátkodobě. Potvrdila se dovozní náročnost exportu. S růstem absorpce a exportu roste import. To odpovídá ekonomické teorii. Interpretace regresních koeficientů je nesnadná z důvodu indexové formy časových řad. Když indexní řada reálného exportu vzroste o jednotku, vzroste indexní řada reálného importu o 0,58 jednotek. (bez členu EC). Kolik to je v absolutním vyjádření (popřípadě v procentuálním vyjádření), lze zjistit zpětně na původních časových řadách. Podobně lze interpretovat i vliv absorpce. Koeficient gama se správným znaménkem potvrzuje konvergenci (kointegraci) časových řad.

Do druhého modelu ve formě ADL(1,1,1,0) s konstantou jsem zahrnul reálný efektivní měnový kurz deflovaný indexem cen průmyslových výrobců (domácím i zahraničním). Hodnoty měnového kurzu CZK/EUR jsou k dispozici až od druhého čtvrtletí roku 1998, proto se tuto proměnnou pokusím zařadit v modelu vysvětlující kratší období (viz později).

**Rovnice 32: Model importu II ADL(1,1,1,0)c**

$$IM_R = -19,338 + 0,631 \cdot IM_{R,-1} + 0,579 \cdot EX_R - 0,373 \cdot EX_{R,-1} + 1,985 \cdot A_R - 1,422 \cdot A_{R,-1} - 0,199 \cdot REER_{PPI} + 12,263 \cdot D$$

Rezidua modelu bez zpožděných proměnných jsou stacionární (časové řady jsou kointegrované), ale autokorelovaná, proto jsem do modelu přidal zpožděné proměnné. Vysvětlující proměnné jsou opět statisticky významné na 5% hladině významnosti (viz tabulka 12).

**Tabulka 12: Statistická významnost parametrů modelu importu II**

| Proměnná     | t-statistika | p-hodnota |
|--------------|--------------|-----------|
| $IM_{R,-1}$  | 9,693        | 0,0000    |
| $EX_R$       | 24,331       | 0,0000    |
| $EX_{R,-1}$  | -8,775       | 0,0000    |
| $A_R$        | 9,157        | 0,0000    |
| $A_{R,-1}$   | -6,412       | 0,0000    |
| $REER_{PPI}$ | -2,379       | 0,0202    |
| C            | -2,493       | 0,0152    |
| D            | 3,939        | 0,0002    |

Zdroj: Eviews 7, vlastní úprava

Autokorelace a heteroskedasticita nejsou přítomny. Chowův test potvrzuje kvalitu ex-post předpovědí od roku 2012. Rezidua mají normální rozdělení. Model interpretuji v jeho upravené EC formě.

**Rovnice 33: Model importu II v EC formě**

$$d(IM) = -19,338 + 0,579 \cdot d(EX_R) + 1,985 \cdot d(A_R) - 0,199 \cdot d(REER_{PPI}) + 12,263 \cdot D - 0,369 \cdot (IM_{R,-1} - 0,558 \cdot EX_{R,-1} - 1,523 \cdot A_{R,-1} + 0,539 \cdot REER_{PPI,-1})$$

Oproti předchozímu modelu vzrostl dlouhodobý vliv absorpce. Negativní znaménko Koeficientu gama potvrzuje kointegrovanost časových řad. Záporné znaménko u proměnné  $REER_{PPI}$  lze interpretovat tak, že při depreciaci dochází k růstu importu (stejně i kladné znaménko v EC členu). Krátkodobě se tento jev dá vysvětlit spekulací. Po oslabení měny se lidé začnou bát rostoucích cen a předzásobují se, roste dovoz. Dlouhodobě se však toto vysvětlení nedá použít. Jak už jsem zmínil, vliv měnového kurzu je komplikovaný. I přes dlouhodobou reálnou apreciaci dochází k růstu exportu i importu. Problémem může být také

použití agregovaných dat (Bahmani-Oskooee, 2003). Zdá se, že import je více svázán s vývojem exportu než s vývojem měnového kurzu (alespoň krátkodobě). Upravený koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,942. Podobný model přineslo zařazení reálného měnového kurzu CZK/USD. Reálný efektivní měnový kurz ovšem lépe odráží teritoriální strukturu importu.

Pro kratší období od druhé čtvrtletí roku 1998 jsem se snažil zařadit mezi výše zmíněné vysvětlující proměnné reálný měnový CZK/EUR nebo nominální měnový kurz CZK/EUR spolu s CPI/DC (index spotřebitelských cen/dovozní ceny) podle Tomšíkovy analýzy. Ani jedna proměnná neposkytovala statisticky významné výsledky.

V tabulce 13 jsou výsledky testů obou modelů<sup>26</sup> a hodnoty informačních kritérií (AIC - Akaike information criterion, SC - Schwarz criterion, HQC - Hannan-Quinn criterion). Bylo by možné uvést další modely, ale na základě informačních kritérií neposkytovaly tak dobré výsledky jako tyto dva modely.

**Tabulka 13: Statistické výsledky modelů importu**

| Test                    | P-value (hodnoty) |          |
|-------------------------|-------------------|----------|
|                         | Model I           | Model II |
| Autokorelace            | 0,6476            | 0,2992   |
| Heteroskedasticita      | 0,7533            | 0,9803   |
| Normalita               | 0,8002            | 0,6795   |
| Chowův test             | 0,5159            | 0,6959   |
| AIC                     | 5,0411            | 4,9866   |
| SC                      | 5,2574            | 5,2338   |
| HQC                     | 5,1274            | 5,0853   |
| Upravené R <sup>2</sup> | 0,9376            | 0,9416   |

Zdroj: Eviews 7, vlastní úprava

Závěrem k jednorovnicové analýze importu lze říci, že na import nemají vliv různé cenové indexy (tyto informace jsou však implicitně obsaženy v reálných kurzech). Z reprezentantů měnových kurzů<sup>27</sup> nejlepší výsledky poskytoval reálný efektivní měnový kurz a reálný měnový kurz CZK/USD. Tento vliv je ovšem opačný než předpokládá ekonomická teorie (zejména dlouhodobý vliv). Bylo by zajímavé místo vývoje měnového kurzu testovat závislost importu (exportu) na šocích měnového kurzu (viz později v kapitole

<sup>26</sup> Nulové hypotézy u testů autokorelace, heteroskedasticity a normality jsou neautokorelace, homoskedasticita a normalita. U Chowova testu je nulovou hypotézou kvalita ex-post předpovědí (stabilita modelu). Hodnoty p-value větší než 0,05 tedy znamenají nezamítnutí nulové hypotézy.

<sup>27</sup> Statisticky dobré výsledky podávaly také modely s nominálními měnovými kurzy CZK/EUR a CZK/USD (bez cenových indexů). Protože jsou však všechny proměnné v reálném vyjádření, nedávalo by smysl zahrnutí proměnné v nominálním vyjádření.



3.4). Zde by mohlo dojít ke splnění ekonomického předpokladu, že při depreciačním šoku klesá import (může však i růst) a roste export. Zjistil jsem, že absorpce (v reálném vyjádření) poskytuje statisticky lepší výsledky, co se týče vysvětlení importu, než reálný produkt. Potvrdila se dovozní náročnost exportu. Zahrnutí časové řady exportu bylo nezbytné pro statistickou kvalitu modelu. V druhém čtvrtletí roku 2004 dochází v časové řadě reziduí k vysokému kolísání způsobenému vstupem ČR do EU. Dummy proměnná tento problém vyřešila a zlepšila statistické vlastnosti modelů.

## **2.4.Export – jednorovnicová analýza**

Nyní budu pokračovat jednorovnicovou analýzou exportu. V tabulce 14 popisují časové řady. Uvádím jejich zkratky a informaci o tom, zda obsahují sezónnost. Po předchozí analýze nezahrnuji reálnou úrokovou míru z důvodu stacionarity. Zahraniční poptávku lze aproximovat reálným produktem (absorpcí) Evropské unie (EU28) nebo Německa jako největšího partnera v exportu. Reprezentanti měnového kurzu zůstávají stejné z analýzy importu. Předpokládám větší vliv měnového kurzu. Cenové indexy také použiji dále, i když v analýze importu nepřinesly dobré statistické výsledky. Naposled přidám dva „nabídkové“ faktory: produktivitu práce ve dvou podobách a nezaměstnanost ČR. První variantou je reálný produkt na jednoho zaměstnance, druhou variantou reálný produkt na odpracovanou hodinu. Všechny časové řady kromě reprezentantů měnového kurzu obsahují sezónnost, a proto bylo nutné provést sezónní očištění. Od druhého čtvrtletí roku 1998 přidám reálný měnový kurz CZK/EUR a nominální měnový kurz CZK/EUR spolu s cenovým indexem HCPIF/VC (index spotřebitelských cen EU/index vývozních cen).

**Tabulka 14: Popis časových řad - export**

| Proměnná            | SA  | Název                                                 |
|---------------------|-----|-------------------------------------------------------|
| EX <sub>R</sub>     | ano | Export zboží v reálném vyjádření                      |
| Y <sub>EU</sub>     | ano | HDP Evropské unie v reálném vyjádření (EU28)          |
| A <sub>R,EU</sub>   | ano | Absorpce Evropské unie v reálném vyjádření            |
| Y <sub>G</sub>      | ano | HDP Německa v reálném vyjádření                       |
| A <sub>R,G</sub>    | ano | Absorpce Německa v reálném vyjádření                  |
| CPI                 | ano | Index spotřebitelských cen ČR                         |
| HCPI <sub>F</sub>   | ano | Harmonizovaný index spotřebitelských cen EU           |
| EER                 | ne  | Nominální efektivní kurz koruny                       |
| REER <sub>CPI</sub> | ne  | Reálný efektivní kurz koruny (CPI)                    |
| REER <sub>PPI</sub> | ne  | Reálná efektivní kurz koruny (PPI)                    |
| CZKUSD <sub>R</sub> | ne  | Měnový kurz CZK/USD                                   |
| U                   | ano | Nezaměstnanost v ČR                                   |
| PP <sub>Z</sub>     | ano | Produktivita práce na zaměstnance v reálném vyjádření |
| PP <sub>H</sub>     | ano | Produktivita práce na hodinu v reálném vyjádření      |

Zdroj: vlastní úprava

Testy stacionarity rozhodly (tabulka 15), že v další analýze nemohu použít časovou řadu reálné absorpce Německa a nezaměstnanost ČR. Jako v případě importu následuje i u exportu analýza vztahů mezi časovými řadami.

**Tabulka 15: Testy jednotkového kořene**

| Proměnná            | ADF testy: p-value |        | Řád integrace |
|---------------------|--------------------|--------|---------------|
|                     | ne dif             | dif    |               |
| EX <sub>R</sub>     | 0,9947             | 0,0000 | 1             |
| Y <sub>EU</sub>     | 0,2827             | 0,0001 | 1             |
| A <sub>R,EU</sub>   | 0,1624             | 0,0000 | 1             |
| Y <sub>G</sub>      | 0,1257             | 0,0000 | 1             |
| A <sub>R,G</sub>    | 0,0426             | 0,0000 | 0             |
| CPI                 | 0,1587             | 0,0001 | 1             |
| HCPI <sub>F</sub>   | 0,1107             | 0,0004 | 1             |
| EER                 | 0,6811             | 0,0000 | 1             |
| REER <sub>CPI</sub> | 0,6118             | 0,0000 | 1             |
| REER <sub>PPI</sub> | 0,6156             | 0,0000 | 1             |
| CZKUSD <sub>R</sub> | 0,7258             | 0,0000 | 1             |
| U                   | 0,0362             | 0,0000 | 0             |
| PP <sub>Z</sub>     | 0,6024             | 0,0141 | 1             |
| PP <sub>H</sub>     | 0,6794             | 0,0001 | 1             |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

V příloze 2 je možné vidět vzájemné korelační koeficienty mezi jednotlivými proměnnými (opět ve stacionární formě). Na rozdíl od analýzy importu, zde nenajdeme žádný těsný vztah mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou (v importní analýze měl tento těsný vztah s importem export). Nízké korelační koeficienty mezi exportem a cenovými indexy a produktivitou práce na hodinu naznačují statisticky nevýznamnou závislost. Jak už jsem zmínil výše, měnový kurz české koruny dlouhodobě apreciuje a export současně roste, proto nepřekvapí hodnoty korelačních koeficientů exportu se zástupci měnových kurzů, které potvrzují tuto skutečnost. Ostatní proměnné (reprezentanti zahraniční poptávky a produktivita práce na pracovníka) naznačují správnou, pozitivní významnou statistickou závislost s exportem. Problém multikolinearity by mohl nastat při současném zahrnutí reprezentantů zahraniční poptávky, ovšem jako aproximace zahraniční poptávky bude v modelu obsažen vždy jen jeden zástupce. To samé platí o reálných efektivních měnových kurzech české koruny. Vysoká je také závislost mezi reprezentanty zahraniční poptávky a produktivitou práce na zaměstnance.

Současné zařazení reprezentanta zahraniční poptávky a produktivity práce přineslo ekonomicky nezdůvodnitelné výsledky. Problémem bude zřejmě vysoká závislost těchto proměnných a tím také „přebírání“ vlivu Proto bylo nutné zařadit do modelu pouze reprezentanta zahraniční poptávky nebo produktivitu práce. Modely s produktivitou práce neposkytovaly příliš dobré statistické výsledky. Lépe na tom jsou modely s reprezentanty zahraniční poptávky. Z důvodu možné nízké „kointegrovanosti“ časových řad přidávám i modely v diferencované podobě.

První model s vysvětlujícími proměnnými německým reálným produktem a reálným efektivním měnovým kurzem ve formě ADL (1,1,2) s konstantou má následující podobu:

**Rovnice 34: Model exportu I ADL(1,1,2)c**

$$EX_R = -63,359 + 0,965.EX_{R,-1} + 9,444.Y_G - 9,197.Y_{G,-1} + 1,214.REER_{PPI} - 2,699.REER_{PPI,-1} + 1,889.REER_{PPI,-2} + 50,21.D$$

Rezidua modelu byla stacionární (naznačující kointegraci časových řad), ale autokorelovaná. Nutná byla dynamizace modelu. Všechny proměnné (kromě konstanty) jsou statisticky významné na 5% hladině (viz tabulka 16). Rezidua modelu neobsahují autokorelaci, heteroskedasticitu a vykazují charakter normálního rozdělení na příslušné hladině významnosti. Stabilita modelu (kvalita ex-post předpovědí) byla potvrzena Chowovým testem. Do modelu byla zařazena dummy proměnná pro druhé čtvrtletí roku 2004, kdy došlo

k enormnímu růstu exportu způsobeného vstupem do Evropské unie. Tuto proměnnou zařadím i do dalších modelů.

**Tabulka 16: Statistická významnost parametrů modelu exportu I**

| Proměnná        | t-statistika | p-hodnota |
|-----------------|--------------|-----------|
| $EX_{R,-1}$     | 37,024       | 0,0000    |
| $Y_G$           | 9,740        | 0,0000    |
| $Y_{G,-1}$      | -9,799       | 0,0000    |
| $REER_{PPI}$    | 3,072        | 0,0031    |
| $REER_{PPI,-1}$ | -4,428       | 0,0000    |
| $REER_{PPI,-2}$ | 4,539        | 0,0000    |
| C               | -1,160       | 0,2503    |
| D               | 5,381        | 0,0000    |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Jak je možné vidět v EC formě modelu, koeficient gama je negativní, ale nízký. Dlouhodobý vztah se prosazuje velmi slabě. Dlouhodobý vliv kurzu je v protikladu k ekonomické teorii. Podle modelu při reálné apreciaci dochází k růstu exportu (o tomto problému jsem se zmiňoval v analýze importu). Krátkodobý i dlouhodobý vliv reálného produktu Německa odpovídají ekonomické teorii. Při růstu indexní řady reálného produktu Německa o jednotku by v daném čtvrtletí mělo dojít k růstu indexní řady reálného exportu o 9,4 jednotek při nulovém růstu reálného produktu Německa v předešlém čtvrtletí a ostatních proměnných neměnných (bez členu EC). Zpětně se dá vypočítat na původních časových řadách, kolik je to v absolutním vyjádření (popřípadě procentuálním vyjádření). Ostatní proměnné lze interpretovat podobně. Nejdominantněji krátkodobě ovlivňuje export reálný produkt Německa. To potvrzuje fakt, že česká ekonomika je úzce svázaná s ekonomikou německou. Upravený koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,672.

**Rovnice 35: Model exportu I v EC formě**

$$d(EX_R) = -63,359 - 0,035 \cdot d(EX_{R,-1}) + 9,444 \cdot d(Y_G) + 0,247 \cdot d(Y_{G,-1}) \\ + 1,214 \cdot d(REER_{PPI}) - 1,485 \cdot d(REER_{PPI,-1}) + 50,21 \cdot D - 0,035 \cdot (EX_{R,-2} \\ - 6,961 \cdot Y_{G,-2} - 11,387 \cdot REER_{PPI,-2})$$

Pro dané období jsem vytvořil více modelů, ale žádný z nich nepřekonal statistickou kvalitou tento model. Proto jsem zkrátil období a přidal proměnné reálný měnový kurz CZK/EUR nebo nominální měnový kurz CZK/EUR s poměrem cenových hladin (index spotřebitelských

cen EU dělený vývozními cenami). Z tabulky 17 je možné zjistit, že všechny časové řady jsou integrované řádem 1<sup>28</sup>. Reálný měnový kurz CZK/EUR byl sezónně očištěn.

**Tabulka 17: Testy jednotkového kořene (kratší období)**

| Proměnná              | Sezónnost | ADF testy: p-value |        | Řád integrace |
|-----------------------|-----------|--------------------|--------|---------------|
|                       |           | ne dif             | dif    |               |
| CZKEUR <sub>R</sub>   | ano       | 0,7460             | 0,0000 | 1             |
| CZKEUR                | ne        | 0,3830             | 0,0000 | 1             |
| HCPI <sub>F</sub> /VC | ne        | 0,3673             | 0,0000 | 1             |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Následuje kontrola vzájemných vztahů mezi proměnnými (tabulka 18). Pouze zařazením nominálního měnového kurzu společně s poměrem cenových hladin by mohlo dojít k problému multikolinearity.

**Tabulka 18: Korelační koeficienty proměnných - export**

|                          | d(EX <sub>R</sub> ) | d(Y <sub>EU</sub> ) | d(Y <sub>G</sub> ) | d(PP <sub>Z</sub> ) | d(CZKEUR <sub>R</sub> ) | d(CZKEUR) | d(HCPI <sub>F</sub> /VC) |
|--------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|-------------------------|-----------|--------------------------|
| d(CZKEUR <sub>R</sub> )  | -0,3967             | -0,2847             | -0,2854            | -0,2423             | 1                       | 0,9324    | -0,5281                  |
| d(CZKEUR)                | -0,4236             | -0,2829             | -0,2683            | -0,2687             | 0,9324                  | 1         | -0,5563                  |
| d(HCPI <sub>F</sub> /VC) | 0,2418              | 0,2615              | 0,2168             | 0,1919              | -0,5281                 | -0,5563   | 1,0000                   |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Použitím druhé varianty (nominální kurz s poměrem cenových hladin) vznikl model ve formě ADL(1,1,1,0)c.

**Rovnice 36: Model exportu II ADL(1,1,1,0)c**

$$EX_R = -568,433 + 0,883 \cdot EX_{R,-1} + 13,359 \cdot Y_{EU} - 11,136 \cdot Y_{EU,-1} + 1,707 \cdot CZKEUR_{-1} + 1,489 \cdot HCPI_F/VC + 44,92 \cdot D$$

Rezidua modelu byla stacionární, ale autokorelovaná, proto jsem model zdynamizoval. Všechny proměnné jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti (tabulka 19).

<sup>28</sup>Kvůli úspoře místa nezveřejňuji testy jednotkového kořene pro ostatní proměnné za kratší období. Použité časové řady jsou i v kratším období nestacionární.

**Tabulka 19: Statistická významnost parametrů modelu exportu II**

| Proměnná        | t-statistika | p-hodnota |
|-----------------|--------------|-----------|
| $EX_{R,-1}$     | 25,319       | 0,0000    |
| $Y_{EU}$        | 9,834        | 0,0000    |
| $Y_{EU,-1}$     | -7,396       | 0,0000    |
| $CZKEUR_{R,-1}$ | 3,059        | 0,0033    |
| $HCPI_F/VC$     | 3,720        | 0,0004    |
| C               | -3,789       | 0,0004    |
| D               | 4,610        | 0,0000    |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Přítomnost autokorelace a heteroskedasticity reziduí nebyla potvrzena na 5% hladině významnosti. Rezidua modelu nekopírují normální rozdělení. Chowův test nepotvrdil stabilitu modelu. Interpretovat model budu v jeho EC formě.

**Rovnice 37: Model exportu II v EC formě**

$$d(EX_R) = -568,433 + 13,359 \cdot d(Y_{EU}) + 1,707 \cdot d(CZKEUR) + 1,489 \cdot d(HCPI_F/VC) + 44,92 \cdot D - 0,117 \cdot (EX_{R,-1} - 18,952 \cdot Y_{EU,-1} - 14,549 \cdot CZKEUR_{-1} - 12,696 \cdot HCPI_F/VC_{-1})$$

I přes menší nedostatky (nenormalita reziduí, nestabilita modelu) vznikl model odpovídající ekonomické teorii. Krátkodobý i dlouhodobý vliv reálného produktu Evropské unie je pozitivní (i dominantní). Při depreciaci krátkodobě i dlouhodobě roste export<sup>29</sup> Vliv cenového indexu ( $HCPI_F/VC$ ) má také krátkodobý i dlouhodobý pozitivní vliv na vývoj exportu. Růst tohoto indexu povede k růstu exportu. Při růstu indexu spotřebitelských cen EU (a/nebo poklesu VC) vzroste v EU poptávka po importu (českém exportu). Koeficient gama je negativní, ale jeho hodnota relativně nízká. Dlouhodobý vztah se prosazuje slabě. Upravený koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,681.

Koeficienty gama byly v obou modelech nízké. To může naznačovat nízkou kointegrovanost časových řad, proto přidám modely v diferencované podobě<sup>30</sup>, ve kterém sleduji pouze krátkodobé vztahy. Nejprve uvedu model v diferencované podobě s proměnnými z modelu exportu I.

**Rovnice 38: Model exportu III v diferencované podobě**

$$d(EX_R) = 3,547 + 9,098 \cdot d(Y_G) - 1,319 \cdot d(REER_{PPI,-1}) + 55,465 \cdot D$$

<sup>29</sup> Mnohým by se zdálo za vhodné docílit v modelu J-křivku. J-křivka se ale týká pohybu cen a ne reálného exportu. Při depreciaci by měl reálný export vždy růst. J-křivku je možné testovat na nominálním exportu.

<sup>30</sup> Pro zajímavost jsem si vyzkoušel také vytvořit modely v diferencované podobě v analýze importu, ale oproti modelům v EC formě nepřinesly žádné nové překvapující výsledky.

Všechny proměnné jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti (tabulka 20). Rezidua modelu splňují podmínku normality, neautokorelace a homoskedasticity. Chowův test prokázal kvalitu ex-post předpovědí od roku 2012. Krátkodobé vztahy odpovídají ekonomické teorii. Na rozdíl od modelu exportu I v tomto modelu krátkodobý vliv měnového kurzu ukazuje správné znaménko. Je otázkou, jestli se vyplatí „ztratit“ informace o dlouhodobých vztazích diferencováním a odměnou za to získat model odpovídající ekonomické teorii. Správně fungující model v diferencované podobě naznačuje možnou nepřítomnost dlouhodobého equilibria. Dominantní vysvětlující proměnnou je německý reálný produkt. Upravený koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,632.

**Tabulka 20: Statistická významnost parametrů modelu exportu III**

| Proměnná           | t-statistika | p-hodnota |
|--------------------|--------------|-----------|
| $d(Y_G)$           | 9,692        | 0,0000    |
| $d(REER_{PPI,-1})$ | -3,333       | 0,0014    |
| c                  | 3,012        | 0,0036    |
| D                  | 5,723        | 0,0000    |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Dále následuje model v diferencované podobě s proměnnými z modelu exportu II vysvětlující kratší období od druhého čtvrtletí roku 1998.

**Rovnice 39: Model exportu IV v diferencované podobě**

$$d(EX_R) = 13,044 \cdot d(Y_{EU}) + 1,685 \cdot d(CZKEUR_{-1}) + 1,647 \cdot d(HCPI_F/VC) + 53,361 \cdot D$$

Všechny proměnné jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti (tabulka 21). Rezidua modelu splňují podmínku normality, neautokorelace a homoskedasticity. Chowův test neprokázal kvalitu ex-post předpovědí od roku 2012. Krátkodobé vztahy odpovídají ekonomické teorii. Je zajímavé sledovat, že ze složek reálného kurzu mají bezprostřednější vliv cenové indexy, nominální měnový kurz až se zpožděním jednoho čtvrtletí. Model v diferencované i EC formě fungují správně, v tomto případě je lepší pracovat s modelem bez ztráty dlouhodobých informací. Dominantní vysvětlující proměnnou je reálný produkt Evropské unie. Upravený koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,652.

**Tabulka 21: Statistická významnost parametrů modelu exportu IV**

| Proměnná                 | t-statistika | p-hodnota |
|--------------------------|--------------|-----------|
| d(Y <sub>EU</sub> )      | 9,839        | 0,0000    |
| d(CZKEUR <sub>-1</sub> ) | 3,164        | 0,0024    |
| d(HCPI <sub>F</sub> /VC) | 2,652        | 0,0102    |
| D                        | 5,388        | 0,0000    |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

V tabulce 22 jsou shrnuty statistické výsledky modelů exportu. Druhý model nesplňuje podmínku normality reziduí a stabilita modelu je nízká (taktéž pro čtvrtý model). Model II však nabízí odhady odpovídající ekonomické teorii. V porovnání se statistickou kvalitou modelů importu, je kvalita modelů exportu horší. Upravené koeficienty determinace mají nižší hodnoty a hodnoty informačních kritérií jsou vyšší. Najít vhodné vysvětlující proměnné pro export bylo komplikované.

**Tabulka 22: Statistické výsledky modelů exportu**

| Test                    | P-value (hodnoty) |          |           |          |
|-------------------------|-------------------|----------|-----------|----------|
|                         | Model I           | Model II | Model III | Model IV |
| Autokorelace            | 0,8877            | 0,8609   | 0,5390    | 0,4922   |
| Heteroskedasticita      | 0,5524            | 0,5811   | 0,5369    | 0,8850   |
| Normalita               | 0,8684            | 0,0045   | 0,0797    | 0,0902   |
| Chowův test             | 0,1714            | 0,0205   | 0,2337    | 0,0140   |
| AIC                     | 7,3443            | 7,3486   | 7,4105    | 7,4731   |
| SC                      | 7,5934            | 7,5809   | 7,5351    | 7,6069   |
| HQC                     | 7,4436            | 7,4404   | 7,4602    | 7,5259   |
| Upravené R <sup>2</sup> | 0,6723            | 0,6801   | 0,6322    | 0,6516   |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Závěrem k jednorovnicové analýze exportu lze říci, že nezbytnou vysvětlující proměnnou byl reprezentant zahraniční poptávky (reálný produkt EU nebo Německa). Tím byla potvrzena úzká vazba České republiky a Německa. Import je více ovlivňován domácí absorpcí, kdežto export zahraničním produktem. Vliv kurzu byl rozdílný, v prvním modelu byl krátkodobý vztah neurčitý, dlouhodobý vztah ovšem negativní (při depreciaci pokles exportu), v druhém krátkodobě i dlouhodobě pozitivní. V modelech v diferencované podobě krátkodobé vztahy také odpovídaly ekonomické teorii. Na rozdíl od importu reálný kurz CZK/EUR (kombinace nominálního kurzu CZK/EUR s poměrem cenových hladin) poskytoval statisticky kvalitní výsledky, v porovnání s importem měnové kurzy (kromě modelu exportu I) poskytly ekonomicky správné výsledky. Nebylo možné zařadit vysvětlující proměnnou import z důvodu vzniku zdánlivé regrese. Dovození náročnost exportu byla potvrzena. Import závisí na exportu a ne export na importu. Dummy proměnná pro druhé



čtvrtletí roku 2004 zlepšila statistickou kvalitu modelů. Dále se budu věnovat kointegraci časových řad v rámci VARu.

### 3. Kointegrace v rámci VARu – modely VEC

Dosud jsem předpokládal exogenní charakter vysvětlujících proměnných, abych mohl vytvořit jednorovnicový model. Nyní se budu zabývat kointegrací v rámci VARu. Nejdříve popíšu metodiku, vytvořím modely importu a exportu, porovnáám výsledky s jednorovnicovou analýzou a nakonec místo časových řad reprezentantů měnových kurzů použiji časové řady šoků reprezentantů měnových kurzů.

#### 3.1. Metodika

VAR předpokládá, že všechny proměnné jsou endogenní. Johansenův test testuje kointegraci časových řad i počet kointegračních vektorů. K odhadu parametrů se používá metoda maximální věrohodnosti. Postup pro vytvoření kointegrace ve VARu je podobný jako v jednorovnicové analýze:

1. příprava časových řad,
2. tvorba modelu VAR (identifikace počtu zpoždění),
3. testování modelu VAR,
4. Johansenův test kointegrace,
5. kointegrovaný model VAR (model VEC) a jeho testování,
6. interpretace.

První krok je úplně identický s prvními kroky jednorovnicové analýzy. Jedná se o sezónní očištění a testy jednotkového kořene. Vše již bylo provedeno, proto mohu tento krok v analýze přeskočit s odkazem na jednorovnicovou analýzu. Pro identifikaci počtu zpoždění se v Eviews 7 může použít funkce Lag Length Criteria. Výstup této funkce je možné vidět v tabulce 23. Tato funkce na základě pěti kritérií (jak se tato kritéria počítají více v Arlt a Arltová, 2009, s. 205 – 207) vybírá optimální počet zpoždění. Problém může být, že každé kritérium nabízí jiný optimální počet zpoždění (zvýrazněné hodnoty s hvězdičkou). Budu se řídit těmito kritérii, ale vyberu vždy model, který poskytuje nejlepší statistické a ekonomické výsledky. Další alternativou, kterou lze použít pro zjištění optimálního zpoždění, je Waldův test.

**Tabulka 23: Testy na optimální počet zpoždění**

| Lag | LogL      | LR               | FPE              | AIC              | SC               | HQ               |
|-----|-----------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 0   | -1278.102 | NA               | 1.62e+11         | 37.16239         | 37.29190         | 37.21377         |
| 1   | -735.9554 | 1005.722         | 38609.77         | 21.91175         | <b>22.55932*</b> | 22.16866         |
| 2   | -709.2727 | 46.40479         | <b>28469.15*</b> | 21.60211         | 22.76773         | <b>22.06455*</b> |
| 3   | -695.5554 | 22.26574         | 30791.29         | 21.66827         | 23.35195         | 22.33624         |
| 4   | -676.3159 | 28.99858         | 28688.92         | 21.57437         | 23.77610         | 22.44787         |
| 5   | -663.9292 | 17.23364         | 33098.80         | 21.67911         | 24.39889         | 22.75814         |
| 6   | -642.3455 | <b>27.52711*</b> | 29840.51         | 21.51726         | 24.75510         | 22.80182         |
| 7   | -626.3144 | 18.58676         | 32431.48         | <b>21.51636*</b> | 25.27225         | 23.00645         |

Zdroj: Eviews7

Pro testování modelu VAR použijí testy na autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu reziduí. Poté použijí Johansenův kointegrační test, kde je shrnuto všech 5 testů na kointegraci (testy se liší v zahrnutí trendu a konstanty). Pro vytvoření VEC modelu, je zapotřebí, aby Trace statistika a Maximum Eigenvalue statistika potvrdily stejný počet kointegračních vztahů (zvýrazněné buňky). V tabulce 24 je to čtvrtý a pátý model. V případě možnosti více modelů vyberu opět ten „lepší“.

**Tabulka 24: Johansenův test kointegrace**

| Data Trend: | None                     | None                  | Linear                | Linear             | Quadratic          |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type   | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |
| Trace       | 2                        | 1                     | 1                     | <b>1</b>           | <b>1</b>           |
| Max-Eig     | 0                        | 0                     | 0                     | <b>1</b>           | <b>1</b>           |

Zdroj: Eviews7

Pokud testy VAR modelu nabídly statisticky dobré výsledky, posledním testem je zkontrolování kointegračního grafu, který by měl vykazovat stacionaritu (subjektivní ohodnocení) a/nebo testování stacionarity (DF test) reziduí kointegrační rovnice. Klasicky testuji významnost parametrů a přidám upravený koeficient determinace a informační kritéria. Nakonec interpretuji model a porovnám zjištěné výsledky s jednorovnicovou analýzou.

### 3.2.Import – model VEC

Při této analýze jsem zkoušel opět více proměnných. Nejlepší výsledky opět poskytovalo zařazení reálné absorpce, reálného exportu a reálného efektivního měnového kurzu. Zařadil jsem také dummy proměnnou pro druhé čtvrtletí roku 2004 (ta je však zařazena jako exogenní vysvětlující proměnná). V tabulce 25 pět kritérií nabízí různý počet optimálních zpoždění. Kritérium FPE a HQ se shodnou na optimálním zpoždění dvou čtvrtletí. Waldův test potvrzuje také jako optimální zpoždění dvě čtvrtletí. V další analýze budu vycházet z modelu VAR(2) bez konstanty (zpětně nabídl nejlepší statistické výsledky).

**Tabulka 25: Optimální počet zpoždění modelu VAR**

| Lag | LogL      | LR               | FPE              | AIC              | SC               | HQ               |
|-----|-----------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 0   | -1278.102 | NA               | 1.62e+11         | 37.16239         | 37.29190         | 37.21377         |
| 1   | -735.9554 | 1005.722         | 38609.77         | 21.91175         | <b>22.55932*</b> | 22.16866         |
| 2   | -709.2727 | 46.40479         | <b>28469.15*</b> | 21.60211         | 22.76773         | <b>22.06455*</b> |
| 3   | -695.5554 | 22.26574         | 30791.29         | 21.66827         | 23.35195         | 22.33624         |
| 4   | -676.3159 | 28.99858         | 28688.92         | 21.57437         | 23.77610         | 22.44787         |
| 5   | -663.9292 | 17.23364         | 33098.80         | 21.67911         | 24.39889         | 22.75814         |
| 6   | -642.3455 | <b>27.52711*</b> | 29840.51         | 21.51726         | 24.75510         | 22.80182         |
| 7   | -626.3144 | 18.58676         | 32431.48         | <b>21.51636*</b> | 25.27225         | 23.00645         |

Zdroj: Eviews7

Statistické testy neprokázaly přítomnost autokorelace a heteroskedasticity reziduí na 5% hladině významnosti, zamítly hypotézu normality reziduí (tabulka 26). I když jsou tyto výsledky hraniční, statistické výsledky mnoha dalších modelů byly horší.

**Tabulka 26: Statistické testy modelu VAR(2)**

| Test               | P-value |
|--------------------|---------|
| Autokorelace       | 0,0661  |
| Heteroskedasticita | 0,0798  |
| Normalita          | 0,0104  |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Při provedení Johansenova testu kointegrace Trace statistika a Maximum Eigenvalue statistika určily stejný počet kointegračních vztahů pro čtvrtý a pátý model (tabulka 27). Po vytvoření obou modelů čtvrtý model poskytl lepší statistické výsledky. V modelu VEC při původním modelu VAR(2) budou vysvětlující proměnné v diferencích se zpožděním jednoho čtvrtletí.

**Tabulka 27: Johansenův test kointegrace**

| Data Trend: | None                     | None                  | Linear                | Linear             | Quadratic          |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type   | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |
| Trace       | 2                        | 1                     | 1                     | <b>1</b>           | <b>1</b>           |
| Max-Eig     | 0                        | 0                     | 0                     | <b>1</b>           | <b>1</b>           |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Čtvrtý model obsahuje konstantu v krátkodobých vztazích i v členu VEC, v VEC členu je přítomen lineární trend (rovnice 40). Člen VEC, i všechny proměnné uvnitř členu VEC jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti<sup>31</sup> (tabulka 28). Dlouhodobý vztah je také potvrzen záporným znaménkem a vysokou hodnotou koeficientu gama. Z krátkodobých vztahů je statisticky významný pouze vliv exportu a dummy proměnné. Upravený koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,389, AIC 7,31 a SC 7,53. Kointegrační graf i test jednotkového kořene prokázaly stacionaritu reziduí kointegrační rovnice (členu VEC).

<sup>31</sup> 5% hladinu významnosti představuje t-statistika v absolutní hodnotě větší než dva. Významný parametr je navíc označen tučně.

Rovnice 40: Model importu ve formě VEC

$$d(IM_R) = 1,83 - 0,333 \cdot d(IM_{R,-1}) + 0,48 \cdot d(EX_{R,-1}) + 0,648 \cdot d(A_{R,-1}) + 0,297 \cdot d(REER_{PPI,-1}) + 38,568 \cdot D - 0,926 \cdot (IM_{R,-1} - 0,463 \cdot EX_{R,-1} - 2,085 \cdot A_{R,-1} + 1,067 REER_{PPI,-1} - 0,733 \cdot t + 54,64)$$

Tabulka 28: T-statistiky vysvětlujících proměnných modelu importu ve formě VEC

| Proměnná          |                        | t-statistika | Proměnná          |                            | t-statistika |
|-------------------|------------------------|--------------|-------------------|----------------------------|--------------|
| Dlouhodobé vztahy | EX <sub>R,-1</sub>     | -22,7218     | Krátkodobé vztahy | D(IM <sub>R,-1</sub> )     | -1,0832      |
|                   | A <sub>R,-1</sub>      | -10,2480     |                   | D(EX <sub>R,-1</sub> )     | 2,3651       |
|                   | REER <sub>PPI,-1</sub> | 5,6052       |                   | D(A <sub>R,-1</sub> )      | 0,7338       |
|                   | t                      | -4,8988      |                   | D(REER <sub>PPI,-1</sub> ) | 0,6443       |
|                   | c                      |              |                   | c                          | 1,5346       |
|                   | EC <sub>-1</sub>       | -3,8712      |                   | D                          | 4,1739       |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Vliv kurzu je krátkodobě nevýznamný, ale dlouhodobě import klesá v případě apreciacie (roste v případě depreciace). Krátkodobý vliv měnového kurzu může být pozitivní i negativní. S apreciací může import krátkodobě hned růst, ale i klesat (viz výše). Dlouhodobě by však s apreciací měl import růst. Proto v další analýze zkusím testovat vliv měnových šoků na import. Vliv exportu a absorpce, dlouhodobě i krátkodobě, je ekonomicky správný (u absorpce je krátkodobý vliv statisticky nevýznamný). Vliv absorpce je větší. Dlouhodobý vztah se prosazuje silně.

Zajímavé je se podívat na kointegrační rovnice vzniklé v jednorovnicové analýze (rovnice 41) a v této analýze (rovnice 42). Dlouhodobý vliv vysvětlujících proměnných reálného exportu, reálné absorpce a reálného efektivního měnového kurzu má stejný směr. Ve formě VEC je pouze větší vliv absorpce a reálného efektivního měnového kurzu, což může být způsobené zahrnutím konstanty a trendu. Rozdílnost je také v síle prosazování vztahu, kde v jednorovnicové analýze koeficient gama dosáhl hodnoty -0,37 a v modelu VEC -0,93. To může být způsobeno tím, že parametry u diferencovaných proměnných v modelu VEC jsou většinou statisticky nevýznamné a tak se dlouhodobý vztah může prosazovat silněji. Naopak jednorovnicová analýza nabízí lepší výsledky, co se týče upraveného koeficientu determinace. Dá se říct, že obě analýzy navzájem potvrzují významnost stejných vysvětlujících proměnných.

Rovnice 41: Kointegrační rovnice modelu importu II

$$0 = IM_{R,-1} - 0,558 \cdot EX_{R,-1} - 1,523 \cdot A_{R,-1} + 0,539 \cdot REER_{PPI,-1}$$

Rovnice 42: Kointegrační rovnice modelu importu VEC

$$0 = IM_{R,-1} - 0,463 \cdot EX_{R,-1} - 2,085 \cdot A_{R,-1} + 1,067 REER_{PPI,-1} - 0,733 \cdot t + 54,64$$

### 3.3.Export – model VEC

Při modelování exportu jsem zkoušel proměnné z předešlé analýzy a zároveň jsem také zkusil spojit proměnnou zahraniční poptávka s produktivitou práce. Tyto dvě proměnné se znovu „bily“ o vliv na export. Většinou to skončilo prohrou zahraniční poptávky, která vykazovala negativní závislost, což je ekonomicky nevysvětlitelné. Statisticky se to dá vysvětlit problémem multikolinearity. Nebo zde byly dva kointegrační vztahy, ale druhý kointegrační vztah nevykazoval stacionaritu (někdy oba). Podobně jako v jednorovnicové analýze vytvořit model exportu je značně komplikovanější (zábranou byly také špatné statistické výsledky VAR modelů, zejména přítomnost autokorelace). Po velkém množství pokusů jsem se nakonec rozhodl uvést pouze jeden model ve formě VEC, který naznačuje výsledky jednorovnicové analýzy.

V modelu jsem vyzkoušel proměnné z modelu exportu II ( $Y_{EU}$ , CZK/EUR,  $HCPI_F/VC$ ). I přes nesplnění předpokladů (viz později), tento model použiji pro porovnání s modelem z jednorovnicové analýzy.

Tabulka 29: Optimální počet zpoždění modelu VAR

| Lag | LogL      | LR               | FPE              | AIC              | SC               | HQ               |
|-----|-----------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 0   | -846.6629 | NA               | 17371152         | 28.02174         | 28.29857         | 28.13023         |
| 1   | -526.0749 | 578.1097         | 801.3400         | 18.03524         | <b>18.86575*</b> | <b>18.36072*</b> |
| 2   | -505.1476 | <b>34.99307*</b> | <b>688.2319*</b> | <b>17.87369*</b> | 19.25787         | 18.41617         |
| 3   | -490.3383 | 22.82096         | 731.0769         | 17.91273         | 19.85058         | 18.67219         |
| 4   | -481.5912 | 12.33198         | 964.2565         | 18.15053         | 20.64205         | 19.12698         |
| 5   | -462.4193 | 24.51485         | 926.0205         | 18.04653         | 21.09173         | 19.23998         |
| 6   | -447.3777 | 17.26084         | 1052.426         | 18.07796         | 21.67682         | 19.48839         |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Tabulka 29 ukazuje jako vhodné zpoždění jedno nebo dvě čtvrtletí, po další analýze model VAR(1) s konstantou nabídl lepší výsledky (i přesto, že nebyla splněna podmínka neautokorelace a normality reziduí, viz tabulka 30).

**Tabulka 30: Statistické testy modelu VAR(1)c**

| Test               | P-value |
|--------------------|---------|
| Autokorelace       | 0,0006  |
| Heteroskedasticita | 0,6336  |
| Normalita          | 0,0000  |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Dále následuje test kointegrace. Podle tohoto testu v tabulce 31 je možné najít mezi těmito proměnnými dva (druhý, třetí a čtvrtý model) nebo jeden kointegrační vztah (pátý model). Ve druhém, třetím a čtvrtém modelu vznikl problém nestacionarity kointegračních vztahů. Proto nakonec uvedu pátý model, který obsahuje trend i konstantu jak v členu VEC, tak i mimo něj.

**Tabulka 31: Johansenův test kointegrace**

| Data Trend: | None                     | None                  | Linear                | Linear             | Quadratic          |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type   | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |
| Trace       | 2                        | 2                     | 2                     | 2                  | 1                  |
| Max-Eig     | 1                        | 2                     | 2                     | 2                  | 1                  |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Výsledný model neobsahuje žádné zpožděné difference. Proměnné v členu VEC odpovídají ekonomické teorii a jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti (tabulka 32). V celém modelu je člen VEC nevýznamný a to i na 10% hladině významnosti. Navíc hodnota parametru gama je velice nízká. Dlouhodobý vztah se prosazuje velmi slabě. Z krátkodobých vztahů je významná opět dummy proměnná pro druhé čtvrtletí roku 2004. Upravený koeficient determinace dosahuje hodnoty pouze 0,137, AIC 8,37 a SC 8,50. Kointegrační graf a test jednotkového kořene prokázaly stacionaritu kointegračního vztahu.

**Rovnice 43: Model exportu ve formě VEC**

$$d(EX_R) = 4,859 + 0,048.T + 52,931.D - 0,011.(EX_{R,-1} - 40,806.Y_{EU,-1} - 49,626.CZK/EUR_{-1} - 33,167.HCPI_F/VC_{-1} + 9,192.t + 12687,43)$$

**Tabulka 32: T-statistiky vysvětlujících proměnných modelu exportu ve formě VEC**

| Proměnná          |               | t-statistika | Proměnná          |   | t-statistika |
|-------------------|---------------|--------------|-------------------|---|--------------|
| Dlouhodobé vztahy | $Y_{EU,-1}$   | -6,5126      | Krátkodobé vztahy | c | 1,0411       |
|                   | $CZKEUR_{-1}$ | -7,9549      |                   | t | 0,4811       |
|                   | $HCPI_F/VC$   | -6,0804      |                   | D | 3,2759       |
|                   | t             |              |                   |   |              |
|                   | c             |              |                   |   |              |
|                   | $EC_{-1}$     | -0,6327      |                   |   |              |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Nakonec zbývá porovnat kointegrační rovnice z této (rovnice 44) a jednorovnicové analýzy (rovnice 45). V obou případech mají vysvětlující proměnné stejnosměrný vliv. V případě kointegrační rovnice modelu exportu VEC jsou parametry u vysvětlujících proměnných výraznější. To může být způsobeno přítomností trendu a konstanty. V kointegrační rovnici modelu exportu II má největší vliv na export reálný produkt Evropské unie, v kointegrační rovnici modelu exportu VEC měnový kurz. Lepší statistické výsledky nabízí model exportu z jednorovnicové analýzy. Johansenův test kointegrace sice zjistil přítomnost kointegračního vztahu, tento vztah je ovšem velice slabý (i statisticky nevýznamný). U jednorovnicové analýzy se tento vztah prosazuje silněji.

**Rovnice 44: Kointegrační rovnice modelu exportu VEC**

$$0 = EX_{R,-1} - 40,806 \cdot Y_{EU,-1} - 49,626 \cdot CZK/EUR_{-1} - 33,167 \cdot HCPI_F/VC_{-1} + 9,192 \cdot t + 12687,43$$

**Rovnice 45: Kointegrační rovnice modelu exportu II**

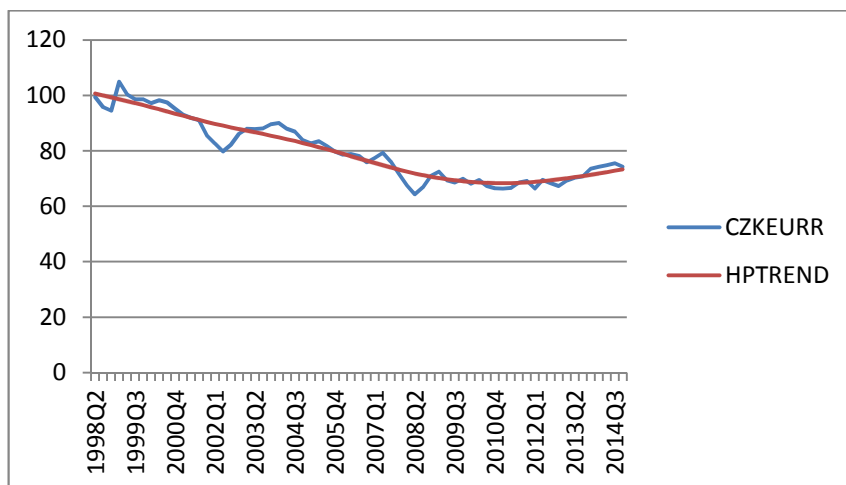
$$0 = EX_{R,-1} - 18,952 \cdot Y_{EU,-1} - 14,549 \cdot CZKEUR_{-1} - 12,696 \cdot HCPI_F/VC_{-1}$$

### 3.4.Šoky měnových kurzů

Nakonec jsem pomocí Hodrick-Prescottova filtru vytvořil časové řady šoků měnových kurzů. Hodrick-Prescottův filtr vyhlazuje časovou řadu (červená křivka na obrázku 9) a rezidua takto vzniklé řady použiji jako aproximaci depreciačních a apreciačních šoků měnového kurzu.



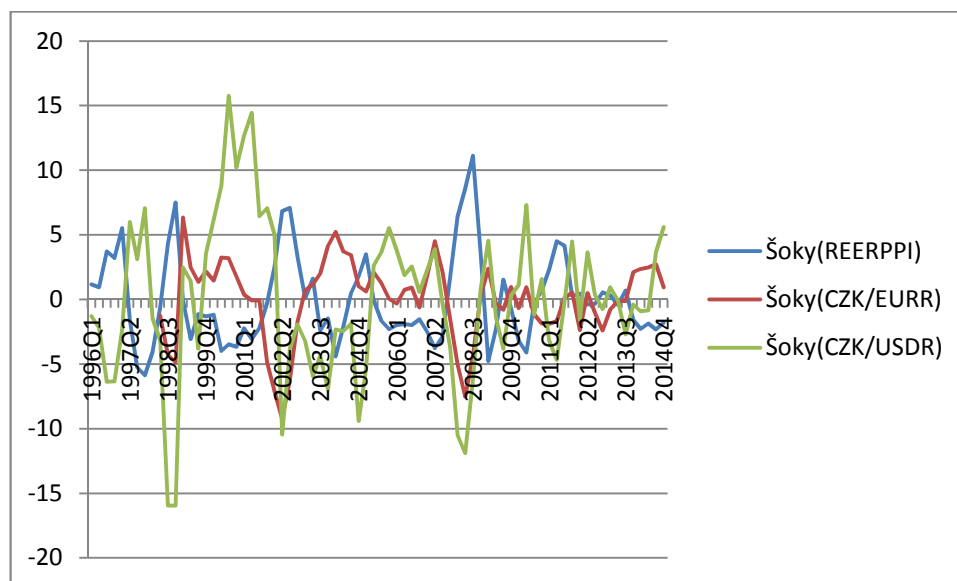
Obrázek 8: Hodrick-Prescottův filtr – reálný měnový kurz CZK/EUR



Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Kladné hodnoty u časové řady šoků  $REER_{PPI}$  jsou apreciační šoky, u reálných měnových kurzů CZK/USD a CZK/EUR depreciační šoky. V grafu 5 je tato situace dobře vidět, kdy šoky  $REER_{PPI}$  jdou zrcadlově proti šokům reálných měnových kurzů CZK/USD a CZK/EUR. Tyto časové řady jsou stacionární a do modelu byly zařazeny jako exogenní proměnné, podobně jako dummy proměnná pro druhé čtvrtletí roku 2004.

Obrázek 9: Časové řady šoků měnových kurzů



Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Šoky budou zohledňovat pouze krátkodobé vztahy. Šoky jsem nejprve testoval na importu s proměnnými z předešlé analýzy: reálnou absorpcí a reálným exportem. Všechny tři modely vychází z modelu VAR(4). Z důvodu úspory místa uvádím pouze hodnoty a t-statistiky jednotlivých parametrů. Všechny modely potvrdily kointegrovanost časových řad vysokou

hodnotou a negativním znaménkem koeficientu  $\gamma$ . Postup analýzy byl stejný jako v případě tvorby modelů VEC.

Šoky reálných měnových kurzů CZK/USD a CZK/EUR jsou v souladu s teorií. Znaménka jsou negativní, to znamená, že při apreciačním šoku (negativní hodnota) došlo k růstu importu. Parametry těchto proměnných byly statisticky nevýznamné i na 10% hladině významnosti (tabulka 33). Šoky  $REER_{PPI}$  jsou také negativní, ale v tomto případě to znamená, že při depreciačním šoku roste import (vysvětlení viz výše). Tato proměnná byla statisticky nevýznamná i na 10% hladině významnosti.

**Tabulka 33: Hodnoty a t-statistiky parametrů šoků - import**

|                     | Šoky( $REER_{PPI}$ ) | Šoky( $CZK/EUR_R$ ) | Šoky( $CZK/USD_R$ ) |
|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Parametr            | -0,3934              | -0,3671             | -0,0379             |
| Směrodatná odchylka | (-0,3518)            | (-0,4249)           | (-0,1843)           |
| T-statistika        | [-1,1182]            | [-0,8638]           | [-0,2058]           |

Zdroj: Eviews7, vlastní úprava

Dále pokračuji v analýze šoků měnových kurzů u exportu. Problém je neexistence žádného statisticky kvalitního modelu, na kterém bych tyto šoky mohl testovat<sup>32</sup>. Proto jsem zkoušel různé variace. Jako vysvětlující proměnnou jen zahraniční poptávku, poté jsem přidal i proměnnou  $HCPI_F/VC$  a další kombinaci proměnných. V žádném případě nevznikl model, který by prokázal kointegraci časových řad (relativně vysoká a záporná hodnota parametru  $\gamma$ , navíc statisticky významná), aby bylo možné analyzovat dlouhodobé a krátkodobé vztahy, mezi nimi i měnové šoky.

I přesto, že výsledné parametry šoků nenabídly uspokojivé statistické výsledky, je tento postup další alternativou pro modelování vlivu měnového kurzu na export a import. V této analýze je možné sledovat pouze krátkodobý vliv měnového kurzu.

<sup>32</sup> Kromě toho měnový kurz poskytoval správné ekonomické výsledky v modelech exportu jednorovnicové analýzy (až na jeden). Proto analýza šoků měnového kurzu na export není nezbytná a má doplňkový charakter.

## Závěr

V této práci jsem nejdříve začal významem zahraničního obchodu pro Českou republiku. Na poměrech export zboží a služeb/HDP a import zboží a služeb/HDP jsem ukázal, že Česká republika je velmi otevřenou zemí. V Evropské unii se řadí k nadprůměru. Dále jsem se zabýval teritoriální a komoditní strukturou zahraničního obchodu. Přibližně 80 % exportu a 60 % importu jsou partneři z Evropské unie (EU28). Největší partnerem zůstává Německo, to se také ukázalo v analýze, kdy při aproximaci zahraniční poptávky bylo možné zvolit Německý reálný produkt. Při komoditní struktuře jsem upozornil na nebezpečí přílišné koncentrace exportu v automobilovém průmyslu.

Cílem této práce bylo vytvořit robustní a ekonomicky interpretovatelné modely importu a exportu. Velkou inspirací k výběru vhodných proměnných a k tvorbě metodiky byly dosavadní analýzy českých autorů na příkladě České republiky. Dále jsem vycházel z vyrovnávacích procesů platební bilance a dalších teoretických konceptů (např. model efektivní tržní klasifikace). Výhodou oproti předchozím analýzám (Kreidl, Holub, Kapička, Hlušek a Singer, Tomšík, Mandel a Tomšík, Pánková, Havrlant a Hušek) byly delší časové řady a vylepšením dvě metody kointegrační analýzy pro tvorbu modelů.

Při jednorovnicové analýze importu jsem zjistil, že nezbytnými vysvětlujícími proměnnými jsou reálný export a absorpce (se správnými znaménky). Silnější vliv prokazovala absorpce. V prvním modelu jsem zařadil pouze export a absorpci. V druhém modelu jsem přidal také vliv měnového kurzu ( $REER_{PPI}$ ). Ten byl ovšem problémový. Ukazoval negativní znaménko, v tomto případě to znamenalo při reálné depreciaci růst importu. To se dá ekonomicky vysvětlit krátkodobě, nikoli však dlouhodobě. Oba modely byly robustní. Splňovaly podmínky normality, neautokorelace a homoskedasticity reziduí. Další statistické vlastnosti jako test stability (Chowův test) a upravené  $R^2$  vykazovaly vysoké hodnoty. Velkým pozitivem je potvrzení kointegrace relativně vysokou negativní hodnotou parametru  $\gamma$ . Do všech modelů (i modelů exportu) jak v jednorovnicové, tak i vícerovnicové analýze byla zařazena dummy proměnná pro druhé čtvrtletí roku 2004, kdy došlo k extrémnímu růstu exportu a importu z důvodu vstupu České republiky do Evropské unie. Tato proměnná byla vždy statisticky významná a zlepšila statistické kvality všech modelů. Zařazení měnového kurzu CZK/EUR v analýze importu nepřineslo kvalitní statistické výsledky.

Při jednorovnicové analýze exportu jsem narazil na možný problém nízké kointegrace časových řad. Proto jsem ke dvěma „kointegrovaným modelům“ přidal i modely

v diferencované podobě. Do modelů nebylo možné zařadit současně reprezentanta zahraniční poptávky a produktivity práce. Modely s reprezentanty zahraniční poptávky nabídly lepší výsledky. V prvním modelu po zařazení reálného produktu Německa a reálného efektivního kurzu bylo problematické vysvětlení dlouhodobého vlivu měnového kurzu. Při depreciaci dlouhodobě export klesá. Při použití stejných proměnných a analýze krátkodobých vztahů měl tento reprezentant správné znaménko. Z důvodu nízké hodnoty parametru  $\gamma$  jsem se přiklonil k modelu v diferencované podobě, který odpovídal ekonomické teorii (ovšem za cenu ztráty informací o dlouhodobých vztazích). Druhý model zahrnující reálný produkt Evropské unie a reálný měnový kurz CZK/EUR (rozdělený do dvou proměnných) odpovídal ekonomické teorii. V analýze krátkodobých vztahů přinesl model stejné výsledky. Z důvodu vyšší hodnoty parametru  $\gamma$  jsem se přiklonil k prvnímu modelu, protože v tomto případě bychom ztratili cenné informace o dlouhodobých vztazích. Všechny čtyři modely splňovaly podmínku neautokorelace a homoskedasticity reziduí. Upravené  $R^2$  se pohybovalo okolo hodnoty 0,65. V porovnání s modely importu modely exportu nabídly horší statistické výsledky, ale naopak vliv měnového kurzu byl snadněji interpretovatelný.

Vícerovníková analýza importu s použitím proměnných reálného exportu, absorpce a efektivního měnového kurzu přinesla podobné výsledky jako jednorovníková analýza. Při vícerovníkové analýze exportu a použití proměnných reálného produktu EU a měnového kurzu CZK/EUR (opět rozděleného do dvou proměnných) tomu bylo podobně. Problémem však bylo vytvořit robustní a zároveň kointegrovaný model exportu.

Nakonec jsem pomocí Hodrick-Prescottova filtru vytvořil časové řady měnových šoků. Při analýze šoků měnových kurzů na import se sice podařilo vytvořit statisticky kvalitní modely, ale samotné šoky měnových kurzů byly statisticky nevýznamné. Při analýze šoků měnových kurzů na export se nepodařilo vytvořit statisticky kvalitní model.

Přes jisté problémy se podařilo vytvořit statisticky kvalitní modely exportu a importu odpovídající ekonomické teorii. Vliv měnového kurzu v modelu importu a v jednom modelu exportu bylo obtížné ekonomicky interpretovat.

## Použitá literatura

- ALEXANDER, Sidney. 1952. The Effect of A Devaluation on the Trade Balance. *IMF, Staff Papers*. April, p. 263 - 278
- ARLT, Josef. 1997. Kointegrace v jednorovnicových modelech. *Politická ekonomie*. Roč. 45, č. 5, s. 733 – 746.
- ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. 2009. *Ekonomické časové řady*. V Professional Publishing vyd. 1. Praha: Professional Publishing, 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen. 1985. Devaluation and the J-Curve: Some evidence from LDSc. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 67, No. 3, p. 500 – 504
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen a Gour GOSWAMI. 2003. A Disaggregated Approach to Test the J-Curve Phenomenon: Japan versus Her Majro Trading Partners. *Journal of Economics and Finance*. Vol. 27, No. 1, p. 102 – 113
- CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2013. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- Classifications Registry. In *United Nations Statistics Division* [online]. 2015 [cit. 2015-09-17] Dostupné z: <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=14>
- DURČÁKOVÁ, Jaroslava a Martin MANDEL. 2010. *Mezinárodní finance*. 4., aktualiz. a dopl. vyd. Praha: Management Press, 494 s. ISBN 978-80-7261-221-5.
- EViews 7 User's Guide I. 2010. Irvine, CA: IHS Global Inc. Dostupné z: <http://schwert.ssb.rochester.edu/a425/EV71.pdf>
- EViews 7 User's Guide II. 2010. Irvine, CA: IHS Global Inc. Dostupné z: <http://schwert.ssb.rochester.edu/a425/ev72.pdf>
- HAVRLANT, David a Roman HUŠEK. 2011. Models of Factors Driving the Czech Export. *Prague economic papers*. Vol. 20, No. 3, p. 195 – 215
- HENDRY, David a Katarina JUSELIUS. 1999. Explaining Cointegration Analysis: Part I. In: *Katarina Juselius* [online]. [cit. 2015-09-17]. Dostupné z: <http://www.econ.ku.dk/okokj/papers/dfhkjfnl.pdf>
- HENDRY, David a Katarina JUSELIUS. 2000. Explaining Cointegration Analysis: Part II. In: *Katarina Juselius* [online]. [cit. 2015-09-17]. Dostupné z: <http://www.econ.ku.dk/okokj/papers/kjdhengii.pdf>
- HLUŠEK, Martin a Miroslav SINGER. 1999. Možnosti modelování vývozu a dovozu v období restrukturalizace. *Finance a úvěr*. Roč. 49, č. 3, s. 143 – 156
- HOLUB, Tomáš. 1996. Analýza poptávky po importu ČR. *Finance a úvěr*. Roč. 46, č. 9, s. 511 – 519
- HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. 2007. Praha: Oeconomica, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3
- KAPIČKA, Marek. 1997. Vývoj obchodní bilance v letech 1993 – 1996. *Finance a úvěr*. Roč. 47, č. 3, s. 163 – 175
- KODERA, Jan a Martin MANDEL. 1994. Dynamický přístup k monetárnímu vyrovnávacímu procesu obchodní bilance. *Finance a úvěr*. Roč. 44, č. 11, s. 610 - 619

- KREIDL, Vladimír. 1995. Analýza české importní a exportní poptávky. *Finance a úvěr*. Roč. 45, č. 12, s 695 – 708
- KRUGMAN, Paul R, Maurice OBSTFELD a Marc J MELITZ. 2012. *International economics: theory & policy*. 9th ed. Boston: Pearson Addison-Wesley, xxix, 701 p. Pearson series in economics. ISBN 0132146657
- MANDEL, Martin a Vladimír Tomšík. 2001. Mix monetární a fiskální politiky v České republice: empirická verifikace modelu efektivní tržní klasifikace. *Politická ekonomie*. Roč. 49, č. 2, s. 452 - 463
- MANDEL, Martin a Vladimír TOMŠÍK. 2008. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2., rozš. vyd. Praha: Management Press, 367 s. ISBN 978-80-7261-185-0.
- Měnový kurz jako nástroj při nulových úrokových sazbách, případ ČR. Research and Policy Notes. In: ČNB [online]. 2014 [cit. 2015-09-17] Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/vyzkum/vyzkum\\_publicace/rpn/2014/c\\_rpn\\_03\\_2014.html](http://www.cnb.cz/cs/vyzkum/vyzkum_publicace/rpn/2014/c_rpn_03_2014.html)
- PÁNKOVÁ, Václava. 2003. Analýza vlivu cenových relací na objem exportu v České republice. *Politická ekonomie*. Roč. 51, č. 4, s. 533 – 540
- SPĚVÁČEK, Vojtěch aj. 2012. *Makroekonomická analýza*. Praha: Linde Praha, xxxii, 608 s. ISBN 978-80-86131-92-4.
- TOMŠÍK, Vladimír. 2000. *Vyrovňovací procesy platební bilance a analýza vývoje zahraničního obchodu České republiky v letech 1993 – 1998*. Praha: Národohospodářský ústav Josefa Hlávky
- TOMŠÍK, Vladimír. 2001a. Regresní analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993 – 1998. *Finance a úvěr*. Roč. 51, č. 1, s. 46 – 58
- TOMŠÍK, Vladimír. 2001b. Kointegrační analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993 – 1998. *Finance a úvěr*. Roč. 51, č. 7 - 8, s. 417 – 429
- Zahraniční obchod – Metodika. In ČSÚ [online]. 2015 [cit. 2015-09-17] Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/zo>

## Zdroje dat

- Bureau of Labour Statistics [online]. 2015 [cit. 2015-10-12] Dostupné z: <http://www.bls.gov/cpi/tables.htm>
- ČNB-ARAD [online]. 2015 [cit. 2015-10-12]. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/docs/ARADY/HTML/index.htm>
- ČSÚ [online]. 2015 [cit. 2015-10-12]. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/czso/casove\\_rady](https://www.czso.cz/csu/czso/casove_rady)
- Eurostat [online]. 2015 [cit. 2015-10-12] Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat>
- The World Bank [online]. 2015 [cit. 2015-10-12] Dostupné z: <http://data.worldbank.org/indicator>

## Seznam tabulek

|                                                                                      |    |
|--------------------------------------------------------------------------------------|----|
| Tabulka 1: Komoditní struktura importu zboží .....                                   | 10 |
| Tabulka 2: Komoditní struktura exportu zboží .....                                   | 11 |
| Tabulka 3: Teritoriální struktura zahraničního obchodu se zbožím .....               | 12 |
| Tabulka 4: Elasticity importu .....                                                  | 17 |
| Tabulka 5: Hodnoty regresních koeficientů importu s CPI .....                        | 20 |
| Tabulka 6: Hodnoty regresních koeficientů importu s PPI .....                        | 20 |
| Tabulka 7: Hodnoty regresních koeficientů celkového českého exportu .....            | 21 |
| Tabulka 8: Shrnutí poznatků .....                                                    | 27 |
| Tabulka 9: Popis časových řad - import .....                                         | 36 |
| Tabulka 10: Testy jednotkového kořene .....                                          | 36 |
| Tabulka 11: Statistická významnost parametrů modelu importu I .....                  | 38 |
| Tabulka 12: Statistická významnost parametrů modelu importu II .....                 | 39 |
| Tabulka 13: Statistické výsledky modelů importu .....                                | 40 |
| Tabulka 14: Popis časových řad - export .....                                        | 42 |
| Tabulka 15: Testy jednotkového kořene .....                                          | 42 |
| Tabulka 16: Statistická významnost parametrů modelu exportu I .....                  | 44 |
| Tabulka 17: Testy jednotkového kořene (kratší období) .....                          | 45 |
| Tabulka 18: Korelační koeficienty proměnných - export .....                          | 45 |
| Tabulka 19: Statistická významnost parametrů modelu exportu II .....                 | 46 |
| Tabulka 20: Statistická významnost parametrů modelu exportu III .....                | 47 |
| Tabulka 21: Statistická významnost parametrů modelu exportu IV .....                 | 48 |
| Tabulka 22: Statistické výsledky modelů exportu .....                                | 48 |
| Tabulka 23: Testy na optimální počet zpoždění .....                                  | 51 |
| Tabulka 24: Johansenův test kointegrace .....                                        | 51 |
| Tabulka 25: Optimální počet zpoždění modelu VAR .....                                | 52 |
| Tabulka 26: Statistické testy modelu VAR(2) .....                                    | 52 |
| Tabulka 27: Johansenův test kointegrace .....                                        | 52 |
| Tabulka 28: T-statistiky vysvětlujících proměnných modelu importu ve formě VEC ..... | 53 |
| Tabulka 29: Optimální počet zpoždění modelu VAR .....                                | 54 |
| Tabulka 30: Statistické testy modelu VAR(1)c .....                                   | 55 |
| Tabulka 31: Johansenův test kointegrace .....                                        | 55 |
| Tabulka 32: T-statistiky vysvětlujících proměnných modelu exportu ve formě VEC ..... | 56 |
| Tabulka 33: Hodnoty a t-statistiky parametrů šoků - import .....                     | 58 |

## Seznam obrázků

|                                                                        |    |
|------------------------------------------------------------------------|----|
| Obrázek 1: Podíl exportu zboží a služeb na HDP v roce 2013 v % .....   | 9  |
| Obrázek 2: Podíl importu zboží a služeb na HDP v roce 2013 v %.....    | 10 |
| Obrázek 3: Branding.....                                               | 12 |
| Obrázek 4: Cenový vyrovnávací mechanismus.....                         | 28 |
| Obrázek 5: Důchodový vyrovnávací mechanismus .....                     | 28 |
| Obrázek 6: Kursový vyrovnávací mechanismus .....                       | 29 |
| Obrázek 8: Monetaristický vyrovnávací proces .....                     | 30 |
| Obrázek 9: Hodrick-Prescottův filtr – reálný měnový kurz CZK/EUR ..... | 57 |
| Obrázek 10: Časové řady šoků měnových kurzů .....                      | 57 |



## Přílohy

### Příloha č. 1: Korelační koeficienty proměnných v diferencované podobě - import

|                         | d(IM <sub>R</sub> ) | d(A <sub>R</sub> ) | d(Y <sub>CZ</sub> ) | d(EX <sub>R</sub> ) | d(CPI)  | d(HCPI <sub>F</sub> ) | d(EER)  | d(REER <sub>CPI</sub> ) | d(REER <sub>PPI</sub> ) | d(CZKUSD <sub>R</sub> ) |
|-------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------|-----------------------|---------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| d(IM <sub>R</sub> )     | 1                   | 0,5013             | 0,5928              | 0,9219              | -0,0029 | 0,0884                | 0,3242  | 0,2299                  | 0,2572                  | -0,2133                 |
| d(A <sub>R</sub> )      | 0,5013              | 1                  | 0,6712              | 0,3018              | -0,0949 | 0,0291                | 0,1790  | 0,2424                  | 0,2975                  | -0,0672                 |
| d(Y <sub>CZ</sub> )     | 0,5928              | 0,6712             | 1                   | 0,6487              | -0,0208 | 0,1665                | 0,2601  | 0,3249                  | 0,3502                  | -0,1631                 |
| d(EX <sub>R</sub> )     | 0,9219              | 0,3018             | 0,6487              | 1                   | 0,0056  | 0,1326                | 0,3730  | 0,2552                  | 0,2708                  | -0,2662                 |
| d(CPI)                  | -0,0029             | -0,0949            | -0,0208             | 0,0056              | 1       | 0,5288                | 0,1108  | 0,2932                  | 0,1482                  | -0,1656                 |
| d(HCPI <sub>F</sub> )   | 0,0884              | 0,0291             | 0,1665              | 0,1326              | 0,5288  | 1                     | 0,0960  | 0,2626                  | 0,2196                  | -0,0176                 |
| d(EER)                  | 0,3242              | 0,1790             | 0,2601              | 0,3730              | 0,1108  | 0,0960                | 1       | 0,7964                  | 0,7932                  | -0,7674                 |
| d(REER <sub>CPI</sub> ) | 0,2299              | 0,2424             | 0,3249              | 0,2552              | 0,2932  | 0,2626                | 0,7964  | 1                       | 0,9530                  | -0,6274                 |
| d(REER <sub>PPI</sub> ) | 0,2572              | 0,2975             | 0,3502              | 0,2708              | 0,1482  | 0,2196                | 0,7932  | 0,9530                  | 1                       | -0,6306                 |
| d(CZKUSD <sub>R</sub> ) | -0,2133             | -0,0672            | -0,1631             | -0,2662             | -0,1656 | -0,0176               | -0,7674 | -0,6274                 | -0,6306                 | 1                       |

### Příloha č. 2: Korelační koeficienty proměnných v diferencované podobě - export

|                         | d(EX <sub>R</sub> ) | d(Y <sub>EU</sub> ) | d(A <sub>R,EU</sub> ) | d(Y <sub>G</sub> ) | d(CPI)  | d(HCPI <sub>F</sub> ) | d(EER)  | d(REER <sub>CPI</sub> ) | d(REER <sub>PPI</sub> ) | d(CZKUSD <sub>R</sub> ) | d(PP <sub>Z</sub> ) | d(PP <sub>H</sub> ) |
|-------------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|--------------------|---------|-----------------------|---------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------|---------------------|
| d(EX <sub>R</sub> )     | 1                   | 0,6415              | 0,5962                | 0,6321             | 0,0056  | 0,1326                | 0,3730  | 0,2552                  | 0,2708                  | -0,2662                 | 0,6086              | -0,0378             |
| d(Y <sub>EU</sub> )     | 0,6415              | 1                   | 0,9419                | 0,8695             | 0,1083  | 0,2571                | 0,1933  | 0,3005                  | 0,2834                  | -0,1153                 | 0,6780              | 0,2013              |
| d(A <sub>R,EU</sub> )   | 0,5962              | 0,9419              | 1                     | 0,8052             | 0,0748  | 0,2113                | 0,1626  | 0,2520                  | 0,2585                  | -0,1085                 | 0,6887              | 0,1648              |
| d(Y <sub>G</sub> )      | 0,6321              | 0,8695              | 0,8052                | 1                  | 0,0950  | 0,1521                | 0,1518  | 0,2010                  | 0,1722                  | -0,0815                 | 0,5486              | 0,1587              |
| d(CPI)                  | 0,0056              | 0,1083              | 0,0748                | 0,0950             | 1       | 0,5288                | 0,1108  | 0,2932                  | 0,1482                  | -0,1656                 | -0,0491             | -0,0553             |
| d(HCPI <sub>F</sub> )   | 0,1326              | 0,2571              | 0,2113                | 0,1521             | 0,5288  | 1                     | 0,0960  | 0,2626                  | 0,2196                  | -0,0176                 | 0,1726              | -0,1129             |
| d(EER)                  | 0,3730              | 0,1933              | 0,1626                | 0,1518             | 0,1108  | 0,0960                | 1       | 0,7964                  | 0,7932                  | -0,7674                 | 0,1805              | 0,0114              |
| d(REER <sub>CPI</sub> ) | 0,2552              | 0,3005              | 0,2520                | 0,2010             | 0,2932  | 0,2626                | 0,7964  | 1                       | 0,9530                  | -0,6274                 | 0,2422              | -0,0162             |
| d(REER <sub>PPI</sub> ) | 0,2708              | 0,2834              | 0,2585                | 0,1722             | 0,1482  | 0,2196                | 0,7932  | 0,9530                  | 1                       | -0,6306                 | 0,2715              | 0,0078              |
| d(CZKUSD <sub>R</sub> ) | -0,2662             | -0,1153             | -0,1085               | -0,0815            | -0,1656 | -0,0176               | -0,7674 | -0,6274                 | -0,6306                 | 1                       | -0,1090             | 0,0086              |
| d(PP <sub>Z</sub> )     | 0,6086              | 0,6780              | 0,6887                | 0,5486             | -0,0491 | 0,1726                | 0,1805  | 0,2422                  | 0,2715                  | -0,1090                 | 1                   | 0,0531              |
| d(PP <sub>H</sub> )     | -0,0378             | 0,2013              | 0,1648                | 0,1587             | -0,0553 | -0,1129               | 0,0114  | -0,0162                 | 0,0078                  | 0,0086                  | 0,0531              | 1                   |

### Příloha č. 3: Model importu I ADL(1,1,1)c

| Dependent Variable: IM_G_R_SA<br>Method: Least Squares<br>Date: 08/18/15 Time: 17:26<br>Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q4<br>Included observations: 75 after adjustments |             |                       |             |          |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Variable                                                                                                                                                                | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.    |
| IM(-1)                                                                                                                                                                  | 0.643598    | 0.067041              | 9.600078    | 0.0000   |
| EX                                                                                                                                                                      | 0.580948    | 0.024560              | 23.65411    | 0.0000   |
| EX(-1)                                                                                                                                                                  | -0.381296   | 0.043737              | -8.717889   | 0.0000   |
| A                                                                                                                                                                       | 1.869427    | 0.218383              | 8.560294    | 0.0000   |
| A(-1)                                                                                                                                                                   | -1.509266   | 0.226169              | -6.673177   | 0.0000   |
| C                                                                                                                                                                       | -18.96032   | 8.017995              | -2.364721   | 0.0209   |
| D                                                                                                                                                                       | 12.36419    | 3.217934              | 3.842277    | 0.0003   |
| R-squared                                                                                                                                                               | 0.999440    | Mean dependent var    |             | 270.1918 |
| Adjusted R-squared                                                                                                                                                      | 0.999391    | S.D. dependent var    |             | 116.6201 |
| S.E. of regression                                                                                                                                                      | 2.878457    | Akaike info criterion |             | 5.041072 |
| Sum squared resid                                                                                                                                                       | 563.4150    | Schwarz criterion     |             | 5.257371 |
| Log likelihood                                                                                                                                                          | -182.0402   | Hannan-Quinn criter.  |             | 5.127438 |
| F-statistic                                                                                                                                                             | 20233.20    | Durbin-Watson stat    |             | 2.137821 |
| Prob(F-statistic)                                                                                                                                                       | 0.000000    |                       |             |          |

### Příloha č. 4: Model importu II ADL(1,1,1,0)c

| Dependent Variable: IM<br>Method: Least Squares<br>Date: 08/24/15 Time: 16:47<br>Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q4<br>Included observations: 75 after adjustments |             |                       |             |          |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Variable                                                                                                                                                         | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.    |
| IM(-1)                                                                                                                                                           | 0.630797    | 0.065078              | 9.692868    | 0.0000   |
| EX                                                                                                                                                               | 0.578597    | 0.023780              | 24.33113    | 0.0000   |
| EX(-1)                                                                                                                                                           | -0.372662   | 0.042467              | -8.775371   | 0.0000   |
| A                                                                                                                                                                | 1.984728    | 0.216753              | 9.156629    | 0.0000   |
| A(-1)                                                                                                                                                            | -1.422284   | 0.221831              | -6.411573   | 0.0000   |
| REERPPI                                                                                                                                                          | -0.199043   | 0.083667              | -2.378994   | 0.0202   |
| C                                                                                                                                                                | -19.33799   | 7.758266              | -2.492566   | 0.0152   |
| D                                                                                                                                                                | 12.26339    | 3.113331              | 3.938992    | 0.0002   |
| R-squared                                                                                                                                                        | 0.999484    | Mean dependent var    |             | 270.1918 |
| Adjusted R-squared                                                                                                                                               | 0.999430    | S.D. dependent var    |             | 116.6201 |
| S.E. of regression                                                                                                                                               | 2.784631    | Akaike info criterion |             | 4.986646 |
| Sum squared resid                                                                                                                                                | 519.5294    | Schwarz criterion     |             | 5.233844 |
| Log likelihood                                                                                                                                                   | -178.9992   | Hannan-Quinn criter.  |             | 5.085349 |
| F-statistic                                                                                                                                                      | 18531.94    | Durbin-Watson stat    |             | 2.289544 |
| Prob(F-statistic)                                                                                                                                                | 0.000000    |                       |             |          |

## Příloha č. 5: Model exportu I ADL(1,1,2)c

| Dependent Variable: EX<br>Method: Least Squares<br>Date: 09/01/15 Time: 15:23<br>Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q4<br>Included observations: 74 after adjustments |             |                       |             |          |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Variable                                                                                                                                                         | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.    |
| EX(-1)                                                                                                                                                           | 0.964509    | 0.026051              | 37.02374    | 0.0000   |
| YG                                                                                                                                                               | 9.443568    | 0.969613              | 9.739522    | 0.0000   |
| YG(-1)                                                                                                                                                           | -9.196522   | 0.938495              | -9.799220   | 0.0000   |
| REERPPI                                                                                                                                                          | 1.213945    | 0.395198              | 3.071741    | 0.0031   |
| REERPPI(-1)                                                                                                                                                      | -2.698942   | 0.609480              | -4.428268   | 0.0000   |
| REERPPI(-2)                                                                                                                                                      | 1.889161    | 0.416225              | 4.538795    | 0.0000   |
| C                                                                                                                                                                | -63.35855   | 54.62672              | -1.159845   | 0.2503   |
| D                                                                                                                                                                | 50.21031    | 9.330411              | 5.381361    | 0.0000   |
| R-squared                                                                                                                                                        | 0.997721    | Mean dependent var    |             | 344.4083 |
| Adjusted R-squared                                                                                                                                               | 0.997479    | S.D. dependent var    |             | 180.1637 |
| S.E. of regression                                                                                                                                               | 9.045801    | Akaike info criterion |             | 7.344284 |
| Sum squared resid                                                                                                                                                | 5400.550    | Schwarz criterion     |             | 7.593372 |
| Log likelihood                                                                                                                                                   | -263.7385   | Hannan-Quinn criter.  |             | 7.443649 |
| F-statistic                                                                                                                                                      | 4127.380    | Durbin-Watson stat    |             | 1.888026 |
| Prob(F-statistic)                                                                                                                                                | 0.000000    |                       |             |          |

## Příloha č. 6: Model exportu II ADL(1,1,1,0)c

| Dependent Variable: EX<br>Method: Least Squares<br>Date: 10/03/15 Time: 21:24<br>Sample (adjusted): 1998Q3 2014Q4<br>Included observations: 66 after adjustments |             |                       |             |          |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Variable                                                                                                                                                         | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.    |
| EX(-1)                                                                                                                                                           | 0.882690    | 0.034863              | 25.31895    | 0.0000   |
| YEU                                                                                                                                                              | 13.35910    | 1.358482              | 9.833840    | 0.0000   |
| YEU(-1)                                                                                                                                                          | -11.13580   | 1.505593              | -7.396291   | 0.0000   |
| CZKEUR(-1)                                                                                                                                                       | 1.706788    | 0.557893              | 3.059346    | 0.0033   |
| HCPIFVC                                                                                                                                                          | 1.489330    | 0.400354              | 3.720034    | 0.0004   |
| C                                                                                                                                                                | -568.4325   | 150.0066              | -3.789384   | 0.0004   |
| D                                                                                                                                                                | 44.91986    | 9.744010              | 4.609997    | 0.0000   |
| R-squared                                                                                                                                                        | 0.997420    | Mean dependent var    |             | 372.6147 |
| Adjusted R-squared                                                                                                                                               | 0.997158    | S.D. dependent var    |             | 170.1922 |
| S.E. of regression                                                                                                                                               | 9.073701    | Akaike info criterion |             | 7.348641 |
| Sum squared resid                                                                                                                                                | 4857.591    | Schwarz criterion     |             | 7.580878 |
| Log likelihood                                                                                                                                                   | -235.5052   | Hannan-Quinn criter.  |             | 7.440409 |
| F-statistic                                                                                                                                                      | 3801.459    | Durbin-Watson stat    |             | 1.955972 |
| Prob(F-statistic)                                                                                                                                                | 0.000000    |                       |             |          |

### Příloha č. 7: Model exportu III v diferencované podobě

| Dependent Variable: D(EX)<br>Method: Least Squares<br>Date: 10/08/15 Time: 13:34<br>Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q4<br>Included observations: 74 after adjustments |             |                       |             |          |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Variable                                                                                                                                                            | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.    |
| D(YG)                                                                                                                                                               | 9.098792    | 0.938805              | 9.691889    | 0.0000   |
| D(REERPPI(-1))                                                                                                                                                      | -1.318526   | 0.395542              | -3.333465   | 0.0014   |
| C                                                                                                                                                                   | 3.547016    | 1.177668              | 3.011899    | 0.0036   |
| D                                                                                                                                                                   | 55.46456    | 9.691577              | 5.722966    | 0.0000   |
| R-squared                                                                                                                                                           | 0.647314    | Mean dependent var    |             | 7.225470 |
| Adjusted R-squared                                                                                                                                                  | 0.632199    | S.D. dependent var    |             | 15.80225 |
| S.E. of regression                                                                                                                                                  | 9.583534    | Akaike info criterion |             | 7.410508 |
| Sum squared resid                                                                                                                                                   | 6429.088    | Schwarz criterion     |             | 7.535052 |
| Log likelihood                                                                                                                                                      | -270.1888   | Hannan-Quinn criter.  |             | 7.460190 |
| F-statistic                                                                                                                                                         | 42.82558    | Durbin-Watson stat    |             | 1.726429 |
| Prob(F-statistic)                                                                                                                                                   | 0.000000    |                       |             |          |

### Příloha č. 8: Model exportu IV v diferencované podobě

| Dependent Variable: D(EX)<br>Method: Least Squares<br>Date: 10/10/15 Time: 20:10<br>Sample (adjusted): 1998Q4 2014Q4<br>Included observations: 65 after adjustments |             |                       |             |          |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Variable                                                                                                                                                            | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.    |
| D(YEU)                                                                                                                                                              | 13.04383    | 1.325663              | 9.839474    | 0.0000   |
| D(CZKEUR(-1))                                                                                                                                                       | 1.685077    | 0.532611              | 3.163806    | 0.0024   |
| D(HCPIFVC)                                                                                                                                                          | 1.646765    | 0.621067              | 2.651508    | 0.0102   |
| D                                                                                                                                                                   | 53.36087    | 9.904507              | 5.387534    | 0.0000   |
| R-squared                                                                                                                                                           | 0.667941    | Mean dependent var    |             | 7.805623 |
| Adjusted R-squared                                                                                                                                                  | 0.651611    | S.D. dependent var    |             | 16.69418 |
| S.E. of regression                                                                                                                                                  | 9.853661    | Akaike info criterion |             | 7.473127 |
| Sum squared resid                                                                                                                                                   | 5922.772    | Schwarz criterion     |             | 7.606935 |
| Log likelihood                                                                                                                                                      | -238.8766   | Hannan-Quinn criter.  |             | 7.525923 |
| Durbin-Watson stat                                                                                                                                                  | 1.754622    |                       |             |          |

## Příloha č. 9: Model importu ve formě VEC

|                                                                                                                                                                                                    |                                      |                                      |                                      |                                      |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Vector Error Correction Estimates<br>Date: 09/07/15 Time: 14:41<br>Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q4<br>Included observations: 74 after adjustments<br>Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ] |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Cointegrating Eq:                                                                                                                                                                                  | CointEq1                             |                                      |                                      |                                      |
| IM(-1)                                                                                                                                                                                             | 1.000000                             |                                      |                                      |                                      |
| EX(-1)                                                                                                                                                                                             | -0.462614<br>(0.02036)<br>[-22.7218] |                                      |                                      |                                      |
| A(-1)                                                                                                                                                                                              | -2.085062<br>(0.20346)<br>[-10.2480] |                                      |                                      |                                      |
| REERPPI(-1)                                                                                                                                                                                        | 1.067370<br>(0.19043)<br>[ 5.60518]  |                                      |                                      |                                      |
| @TREND(96Q1)                                                                                                                                                                                       | -0.732660<br>(0.14956)<br>[-4.89877] |                                      |                                      |                                      |
| C                                                                                                                                                                                                  | 54.64026                             |                                      |                                      |                                      |
| Error Correction:                                                                                                                                                                                  | D(IM)                                | D(EX)                                | D(A)                                 | D(REERPPI)                           |
| CointEq1                                                                                                                                                                                           | -0.925627<br>(0.23911)<br>[-3.87116] | -0.778636<br>(0.37084)<br>[-2.09966] | -0.043243<br>(0.04102)<br>[-1.05426] | -0.112658<br>(0.07315)<br>[-1.54005] |
| D(IM(-1))                                                                                                                                                                                          | -0.333184<br>(0.30760)<br>[-1.08318] | -0.057482<br>(0.47706)<br>[-0.12049] | -0.058130<br>(0.05277)<br>[-1.10164] | -0.064380<br>(0.09411)<br>[-0.68412] |
| D(EX(-1))                                                                                                                                                                                          | 0.480306<br>(0.20308)<br>[ 2.36514]  | 0.365274<br>(0.31496)<br>[ 1.15976]  | 0.069412<br>(0.03484)<br>[ 1.99251]  | 0.098984<br>(0.06213)<br>[ 1.59320]  |
| D(A(-1))                                                                                                                                                                                           | 0.647670<br>(0.88264)<br>[ 0.73379]  | -0.250485<br>(1.36891)<br>[-0.18298] | 0.161106<br>(0.15141)<br>[ 1.06403]  | 0.013300<br>(0.27003)<br>[ 0.04925]  |
| D(REERPPI(-1))                                                                                                                                                                                     | 0.296601<br>(0.46036)<br>[ 0.64428]  | -0.008865<br>(0.71398)<br>[-0.01242] | 0.148050<br>(0.07897)<br>[ 1.87473]  | 0.320388<br>(0.14084)<br>[ 2.27482]  |
| C                                                                                                                                                                                                  | 1.829590<br>(1.19226)<br>[ 1.53456]  | 4.320433<br>(1.84910)<br>[ 2.33650]  | 0.136886<br>(0.20452)<br>[ 0.66929]  | -0.194968<br>(0.36476)<br>[-0.53452] |
| D                                                                                                                                                                                                  | 38.56837<br>(9.24037)<br>[ 4.17390]  | 50.82958<br>(14.3311)<br>[ 3.54680]  | 0.623553<br>(1.58513)<br>[ 0.39338]  | 2.730794<br>(2.82698)<br>[ 0.96598]  |
| R-squared                                                                                                                                                                                          | 0.438960                             | 0.294106                             | 0.213133                             | 0.198616                             |
| Adj. R-squared                                                                                                                                                                                     | 0.388718                             | 0.230891                             | 0.142667                             | 0.126851                             |

|                |           |           |           |           |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Sum sq. resids | 5349.580  | 12867.69  | 157.4235  | 500.7096  |
| S.E. equation  | 8.935574  | 13.85840  | 1.532842  | 2.733729  |
| F-statistic    | 8.736843  | 4.652507  | 3.024635  | 2.767568  |
| Log likelihood | -263.3877 | -295.8626 | -132.9318 | -175.7440 |
| Akaike AIC     | 7.307774  | 8.185476  | 3.781941  | 4.939027  |
| Schwarz SC     | 7.525727  | 8.403428  | 3.999893  | 5.156979  |
| Mean dependent | 4.685221  | 7.225470  | 0.511276  | 0.380501  |
| S.D. dependent | 11.42882  | 15.80225  | 1.655475  | 2.925575  |

## Příloha č. 10: Model exportu ve formě VEC

|                                              |                                      |                                      |                                      |                                      |
|----------------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Vector Error Correction Estimates            |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Date: 10/03/15 Time: 22:21                   |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Sample (adjusted): 1998Q3 2014Q4             |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Included observations: 66 after adjustments  |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ] |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Cointegrating Eq:                            | CointEq1                             |                                      |                                      |                                      |
| EX(-1)                                       | 1.000000                             |                                      |                                      |                                      |
| YEU(-1)                                      | -40.80554<br>(6.26566)<br>[-6.51257] |                                      |                                      |                                      |
| CZKEUR(-1)                                   | -49.62622<br>(6.23847)<br>[-7.95487] |                                      |                                      |                                      |
| HCPIFVC(-1)                                  | -33.16686<br>(5.45469)<br>[-6.08043] |                                      |                                      |                                      |
| @TREND(96Q1)                                 | 9.192341                             |                                      |                                      |                                      |
| C                                            | 12687.43                             |                                      |                                      |                                      |
| Error Correction:                            | D(EX)                                | D(YEU)                               | D(CZKEUR)                            | D(HCPIFVC)                           |
| CointEq1                                     | -0.011121<br>(0.01758)<br>[-0.63267] | -9.64E-05<br>(0.00100)<br>[-0.09640] | 0.002107<br>(0.00303)<br>[ 0.69610]  | 0.010913<br>(0.00222)<br>[ 4.92038]  |
| C                                            | 4.858989<br>(4.66697)<br>[ 1.04114]  | 0.990685<br>(0.26562)<br>[ 3.72966]  | -1.190352<br>(0.80370)<br>[-1.48109] | 1.205114<br>(0.58887)<br>[ 2.04648]  |
| @TREND(96Q1)                                 | 0.048014<br>(0.09979)<br>[ 0.48113]  | -0.012871<br>(0.00568)<br>[-2.26615] | 0.020104<br>(0.01719)<br>[ 1.16981]  | -0.014427<br>(0.01259)<br>[-1.14576] |
| D                                            | 52.93094<br>(16.1579)<br>[ 3.27585]  | -0.061632<br>(0.91964)<br>[-0.06702] | -1.917659<br>(2.78257)<br>[-0.68917] | 1.829785<br>(2.03879)<br>[ 0.89749]  |
| R-squared                                    | 0.176407                             | 0.076670                             | 0.043111                             | 0.294346                             |
| Adj. R-squared                               | 0.136556                             | 0.031993                             | -0.003190                            | 0.260201                             |
| Sum sq. resids                               | 14728.31                             | 47.71069                             | 436.7914                             | 234.4904                             |
| S.E. equation                                | 15.41277                             | 0.877227                             | 2.654246                             | 1.944763                             |
| F-statistic                                  | 4.426634                             | 1.716083                             | 0.931101                             | 8.620584                             |
| Log likelihood                               | -272.1097                            | -82.94146                            | -156.0134                            | -135.4860                            |
| Akaike AIC                                   | 8.366961                             | 2.634590                             | 4.848890                             | 4.226849                             |

|                |          |          |           |          |
|----------------|----------|----------|-----------|----------|
| Schwarz SC     | 8.499667 | 2.767296 | 4.981597  | 4.359556 |
| Mean dependent | 7.701549 | 0.442720 | -0.364997 | 0.619679 |
| S.D. dependent | 16.58683 | 0.891605 | 2.650023  | 2.261049 |