

Dopady vývoje hlavních makroekonomických ukazatelů na exportní výkonnost české ekonomiky

Bakalářská práce

Vedoucí práce:
doc. Ing. Václav Adamec, Ph.D.

Autor:
Filip Šibal

Brno 2020

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval vedoucímu práce panu doc. Ing. Václavu Adamcovi, Ph.D., za jeho vstřícnost, odborné vedení práce a za rady a cenné připomínky, které mi během zpracovávání bakalářské práce s ochotou poskytl.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Dopady vývoje hlavních makroekonomických ukazatelů na exportní výkonnost české ekonomiky**

vypracoval samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědom, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 3. ledna 2020

Abstract

Šibal, F. The impacts of the development of selected macroeconomic indicators on the export efficiency of the Czech economy. Bachelor thesis. Brno: Mendel University, 2020.

Bachelor thesis deals with the evaluation of the influence of the selected macroeconomic indicators on the Czech export into Germany, the European Union and the Euro Zone. It focuses on the changes of the GDP, CPI, real effective exchange rate, interest rate and unemployment rate.

The first part of the thesis focuses on the main terms of the foreign trade and shows the development of the foreign trade in Czech Republic. There are also theoretical concepts of econometrics methods which are used in the practical part of the thesis. The second part contains the regression analysis of time series with quarterly period between years 2000-2019. The multiple regression analysis is used, and constructed models are estimated by the OLS method. The results of the analysis confirm the influence of first differences of the GDP, CPI and real effective exchange rate on the Czech export into selected regions.

Keywords

Export, foreign trade, real effective exchange rate, GDP, consumer price index, multiple regression analysis, OLS, time series.

Abstrakt

Šibal, F. Dopady vývoje hlavních makroekonomických ukazatelů na exportní výkonnost české ekonomiky. Bakalářská práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2020. Bakalářská práce se zaměřuje na zanalyzování vlivu změn vybraných makroekonomických ukazatelů na export České republiky do Německa, Evropské unie a Eurozóny. Konkrétně se jedná o vliv změn HDP, CPI, reálného efektivního kurzu, úrokové míry a míry nezaměstnanosti.

První část práce pojednává o základních pojmech spojených se zahraničním obchodem a ukazuje vývoj zahraničního obchodu ČR. Obsahuje také teoretická východiska metod, které jsou využity v praktické části.

Druhá část obsahuje regresní analýzu časových řad se čtvrtletní periodou v letech 2000-2019. Je využito vícerozměrné regresní analýzy a výsledné modely jsou odhadnuty metodou OLS. Výsledkem zkoumání je potvrzen vliv prvních diferencí HDP, CPI a reálného efektivního kurzu na český export do daných oblastí.

Klíčová slova

Export, zahraniční obchod, reálný efektivní kurz, HDP, index spotřebitelských cen, vícerozměrná regresní analýza, metoda OLS, časové řady.

Obsah

1	Úvod.....	13
2	Cíl práce	15
3	Literární přehled	16
3.1	Zahraniční obchod a jeho význam	16
3.1.1	Otevřenost ekonomiky	16
3.1.2	Funkce zahraničního obchodu	17
3.1.3	Gravitační model zahraničního obchodu	18
3.2	Vývoj zahraničního obchodu České republiky.....	19
3.3	Komoditní struktura exportu České republiky.....	21
3.4	Teritoriální členění exportu a hlavní obchodní partneři.....	22
3.5	Vlivy ovlivňující zahraniční obchod	25
3.5.1	Státní zásahy	26
3.6	Výzkum vlivu makroekonomických ukazatelů na zahraniční obchod a export.....	27
3.6.1	Analýza ČSÚ makroekonomických faktorů působících na zahraniční obchod se zbožím ČR.....	27
3.6.2	Analýza ČNB Determining Factors of Czech Foreign Trade	27
3.6.3	Další práce.....	28
3.6.4	Zhodnocení dosavadního výzkumu	28
3.6.5	Shrnutí vlivu vybraných makroekonomických ukazatelů.....	29
4	Materiál a metodika.....	31
4.1	Volba proměnných a jejich vliv na český export.....	31
4.1.1	Vysvětlovaná proměnná export	31
4.1.2	Vysvětlující proměnné	31
4.2	Regresní analýza.....	34
4.2.1	Regresní funkce a model	34
4.2.2	Metoda nejmenších čtverců	35
4.2.3	Koeficient determinace, informační kritéria	36

4.2.4	Verifikace odhadnutého modelu	37
4.2.5	<i>T</i> -test, <i>F</i> -test.....	38
4.2.6	Ekonometrické testování	39
4.2.7	Detekce strukturálního zlomu.....	40
4.3	Korelační analýza	40
4.4	Časová řada.....	41
4.5	Analýza časových řad.....	42
5	Výsledky a diskuze	43
5.1	Úprava dat.....	43
5.2	Model českého exportu do Německa	43
5.2.1	Statistická verifikace	45
5.2.2	Ekonometrická verifikace	46
5.2.3	Ekonomická interpretace	49
5.3	Model českého exportu do Evropské unie.....	50
5.3.1	Statistická verifikace	51
5.3.2	Ekonometrická verifikace	52
5.3.3	Ekonomická interpretace	55
5.4	Model českého exportu do Eurozóny	56
5.4.1	Statistická verifikace	59
5.4.2	Ekonometrická verifikace	60
5.4.3	Ekonomická interpretace	63
6	Závěr.....	64
7	Seznam použité literatury	67
8	Seznam tabulek	70
9	Seznam grafů	72
	Přílohy	73
A	Vstupní data pro Německo	74
B	Vstupní data pro Evropskou unii	76
C	Vstupní data pro Eurozónu	78

D	Grafy původních časových řad.....	80
E	Grafy transformovaných časových řad.....	81
F	Skutečné a vyrovnané hodnoty exportů.....	82

1 Úvod

Zahraníční obchod existoval již v dávné historii, přičemž mezi první, kteří jej popisovali jako zdroj zvýšení bohatství národa, patřili merkantelisté. Příčiny vzniku a rozvoje zahraničního obchodu jsou popisovány na základě teorií absolutních a komparativních výhod.

Tyto teorie spočívají dle Jurečky a Jánošíkové (2009) ve výhodách, které země má v produkci zboží, v případě absolutní je země nejlepším producentem (dokáže vyrobit zboží s nejmenšími náklady), v případě komparativní výhody země produkuje takové zboží, v jehož produkci je relativně lepší, jinými slovy má menší alternativní náklady na jeho výrobu. Využitím komparativních výhod se dle Holmana (2004) zapojují do zahraničně obchodní směny i takové země, které nemají v produkci žádného zboží absolutní výhodu.

S rozvojem globalizace a vzájemné provázanosti zemí světa se stává pro mnohé země zahraniční obchod podstatnou součástí jejich ekonomiky. Mezi tyto země patří i Česká republika, která ač nevelká svou rozlohou, historicky patřila mezi významné vývozce tradičních výrobků, z nichž Svatoš (2009) například uvádí stroje a zařízení, zbraně či tradiční české výrobky jako je sklo, pivo, slad, chmel nebo bižuterie. Celosvětově známými se stali i některé značky českých exportérů, z nichž mezi nejznámější patří například Baťa či firmy Škoda a Jablonex vyrábějící bižuterii.

Význam zahraničního obchodu pro stát spočívá zejména v zajištění surovin, jichž má daná země nedostatek, pro firmy v zemi pak zapojení do zahraničního obchodu otevírá nové možnosti odbytu či růst jejich konkurenceschopnosti v rámci zahraničního trhu. Pro českou ekonomiku byl zahraniční obchod jedním z důležitých faktorů její transformace v období po roce 1989.

Vliv zahraničního obchodu na ekonomickou prosperitu naší země pod vlivem nejrůznějších bilaterálních obchodních dohod a zejména vstupem České republiky do EU v roce 2004 roste.

Zahraníční obchod jako takový se neustále mění vlivem změn faktorů, které jej ovlivňují co do objemu tak jeho struktury. Změny v objemu zahraničního obchodu mohou způsobit zemím, jejichž ekonomika je na něm závislá, značné problémy. Jak již bylo řečeno výše, Česká republika patří mezi země, které jsou zahraničnímu obchodu otevřené, a její hospodářský růst na něm do značné míry závisí. Z tohoto vyplývá, že je vhodné pozorovat změny v objemu či struktuře zahraničního obchodu, respektive pozorovat změny determinantů zahraničně obchodní směny.

Poznatků z takového pozorování je možné využít pro obměnu obchodní politiky dané země, která například může svými proexportními opatřeními více motivovat vývozce. Informace, které poskytuje sledování vývoje zahraničního obchodu v závislosti na určitých faktorech, můžou být využity i jako přesvědčovací nástroj vlád pro uzavírání obchodních dohod či například vstupu do měnových unií.

Výzkumu vlivu jednotlivých faktorů mohou využít i firmy při svém rozhodování o exportní strategii. V neposlední řadě pak lze využít analýz tohoto vývoje k pochopení provázanosti zahraničního obchodu s určitými faktory, což může být pro vlády zemí podkladem pro opatření v období začínající krize apod.

Tato práce sleduje právě tyto vlivy vývoje makroekonomických ukazatelů na export ČR. Zahraniční obchod je totiž stále aktuálnějším tématem, jelikož v poslední době je ekonomická provázanost států díky různým unijním celkům či obchodním dohodám čím dál větší.

2 Cíl práce

Téma této práce je zjištění závislosti exportu České republiky na vývoji vybraných hlavních makroekonomických ukazatelích států, do nichž ČR nejvíce vyváží své zboží a služby. K tomuto budou využity metody pro modelování časových řad. Práce je dělena do tří částí, a to na teoretickou část, praktickou a závěr. Teoretická část obsahuje kapitoly Literární přehled a Materiál a metodika, praktickou částí je kapitola Výsledky a diskuze.

V první zmíněné kapitole je popsán význam zahraničního obchodu, dále je z dostupných dat popsán vývoj exportu České republiky dle teritoriálního i komoditního pojetí. Dále se kapitola zabývá jednotlivými faktory, které ovlivňují export a dalšími vlivy. V této kapitole je zmíněn i dosavadní výzkum závislostí exportu na některých z těchto faktorů.

Část Materiál a metodika uvádí data, s nimiž je dále v práci pracováno a jejich vznik. V této kapitole je uvedena i problematika časových řad, a také uvádí teoretický základ ekonometrických metod regresní a korelační analýzy. Kapitola se věnuje i kritériím kvality daných modelů a jednotlivým testům.

Praktická část výsledky a diskuze obsahuje jednotlivé výstupy a modely časových řad, spolu s jejich kritérii kvality a je zde ověřován výsledek vzniklých modelů z ekonomického, statistického a ekonometrického hlediska.

Cílem této práce je:

- Ověřit a následně verifikovat pomocí ekonometrických a statistických metod, jakým způsobem je export České republiky do Německa ovlivňován vývojem vybraných makroekonomických ukazatelů vztahujících se k Německu, tj. vývojem HDP, reálného efektivního kurzu koruny, inflace, míry nezaměstnanosti a úrokové míry.
- Ověřit a následně verifikovat pomocí ekonometrických a statistických metod, jakým způsobem je export České republiky do Evropské unie ovlivňován vývojem vybraných makroekonomických ukazatelů vztahujících se k Evropské unii, tj. vývojem HDP, reálného efektivního kurzu koruny, inflace, míry nezaměstnanosti a úrokové míry.
- Ověřit a následně verifikovat pomocí ekonometrických a statistických metod, jakým způsobem je export České republiky do Eurozóny ovlivňován vývojem vybraných makroekonomických ukazatelů vztahujících se k Eurozóně, tj. vývojem HDP, reálného efektivního kurzu koruny, inflace, míry nezaměstnanosti a úrokové míry.

3 Literární přehled

V této části práce je nastíněna problematika zahraničního obchodu a jeho významu a také teoretická východiska zahraničního obchodu, která dopomohou osvětlit jednotlivé faktory, které ovlivňují export. Tyto makroekonomické ukazatele jsou dále popsány a je popsán i jejich vliv na export. V závěru kapitoly jsou shrnuty poznatky z dosavadního empirického zkoumání vlivů určitých faktorů na zahraniční obchod potažmo export.

3.1 Zahraniční obchod a jeho význam

Zahraniční obchod je dle Fojtíkové (2009) nejstarší z vnějších ekonomických vztahů. Jedná se o směnu zboží, služeb a práv duševního vlastnictví s jiným státem, přičemž má dvě složky a to dovoz (import) a vývoz (export).

Dle Štěrbové (2013) má zahraniční obchod krom dvou zmíněných složek (import zboží a služeb, export zboží a služeb) i složku reexport, který je kombinací exportu a importu. Jedná se tedy o vývoz předtím dovezeného zboží.

Čistý vývoz definuje Mankiw (1999) jako rozdíl mezi exportem a importem dané země, přičemž pro něj platí následující rovnost:

$$NFI = NX$$

tedy, že čistý vývoz NX je roven čistým zahraničním investicím NFI .

Dle Beneše (2004) lze ekonomický význam zahraničního obchodu vyjádřit objemem vyrobeného a užitého společenského produktu, tedy lze využít následující rovnost:

$$\begin{aligned} \text{Užitý společenský produkt} &= \text{vyrobený společenský produkt} + \text{dovoz} - \text{vývoz} \\ \text{Vyrobený společenský produkt} &= \text{užitý společenský produkt} - \text{dovoz} + \text{vývoz} \end{aligned}$$

3.1.1 Otevřenost ekonomiky

Většina zemí dnešního světa má pozitivně nastavené zákony směrem k zahraničnímu obchodu. Ekonomiky takových zemí jsou označovány jako otevřené. Dle Lacin (2001) je otevřenou ekonomikou ta, která obchoduje s ostatními zeměmi a podílí se tak na zahraničních ekonomických vztazích. Vlivem tohoto zapojení dochází k vyvážení části domácí produkce dané země a k dovážení zboží ze zahraničí. Uzávřené ekonomiky se vyznačují nezapojováním se do zahraničního obchodu a jsou opakem otevřených ekonomik.

Hospodářství jednotlivých zemí se liší v míře jejich závislosti na zahraničním obchodu. Svatoš (2009) uvádí, že míra závislosti ekonomik zemí na zahraničním obchodu je menší u větších zemí s vyšším počtem obyvatel. Jinými slovy je ekonomika malé země více závislá na vnějších ekonomických vztazích než ekonomika států větších. Z výše uvedeného vyplývá, že zatímco ve velkých zemích, které mají dostatečně

velký domácí trh, tvoří zahraniční obchod poměrně malou část HDP, pro Českou republiku je jako pro malou zemi s otevřenou ekonomikou zahraniční obchod důležitým faktorem pro další rozvoj. Podíl zahraničního obchodu na HDP se v malých zemích jako např. v ČR pohybuje okolo 70 %. Beneš (2004) doplňuje, že malé země a jejich vlády věnují vnějším ekonomickým vztahům větší pozornost (jelikož je z velké části jejich HDP závislé na vývoji zahraničního obchodu).

Cihelková (2003) k tomuto dodává, že otevřenost ekonomiky je ovlivněna působením několika faktorů, které dělí na věcné a systémové. Mezi věcné faktory zařazuje ekonomický rozměr (počet obyvatelstva, velikost teritoria a přírodní podmínky) a ekonomickou vyspělost země, mezi systémové řadí typy hospodářského mechanismu. Lze obecně vyvodit, že čím je země menším ekonomickým celkem a čím je její ekonomická vyspělost vyšší, tím více je otevřena vnějším ekonomickým vztahům. Zároveň je větší otevřenost u zemí, v nichž funguje tržní mechanismus (oproti zemím s centrálním plánováním).

Mimo závislost ekonomiky České republiky na zahraničním obchodu, vidí Štrach (2009) význam zahraničního obchodu i ve vzájemné ekonomické provázanosti států, čímž jsou udržovány dobré vztahy mezi zeměmi a tím snižováno riziko konfliktů.

3.1.2 Funkce zahraničního obchodu

Dle Štěrbové (2013) má zahraniční obchod hned několik funkcí, a to funkci transformační, vyrovnávání trhů, harmonizační, transmisní, růstovou a funkce ostatní.

Transformační funkcí je myšlena přeměna produkce země na strukturu, která je společensky požadována. Tímto se zefektivňuje alokace zdrojů a dochází tak k hlubší specializaci ekonomiky a k jejímu rozvoji.

Zahraníční obchod ovlivňuje soulad mezi nabídkou a poptávkou v zemi funkcí vyrovnávání trhů, kterou lze interpretovat pomocí jednoduché rovnice domácího důchodu, respektive hrubého domácího produktu.

$$X - M = Y - (C + I + G)$$

Levá strana této rovnice vyjadřuje bilanci zahraničního obchodu ($X - M$), pravá strana pak rozdíl mezi domácím důchodem Y a domácí poptávkou ($C + I + G$).

Funkce harmonizační způsobuje postupné vyrovnávání úrovně jednotlivých ekonomik, mezi nimiž existují vnější ekonomické vztahy.

Funkce transmisní znamená zvyšování konkurenceschopnosti dané země za pomoci výměny informací mezi firmami.

Zahraníční obchod pomáhá růstu hrubého domácího produktu dané země a napomáhá specializaci ekonomiky dané země. Tato funkce se nazývá růstová, přičemž tento růst lze vyjádřit rovnicí HDP.

$$HDP = C + G + I + (X - M)$$

Pravou stranu rovnice tvoří jednak výdaje na spotřebu (soukromou i financovanou veřejnými složkami státu) ($C+G$) a investice (I), jednak bilance zahraničního obchodu ($X-M$). Jestliže je tedy tato bilance kladná, pak za předpokladu *ceteris paribus* zvyšuje HDP.

Ostatní funkce zahraničního obchodu napomáhají k začleňování a zapojování ekonomiky dané země do světového hospodářství.

3.1.3 Gravitační model zahraničního obchodu

Cihelková (2008) popisuje gravitační model využívaný k modelování toku mezinárodního obchodu a jeho předpovědi jako analogii k Newtonově gravitačnímu modelu. Rovnice tohoto modelu dokáží empiricky popsat vzájemné obchodní toky.

V základní jednoduché formě popisuje tento model pozitivní závislost objemu zahraničního obchodu na důchodu obou zemí a zároveň negativní závislost na geografické vzdálenosti obou zemí. Tento základní model lze zapsat následující rovnicí:

$$T_{ij} = A \frac{Y_i Y_j}{D_{ij}}$$

v níž T vyjadřuje objem exportu ze země i do země j , A je konstantou, Y_i, Y_j značí důchod země i, j a D_{ij} značí vzdálenost mezi oběma zeměmi.

Autorka dále uvádí, že takto jednoduchý model je pro určité země často blíže specifikován a figurují v něm další proměnné jako například cenové rozdíly či celní tarify nebo existence měnové unie mezi zeměmi.

Závislost poslední zmíněné proměnné, tedy existence měnové unie mezi spolu obchodujícími zeměmi potvrdil mimo jiné ve svém výzkumu například autor Rose (1999), (závěry tohoto výzkumu jsou shrnuty spolu s dalšími v podkapitole 3.8.3).

Gravitační model na český export aplikuje například Ševela (2002), a to na odvětví zemědělství. V tomto výzkumu využívá více vysvětlujících proměnných, než je naznačeno v zápisu jednoduché formy gravitačního modelu.

Těmito proměnnými jsou hrubý národní důchod přepočten na obyvatele, hrubý národní důchod, průměrné dovozní tarify, celkový import výrobků, reálný efektivní směnný kurz, geografická vzdálenost mezi hlavními městy, a dále Ševela využívá dvou umělých proměnných, které označují členství v Evropské unii a v Evropském sdružení volného obchodu. Závislost objemu zahraničního obchodu v tomto výzkumu popisuje za pomoci multiplikativní exponenciální funkce.

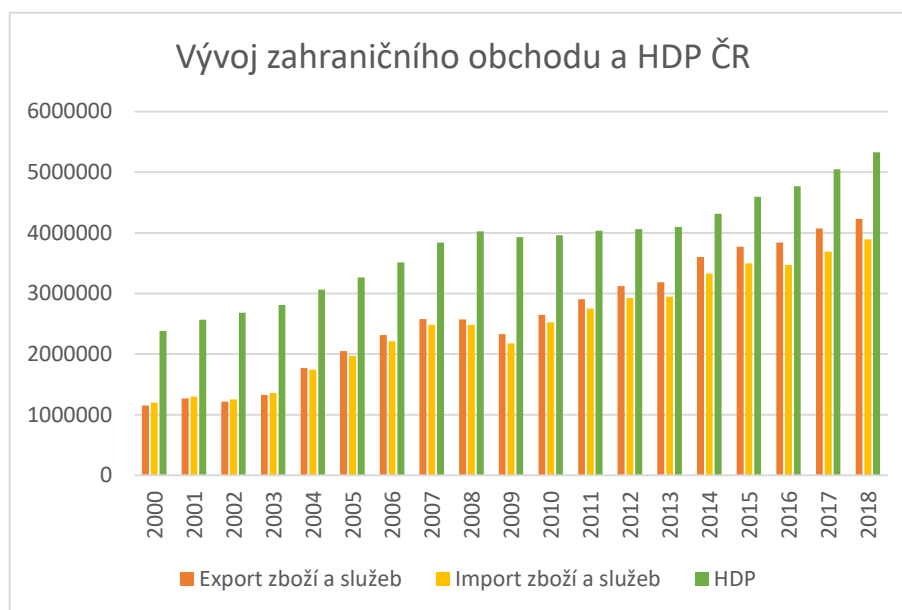
Ze závěrů tohoto zkoumání vyplývá, že sestavený model vysvětloval více než 74 % variability vysvětlované proměnné, přičemž statisticky významné byly proměnné: hrubý národní důchod v přepočtu na obyvatele, hrubý národní důchod a geografická vzdálenost.

3.2 Vývoj zahraničního obchodu České republiky

Svatoš (2009) uvádí, že Česká republika patřila už v dřívější době, po rozpadu Rakouska-Uherska k ekonomicky a průmyslově vyspělým zemím, tehdejší nově vzniklá Československá republika patřila mezi 20 nejvyspělejších zemí. Poválečné Československo bylo součástí RVHP, tedy sovětského bloku zemí a více než 70 % exportu připadalo právě na trhy těchto zemí.

O období po vzniku samostatné ČR Fojtíková (2009) zmiňuje, že od roku 1993 bylo pro ČR potřebné vytvořit novou strukturu zahraničního obchodu, jelikož po rozpadu RVHP bylo nutné proniknout na nové trhy a nalézt tak příležitosti pro odbyt českého zboží. Česká republika svůj zahraniční obchod cílila do zemí západního světa. Svatoš (2009) k tomuto období dodává, že od roku 1993 se hodnota zahraničního obchodu ČR se zbožím zvětšila téměř třikrát, přičemž stále dynamicky narůstá.

Vývoj zahraničního obchodu se zbožím a službami mezi lety 2000-2018 shrnuje následující graf. Součástí grafu je i vývoj HDP, který dokresluje význam zahraničního obchodu pro ČR. Použitá data jsou v mil. Kč, v běžných cenách, hodnoty vývozu jsou spočteny dle podmínky Incoterms FOB, vývozu pak dle CIF.

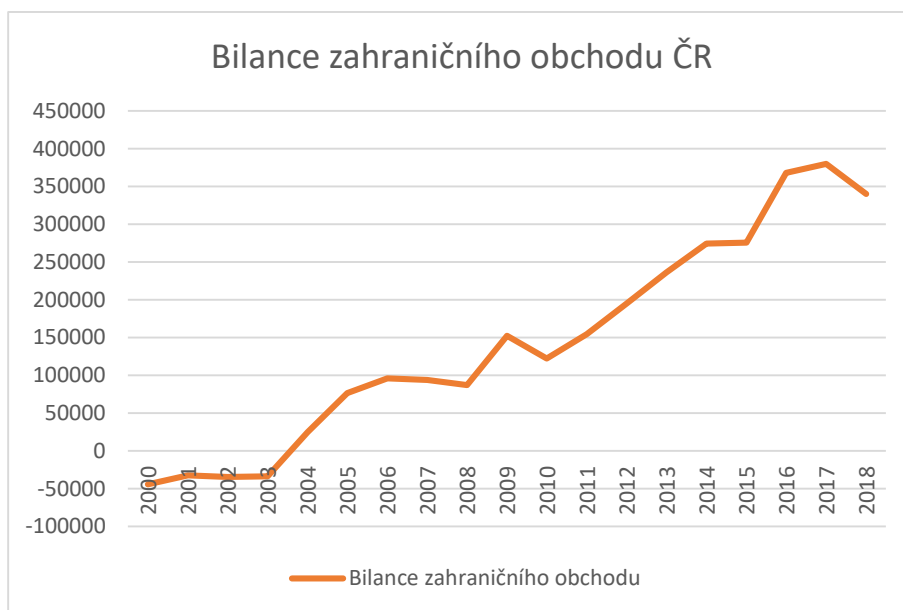


Obr. 1 Graf vývoje zahraničního obchodu a HDP ČR, v mil. Kč

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Z grafu obr. 1 je patrný dlouhodobý trend růstu exportu a importu, přičemž počáteční hodnota exportu v roce 2000 činila 1 152 675 mil. Kč a jeho konečná hodnota za rok 2018 je 4 229 926 mil. Kč. Z těchto údajů vyplývá, že hodnota exportu během období, které sleduje graf, vzrostla o více než 3,5násobek a neustále roste. Z Obr. 1 si lze povšimnout i patrného vlivu finanční krize na zahraniční obchod (i HDP) ČR v roce 2009. V grafu Obr. 1 je možné sledovat i růst HDP, na kterém se podepisuje i přebytek bilance zahraničního obchodu. Tuto bilanci zachycuje následující graf

Obr. 2, data jsou opět v jednotkách mil. Kč v běžných cenách ve sledovaném období 2000-2018 s roční periodicitou.



Obr. 2 Bilance zahraničního obchodu ČR se zbožím a službami, v mil. Kč
Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Přebytek obchodní bilance, jak vidno z Obr. 2 roste, i přes jeho snížení v posledním sledovaném roce 2018. V roce 2000 mělo saldo obchodní bilance vývozu a dovozu zboží a služeb hodnotu -43 984 mil. Kč a v roce 2018 dosahovalo saldo hodnoty 340 133 mil. Kč, tedy během sledovaného období došlo ke zlepšení obchodní bilance o 384 117 mil. Kč.

Bilance zahraničního obchodu se zbožím v národním pojetí za leden až listopad roku 2018 dle vyjádření Ministerstva průmyslu a obchodu (2019) dosáhla přebytku 135,4 mld. Kč, přičemž export byl v meziročním srovnání o 3,7 % vyšší a import o 4,9 %. V přeshraničním pojetí zahraničního obchodu se zbožím vzrostl vývoz meziročně o 11 % na hodnotu 429,9 mld. Kč, hodnota importu pak vzrostla o 9,5 % na 379,5 mld. Kč. Z hlediska teritoriálního se nejvíce zvýšil export do Rakouska a to o 14,8 % meziročně. Z pohledu komoditní struktury byl vývoz strojů a dopravních prostředků nejvýznamnější částí celkového exportu, přičemž vzrostl meziročně o 16,4 %.

Na zahraniční obchod země měl významný vliv rok 2004, kdy ČR vstoupila do EU. Pro české exportéry tento vstup znamenal možnost nalezení nových odbytišť svých výrobků v zemích EU a zároveň s exportem rostl i dovoz. Při pohledu na předcházející graf Obr. 2 je patrná změna v obchodní bilanci ČR, která byla od roku 2004 přebytkovou.

Dle ČSÚ: Analýza ZO (2013) se pod vlivem šíření se finanční krize z USA do zemí, do nichž ČR exportovala své zboží, snížil vývoz v roce 2008 o 1,7 %. Pokračující nepříznivý ekonomický vývoj pod vlivem krize ve světě zapříčinil v následujícím roce pokles exportu zboží ČR o 11,4 %.

3.3 Komoditní struktura exportu České republiky

Komoditní strukturou zahraničního obchodu se dle Plchové (2007) rozumí specializace země na vývoz v takových odvětvích výroby, v nichž má daná země komparativní výhodu oproti ostatním zemím.

K prezentaci komoditních struktur dovozu a vývozu se využívá klasifikace SITC. Jedná se o standardní mezinárodní klasifikaci zboží, jejíž současná podoba má 10 tříd.

0. Potraviny a živá zvířata
1. Nápoje a tabák
2. Suroviny nepoživatelné, s výjimkou paliv
3. Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály
4. Živočišné a rostlinné oleje, tuky a vosky
5. Chemikálie a příbuzné výrobky jinde neuvedené
6. Tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu
7. Stroje a dopravní prostředky
8. Průmyslové spotřební zboží
9. Komodity a předměty obchodu jinde nezatříděné

Tab. 1 Export České republiky podle SITC v letech 2013-2018, v mil. Kč

Třída	2013	2014	2015	2016	2017	2018
0.	116 093	130 369	141 938	141 423	138 676	134 809
1.	22 588	27 363	33 273	35 858	36 612	32 740
2.	84 796	88 862	85 943	81 522	93 153	94 805
3.	96 980	98 804	116 454	77 019	77 808	90 386
4.	9 238	10 376	12 455	13 682	9 914	8 052
5.	202 517	240 861	240 559	238 922	259 110	272 968
6.	550 360	598 470	614 013	612 699	634 094	655 521
7.	1 710 900	1 997 378	2 153 063	2 236 879	2 419 675	2 560 658
8.	274 028	428 374	476 288	527 120	564 679	542 671
9.	7 205	7 970	9 263	8 918	10 866	11 238

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Komoditní strukturu exportu České republiky v letech 2013-2018 znázorňuje tabulka Tab. 1 výše. Hodnoty exportu v jednotlivých třídách klasifikace SITC jsou v mil. Kč, v běžných cenách.

Z Tab. 1 vyplývá, že se na celkovém exportu nejvíce podílí stroje a dopravní prostředky (7. třída) spolu s 6. a 8. třídou, tedy tržními výrobky tříděnými hlavně podle materiálu a průmyslově spotřební zboží.

Hodnota exportu 7. třídy SITC v posledních pěti letech neustále roste a v roce 2018 nabyla hodnoty 2 560 658 mil. Kč, což oproti přecházejícímu roku představuje růst zhruba o 5,8 %. Naopak v roce 2018 se zmenšil vývoz potravin a živých zvířat (0. třída) na 134 809 mil. Kč z 138 676 mil. Kč (hodnota v roce 2017). Podobně je tomu u živočišných a rostlinných olejů, tuků a vosků, kdy v roce 2018 klesl objem exportu této třídy na 8 052 mil. Kč z 9 914 mil. Kč z roku 2017.

3.4 Teritoriální členění exportu a hlavní obchodní partneři

Česká republika nejvíce vyváží do zemí Evropské unie. Pro názorné dokreslení hodnot exportu poukazuje následující tabulka na komoditní strukturu vývozu do EU28, Eurozóny (19) a zemí mimo EU28 České republiky v roce 2018. Jednotlivé hodnoty exportů jsou statistické hodnoty a jsou zaokrouhleny na mil. Kč.

Tab. 2 Export České republiky v teritoriálním členění a SITC v roce 2018, v mil. Kč

Třída SITC	EU28	Eurozóna19	mimo EU28
0.	123 044	90 075	11 742
1.	30 419	24 986	2 320
2.	81 588	66 044	13 213
3.	79 046	64 256	8 851
4.	8 032	4 492	21
5.	225 888	151 056	47 066
6.	562 479	428 684	92 986
7.	2 123 784	1 673 228	436 570
8.	464 521	374 961	78 109
9.	6 741	5 287	4 496

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Na základě údajů z Tab. 2 je patrné, že EU je pro ČR největším obchodním partnerem, co se týče exportu, přičemž velká část exportu do EU28 je vyvážena do zemí Eurozóny.

Z Tab. 1 a Tab. 2 si lze všimnout například údajů o 7. třídě SITC, tedy strojích a dopravních prostředcích. Z celkového exportu této třídy v roce 2018, jehož hodnota je 2 560 658 mil. Kč se do Evropské unie vyváží objem 2 123 784 mil. Kč, což tvoří necelých 83 %. Z tabulek výše je tedy zřetelné, že státy EU jsou velkým a významným obchodním partnerem a to nejen v tomto odvětví.

Pohled na celkový export ČR do vybraných zemí ukazuje následující tabulka Tab. 3, v níž jsou naznačeni hlavní obchodní partneři, do nichž ČR vyváží, v roce 2018. Pro přehlednost jsou v tabulce zařazeny pouze ty státy, do nichž export z ČR dosahoval alespoň 3,0 % z celkového exportu ČR v tomto roce. Data obsažená v tabulce jsou vyjádřeny v běžných cenách v přeshraničním pojetí, při použití Incoterms podmínky FOB v mil. Kč.

Tab. 3 Export České republiky do 10ti zemí s největším objemem exportu v roce 2018, v mil Kč

Pořadí země	Země	Export v mil. Kč
1.	Německo	1 426 361
2.	Slovensko	332 935
3.	Polsko	266 503
4.	Francie	223 485
5.	Spojené království	203 751
6.	Rakousko	196 303
7.	Itálie	170 166
8.	Nizozemsko	162 340
9.	Španělsko	138 143
10.	Maďarsko	132 129
Export celkem		4 403 847

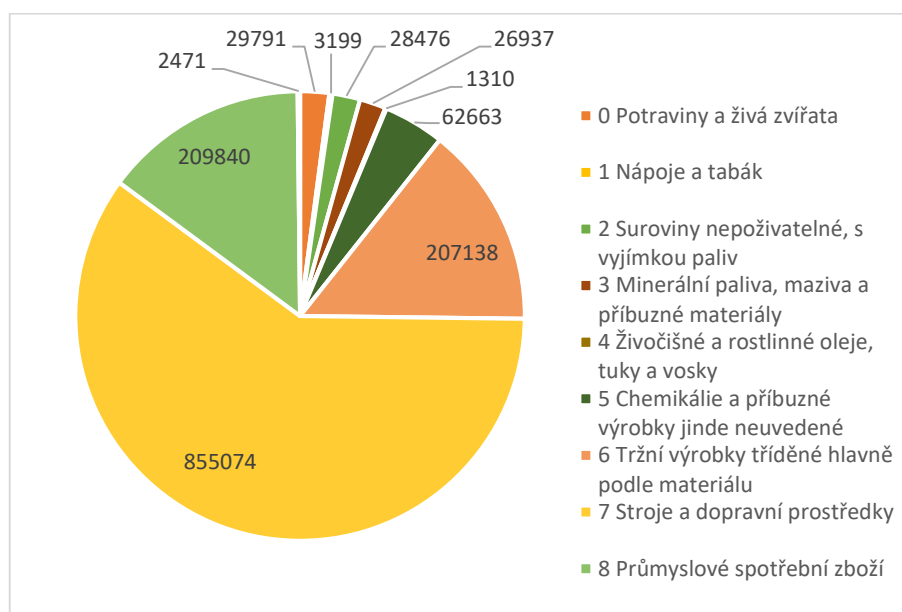
Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Z Tab. 3 lze vyčíst, že zemí, do níž Česká republika nejvíce vyváží je Německo. V roce 2018 ČR do Německa exportovala produkci celkem v hodnotě 1 426 361 mil. Kč z celkové hodnoty exportu 4 403 847 mil. Kč, což odpovídá zhruba 32,4 % celkového českého vývozu. Německo je tedy nejdůležitějším obchodním partnerem ČR v rámci exportu a druhým nejhlavnějším obchodním partnerem je Slovensko, do kterého Česká republika vyvezla produkci, jejíž objem je vzhledem k celkovému objemu exportu ČR po zaokrouhlení 7,6 %. Z těchto údajů je patrné, že export ČR je orientován z velké části do států Evropské unie, potažmo Eurozóny, což může v budoucnu při krizi či katastrofě, která by probíhala v některém ze států EU či celé EU způsobit značné škody pro český export.

Svatoš (2009) upozorňuje, že orientace zahraničního obchodu na sousední země v takovém měřítku jako tomu je u ČR představuje riziko, které tkví v závislosti české ekonomiky na vývoji ekonomik těchto států. Dále uvádí, že jen s Německem a Slovenskem je realizováno přibližně 40 % exportu, což potvrzuje i výše uvedená Tab. 3 se současnými daty (dohromady po zaokrouhlení 40 %)

Taková teritoriální struktura se dle Svatoše (2009) může projevit jako špatné řešení, jelikož negativní vývoj ekonomik těchto sousedních zemí by mohl způsobit značné problémy v oblasti vývoje ekonomiky a zahraničního obchodu ČR. Česká republika by se měla soustředit na obměnu teritoriální struktury exportu, a to na zvýšení vývozu do zemí, s nimiž má pasivní obchodní bilanci.

Z Tab. 3 a literatury, která se tématem zahraničního obchodu zabývá, je zřejmé, že Německo je dlouhodobě hlavním obchodním partnerem České republiky. Pro doplnění celkového přehledu exportu do Německa ukazuje následující graf Obr. 3 jeho komoditní strukturu v roce 2018. Uvedené číselné údaje jsou opět v běžných cenách v mil. Kč při přeshraničním pojetí exportu a s využitím FOB k výpočtu.



Obr. 3 Export ČR do Německa dle tříd klasifikace SITC za rok 2018, v mil. Kč
Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Z Obr.3 je patrné, že největší finanční podíl na exportu do Německa v roce 2018 měly stroje a dopravní prostředky, tedy 7. třída SITC klasifikace. Z celkového vývozu do Německa, jehož objem byl v roce 2018 1 426 361 mil. Kč (viz Tab. 3) tvořil export strojů a dopravních prostředků necelých 60 %. Naopak nejméně se na hodnotě exportu podílí vývoz živočišných a rostlinných olejů, jehož hodnota byla v roce 2018 na úrovni 1 310 mil. Kč, tedy podíl této třídy na celkovém exportu do Německa je menší než desetina procenta.

3.5 Vlivy ovlivňující zahraniční obchod

Dle Svatoše (2009) existuje řada vlivů, které ovlivňují vnější ekonomické vztahy zemí. Tyto vlivy rozdělit do skupin objektivních a subjektivních vlivů.

Mezi objektivní vlivy lze zařadit například geografickou polohu země, s kterou souvisí například způsoby dopravy (zda má země přístup k moři pro lodní dopravu, popř. splavné řeky), dále klimatické podmínky v dané zemi (zda hrozí nebezpečí povodní, zemětřesení, případných bouřek atd.), geografický charakter země, tedy zda se na území dané země vyskytují hory, lesy, sopky, řeky atd. Mezi tyto faktory patří i nerostné bohatství země.

Do subjektivních vlivů pak patří hlavně vlivy jednotlivých obchodních politik vlád zemí a dalších činitelů, které chtějí určitým způsobem využít objektivních vlivů, nebo chránit domácí trh apod.

Jakým způsobem obchodní politika země ovlivňuje zahraniční obchod, závisí na jejím charakteru. Politika jednotlivých států v oblasti zahraničního obchodu se označuje buďto jako liberální, nebo protekcionistická. Liberální politika se vyznačuje mi-

nimem státních zásahů do zahraničního obchodu, oproti tomu protekcionistická obchodní politika využívá těchto zásahů k ovlivňování objemu či struktury zahraničního obchodu.

Dle Samuelsona a Nordhause (2007) existuje několik faktorů, které ovlivňují jednak strukturu, jednak velikost zahraničního obchodu. Těmito faktory jsou rozdílná dostupnost přírodních zdrojů, spotřebitelský vkus, který je rozdílný v každé zemi a různé výrobní náklady. Dalšími faktory jsou pak například náklady na dopravu zboží, existence nejrůznějších bilaterálních obchodních dohod či protekcionistické obchodní politiky států (myšleno cla, kvóty).

Dle Mankiwa (1999) jsou dalšími podstatnými faktory rozdílné ceny zboží (domácí a zahraniční) a měnový kurz.

3.5.1 Státní zásahy

Za jeden z faktorů, který má vliv na zahraniční obchod, lze považovat státní zásahy. Státní zásahy mohou zahraniční obchod, respektive vývoz podporovat nebo naopak být jeho překážkou.

Státní zásahy mají dle Svatoše (2009) následující formy:

- **Plány, programy, národohospodářské nebo oborové koncepce**

Jedná se o národohospodářské plány, které stanovují dlouhodobé či střednědobé ekonomické cíle země.

- **Daňová politika**

Cílem daňové politiky je změna struktury užitého společenského produktu a zároveň změna teritoriální struktury ekonomického potenciálu země. Daněmi se stát může snažit například přilákat zahraniční investory a podnikatele za pomoci daňových úlev či prázdin, což může být jeden ze způsobů dosažení naplánovaného cíle.

- **Měnová a finanční politika**

Kurzy měn podstatně ovlivňuje chování exportérů (importérů), zvláště pak kurzy měn, v nichž se realizuje velká část obchodu. Výši kurzu můžou centrální banky ovlivnit devalvací či revalvací měny. Tento nástroj je využíván jako motivace pro exportéry či importéry.

- **Obchodní politika**

Stát pomocí obchodní politiky ovlivňuje vnější ekonomické vztahy země. Obchodní politiky zemí lze rozdělit na liberální a protekcionistickou.

Mezi nástroje protekcionistické obchodní politiky patří cla, kvantitativní restrikce, licenční řízení či devizové restrikce, které mají za následek omezení dovozu zahraniční produkce do země. Aktivní prostředky obchodní politiky jako jsou například státní úvěry či garance pak napomáhají vývozu domácí produkce.¹ Dalšími prostředky jsou pak smluvní prostředky, například mezistátní o spolupráci atd.

- **Administrativně-právní nástroje**

¹ K proexportním nástrojům státu dodávají Peprný a Stejskal (2011), že se jedná zejména o finanční dotace, úvěrování vývozu exportérů, státní záruky a pojišťování vývozních rizik, protekcionistická opatření pak dělí na tarifní (cla) a netarifní (kvóty či licence).

Jedná se o soubor zákonů, nařízení, vyhlášek a dekretů jednotlivých zemí, které určitým způsobem ovlivňují zahraniční obchod.

Holman (2004) k ochranné (liberální) obchodní politice dodává, že neovlivňuje výši čisté vývozu, pouze dochází k apreciaci (depreciaci) domácí měny, což má za následek pouze snížení (zvýšení) vývozu i dovozu, nikoli obchodní bilance.

3.6 Výzkum vlivu makroekonomických ukazatelů na zahraniční obchod a export

V následujících podkapitolách budou popsány závěry některých vybraných analýz, které zkoumají závislosti zahraničního obchodu na určitých faktorech.

3.6.1 Analýza ČSÚ makroekonomických faktorů působících na zahraniční obchod se zbožím ČR

Dle ČSÚ: Analýza ZO (2013), pozoruje ČSÚ zahraniční obchod se zbožím v období let 1999-2012 a vliv makroekonomických i mikroekonomických faktorů.

Otevřenost ekonomiky ČR, při využití poměru objemu vývozu a HDP v roce 2012 činila 66,3 %, což odpovídalo 5. místu v rámci Evropské unie, což oproti počátečnímu roku sledování 1999 znamenalo nárůst o 24 procentních bodů. Pro dokreslení, jestliže je využit pro tento výpočet otevřenosti ekonomiky dovoz a HDP, dosahovala ČR v roce 2012 62,5 %. Z výše uvedeného vyplývá, že česká ekonomika čím dál více závisí na zahraničním obchodu.

Snižování deficitu bilance zahraničního obchodu od roku 2001, kdy roku 2005 dosáhl český zahraniční obchod se zbožím přebytku. Dle ČSÚ napomohlo snižování deficitu jednak výrazné posílení koruny oproti zahraničním měnám (USD, EURO) v letech 2002-2003 a jednak nižší tempa růstu HDP zemí Eurozóny. Silný vliv na vývoj zahraničního obchodu a jeho bilance měl rok 2004 a vstup České republiky do EU, čímž pro české vývozce vznikly nové příležitosti v důsledku většího trhu.

Dalším z faktorů, který dlouhodobě napomáhal snižování deficitu, byl příliv přímých zahraničních investic. Dlouhodobě tyto investice zlepšovaly saldo obchodu prodejem zboží s vyšší přidanou hodnotou. S přímými zahraničními investicemi souvisel i proces tzv. zušlechtění (dodání přidané hodnoty např. zkompletováním a následný vývoz zpět). Služba zušlechtění tak zvyšovala vývoz zboží, jelikož její hodnota byla přičtena k hodnotě zboží. Zušlechtění tak tedy také napomáhalo vyrovnávání obchodní bilance.

Posledním z faktorů, který dle této analýzy měl pozitivní vliv na deficit zahraničního obchodu, byl kurzový vývoj. Koruna posilovala více oproti dolaru než oproti euru, což způsobilo větší tlak na snížení cen importu ve srovnání s exportem, jelikož podíl exportu do EU byl vyšší než podíl importu z EU.

3.6.2 Analýza ČNB Determining Factors of Czech Foreign Trade

Analýza Benáčka a kol. (2005) z ČNB se zabývá kvantifikací faktorů, které ovlivňují zahraniční obchod České republiky se zeměmi EU-15. Sledované období je zde

rozmezí let 1993-2002. Autoři zde zkoumají vliv nejdůležitějších determinantů jako například domácí a EU-15 HDP, reálný kurz měn či vývoj cen vývozu a dovozu na zahraniční obchod ČR.

Z této analýzy autoři vyvozují, že český export do zemí EU-15 je velmi citlivý na změny v agregátní poptávce a také jej, jak bylo dle ekonomické teorie předpokládáno, negativně ovlivňuje apreciacie koruny vůči měnám obchodních partnerů, což je však kompenzováno vlivem ostatních faktorů.

Nejvíce je tedy dle této analýzy český obchod do zemí EU-15 ovlivněn těmito faktory: domácí HDP (celková poptávka), reálný kurz, vývoj jednotkových cen exportů, úspory z rozsahu. Významný vliv měla krom již uvedených faktorů i liberalizace tarifů.

3.6.3 Další práce

Rose (1999) ve svém výzkumu zkoumá vliv volatility směnného kurzu na zahraniční obchod a také vliv měnové unie za pomoci gravitačního modelu obchodu. Analyzovány jsou data ze 186 zemí v období let 1970-1990. Dle závěrů analýzy je efekt měnové unie statisticky významný a dva státy, které jsou v měnové unii, spolu obchodují mnohem více. Zároveň autor dodává, že modelováním zjistil malý negativní efekt kurzové volatility na zahraniční obchod.

Tomšík (2001) prováděl regresní analýzu exportní a importní funkce zahraničního obchodu České republiky v období let 1993-1998. K regresní analýze zde autor využívá diferencovaných časových řad. Závěry jeho studie zmiňují, že koeficienty determinace exportní funkce vykazovaly nízkou vypovídací schopnost modelu a zároveň nebyl potvrzen vliv kurzových změn na export.

Procházková (2010) ve své diplomové práci zkoumá devizový kurz jako determinant českého exportu, přičemž sledovaným obdobím je 2000-2009. Do ekonometrického modelu zahrnuje HDP EU, export Německa, přímé zahraniční investice a devizový kurz. Dle autorčina zkoumání je devizový kurz koruny vůči euru statisticky významný pouze v období krize, zatímco HDP EU je statisticky významným faktorem i v období mimo krizi. HDP EU vysvětluje v období bez krize 69 % a v období krize 86 % změn exportu.

3.6.4 Zhodnocení dosavadního výzkumu

Ze zmíněných analýz lze usuzovat, že jsou zahraniční obchod a jeho složky často zkoumaným objektem zájmu. Z několika těchto empirických analýz vyplývá nesoulad s ekonomickou teorií v oblasti vlivu kurzových změn na export země.

Je možné říci, že výzkum faktorů působících na zahraniční obchod (respektive export jako jeho složku) a jejich vliv na něj není u konce a jedná se o velmi častý výzkumný problém. Nejspíše je nutné se na problematiku dívat více z globálnějšího hlediska, tedy zahrnout do zkoumání vlivu makroekonomických faktorů na zahraniční obchod větší počet zemí, jako například Rose (1999).

Nicméně, i tento přístup by nemusel přinést „lepší“ (skutečnější, reálnější) náhled na funkce popisující zahraniční obchod, resp. exportní a importní funkce, jelikož pro každou zemi se vyskytuje celá řada specifických, nekvantifikovatelných vlivů, které zahraniční obchod také ovlivňují.

3.6.5 Shrnutí vlivu vybraných makroekonomických ukazatelů

Z kapitol a analýz, které popisují export ČR výše, lze odvodit vliv určitých faktorů, z nichž nejzřetelnějšími jsou následující faktory:

- **Velikost ekonomiky**

Na základě zmíněných skutečností v kapitole 3.1.1 o otevřenosti ekonomik k ZO je jasné, že ekonomika malé země je na zahraničním obchodu více závislá než větší země. Svatoš (2009) uvádí, že velké země mají dostatečný domácí trh pro svou produkci. Zároveň dodává, že ač jsou například Spojené státy americké 3. největším vývozcem je jejich poměr vývozu a HDP malý, v roce 2007 11,1 %.

Dále je vliv velikosti ekonomiky zřetelný i z gravitačního modelu, v němž mohou figurovat proměnné jako hrubý národní důchod (jak domácí, tak země, s kterou probíhá obchod). Očekávaná závislost takových proměnných je, jak lze rozpoznat z jednoduchého zápisu gravitačního modelu, pozitivní.

- **Zahraníční HDP (poptávka)**

Z grafů, které popisovaly český export je zřejmé, že vývoj ekonomik států, do nichž česká ekonomika vyváží, ovlivňuje objem tohoto vývozu. Významný růst poptávky hlavních obchodních partnerů by znamenal zvýšení českého exportu, zatímco snížení poptávky by znamenalo jeho snížení. Pohled Svatoše (2009) na přílišnou závislost zahraničního obchodu a tím i celého hospodářství ČR na vývoji ekonomik hlavních obchodních partnerů je již zmíněn v kapitole 3.4.

- **Měnový kurz CZK/EUR**

Měnovým kurzem se dle Holmana (2016) rozumí cena jedné měny vyjádřená v jednotkách jiné měny, přičemž se jeho hodnota ustaluje na takové, kdy jsou očekávané výnosy bankovních vkladů v obou zemích stejné.

Peprný a Stejskal (2011) rozlišují mezi nominálním a reálným měnovým kurzem, přičemž nominální kurz je relativní cena dvou zemí ve stejném časovém okamžiku a reálný kurz je nominální kurz upraven o rozdíl cenových hladin v těchto zemích. Hodnoty (změny) měnového kurzu vysvětluje absolutní (relativní) teorie parity kupní síly.

Dle Holmana (2016) lze tyto teorie popsat následujícími rovnicemi:

- Absolutní verze, dle níž je kurz měn dvou zemí na úrovni, která odpovídá poměru cenových hladin v těchto zemích:

$$E_{x/y} = \frac{P_x}{P_y}$$

kde proměnná $E_{x/y}$ značí kurz měn zemí x a y a proměnné P_x a P_y jsou cenové hladiny v těchto zemích,

- Relativní verze oproti absolutní vysvětluje pouze změny měnového kurzu, jako důsledek změn cenových hladin, nikoli jeho výši:

$$d_{x/y} = P_x - P_y$$

proměnná $d_{x/y}$ značí procentní změnu kurzu měn, P_x a P_y procentní změna cenové hladiny v dané zemi.

Z hlediska tématu této práce jsou podstatné změny kurzu a jeho volatilita. Cihelková (2008) uvádí, že v rámci režimů kurzů je třeba kurz nastavit správně, jelikož je důležitý pro ekonomickou stabilitu země a dlouhodobý růst.

Čistý export, tedy rozdíl mezi exportem a importem dané země, dle Holmana (2004) závisí na reálném měnovém kurzu. Reálný kurz lze zapsat následující rovnicí:

$$E_R = E \frac{P_f}{P}$$

kde E_R značí reálný kurz, E nominální kurz, P_f je zahraniční cenová hladina a P je domácí cenová hladina. Cenové hladiny jsou vyjádřeny v měnách jednotlivých zemí.

Čistý export zboží a služeb se při reálné apreciaci kurzu sníží, jelikož apreciacie snižuje konkurenceschopnost domácích exportérů a při reálné depreciaci se naopak zvýší, jelikož se zboží a služby domácích exportérů stávají více konkurenceschopnými.

Zároveň však Holman (2004) dodává, že depreciace vždy zvyšuje objem exportu (a snižuje objem importu), ale vliv na hodnotu exportu a importu je dán cenovou elasticitou poptávky po vyváženém a dováženém zboží. Ke změně hodnoty čistého vývozu v závislosti na depreciaci kurzu se tak váže Marshall-Lernerova podmínka, která říká, že depreciace reálného kurzu vede ke zvýšení hodnoty čistého vývozu jen za předpokladu, kdy je součet cenových elasticit vývozu a dovozu větší než 1. V dlouhém období je tato podmínka splněna téměř vždy, v krátkém však často nikoli, tedy depreciace nejprve snižuje čistý vývoz a poté v delším období jej zvýší.

4 Materiál a metodika

Ke splnění zadaného cíle práce bude využito vícenásobného regresního modelu českého exportu do oblastí Německa, Evropské unie a Eurozóny. Ke konstruování modelů je využito statistického softwaru Gretl.

Veškerá zdrojová data časových řad jsou z období Q1/2000 – Q2/2019. Počet pozorování je tedy 78. Vstupní data, která jsou v práci využita, jsou dostupná v přílohách (Přílohy A, B, C).

Oproti zadání práce byl po konzultaci s vedoucím práce využit místo devizového směnného kurzu CZK/EUR tzv. REER CZK, tedy reálný efektivní kurz koruny, který na rozdíl od devizového kurzu bere v potaz změny v domácí i zahraniční cenové hladině. Nahrazení této proměnné proběhlo z důvodu statistické nevýznamnosti devizového kurzu.

4.1 Volba proměnných a jejich vliv na český export

4.1.1 Vysvětlovaná proměnná export

Roli vysvětlované proměnné Y ve všech modelech zastupuje export ČR, vždy do dané zkoumané oblasti, tedy jmenovitě se jedná o vývoz do Německa, EU (28 členné) a eurozóny (19 členné).

Data o exportu do Německa, EU28 a EA19 jsou získány z veřejné databáze zahraničního obchodu ČSÚ. Jedná se o statistickou hodnotu, přičemž dle Metodiky ČSÚ (2019) jsou tyto číselné údaje vztaženy k přeshraničnímu pojetí zahraničního obchodu. Toto pojetí je definováno jako fyzický přechod zboží přes hranice státu, nehledě na to, zdali je kupující občan ČR či dané země, do níž je zboží vyváženo.

Součástí statistické hodnoty je fakturovaná cena samostatného zboží a přímé obchodní náklady, nejsou zahrnuty bankovní poplatky ani daně. Hodnoty exportu jsou v jednotkách mil. euro, přičemž tyto hodnoty jsou dle zmíněné metodiky přepočteny z korunových hodnot dle průměrného měsíčního kurzu, který vyhláší ČNB. Časové řady jednotlivých exportů jsou sezónně neočištěné. Vysvětlovanou proměnnou export bude pomocí vícenásobných regresních modelů vysvětlovat s využitím následujících makroekonomických ukazatelů, které budou v modelu figurovat jako vysvětlující proměnné.

4.1.2 Vysvětlující proměnné

- **Hrubý domácí produkt**

Jedná se o proměnnou, která vyjadřuje hospodářskou úroveň dané oblasti, v tomto případě Německa, EU28 a EA19. HDP jednotlivých uskupení (Německa, EU28 a EA19) je získáno z databáze národních účtů Eurostatu. Dle informací dostupných z Eurostat: Databáze národních účtů (2019) se jedná o sezónně neočištěná data, přičemž v práci je pracováno s HDP vyjádřeným v běžných cenách, v jednotkách mld. euro.

HDP lze jednoduše popsat jako součet veškerých produkováných výrobků a služeb v daném období, přičemž od méně známého národního domácího produktu (NDP) se liší tím, že v případě hrubého domácího produktu jde čistě o geografické vymezení – nezáleží tedy na tom, zda byly výrobky vyprodukovány nadnárodní či národní firmou, pouze na tom zda byly vyrobeny na území dané země.

Vzhledem k tomu, že HDP vyjadřuje ekonomickou výkonnost dané země, a s rostoucím HDP roste i poptávka po zboží a službách a je třeba dovážet k uspokojení této poptávky, je očekáváno, že rostoucí HDP bude mít pozitivní vliv na objem českého export. Očekávané znaménko koeficientu u této proměnné je tedy kladné.

- **Úroková míra**

Tuto proměnnou v práci zastupují dlouhodobé úrokové míry, které dle OECD (2019), Long-term interest rates (indicator) odpovídají 10letým vládním dluhopisům. Úrokovou míru pro Evropskou unii zastupuje v práci proměnná pro Eurozónu, a to z důvodu nenalezení jiné, vhodnější úrokové míry. Úrokové míry jsou v procentním vyjádření a označují jaký je roční úrok (% p.a.).

Tyto úrokové míry jsou jedním z podstatných faktorů, které ovlivňují rozhodnutí firem investovat či nikoliv. Firmy, které se rozhodují nad investicí do nového vybavení, jsou v případě vyšší úrokové míry méně motivováni investovat a to z toho důvodu, že investice se pro firmy stávají dražší. Naopak, v případě nižší úrokové sazby jsou firmy k investici do nového vybavení, strojů atp. motivované, a jsou jí více nakloněny. Z tohoto důvodu se předpokládá, že proměnná úrokové míry bude mít negativní vliv na export ČR, což v modelech bude znamenat záporné znaménko před koeficientem.

- **Míra nezaměstnanosti**

V práci je využíváno harmonizované míry nezaměstnanosti. Údaje pochází z OECD. Dle OECD (2019), Harmonised unemployment rate (HUR) (indicator)(2019) harmonizovaná míra nezaměstnanosti se sestavuje z lidí, kteří jsou v pracujícím věku bez práce, kteří jsou schopni pracovat a zároveň podnikli kroky k nalezení práce. Údaje jsou uvedeny v procentním vyjádření z celkové pracovní síly a jsou sezónně očištěny.

U míry nezaměstnanosti se očekává záporné znaménko, jelikož vyšší míra nezaměstnanosti znamená více nezaměstnaných a lidé bez práce využívají svých úspor po dobu hledání práce, proto se dá očekávat, že jejich spotřeba zboží a služeb je nižší.

- **Míra inflace**

Míra inflace je zastoupena indexem CPI, který je dle OECD (2019), Inflation (CPI) (indicator) definován jako změna cen spotřebitelského koše specifických skupin domácích. Data jsou v procentním vyjádření a značí tempa ročního růstu.

Kromě indexu CPI, existují další indexy měřící míru inflace, například deflátor HDP či index cen výrobců, nicméně pro tuto práci byl vybrán CPI, jelikož na rozdíl od deflátoru či PPI vychází ze změn cen spotřebitelského koše. CPI je tedy vhodnější pro popis exportu. Míra inflace může v modelech vystupovat jak s kladným tak záporným znaménkem.

Při růstu inflace v některé z těchto oblastí, apreciuje domácí měna (euro), čímž se zlevňuje import z naší země, díky tomu se zvýší poptávka po zboží z ČR, jelikož je

pro obyvatele dané země levnější a tím se zvyšuje hodnota exportu. Očekávané znaménko u regresního koeficientu CPI je tedy kladné. Záporný vliv inflace by byl způsoben snížením poptávky po zboží a tedy i po českém exportu.

- **Reálný efektivní kurz koruny**

Místo devizového směnného kurz je k modelování závislosti českého exportu na makroekonomických faktorech využito tzv. REER, tedy reálného efektivního kurzu koruny. Jedná se o index, který poukazuje na cenovou konkurenceschopnost ČR oproti ostatním zemím.

Údaje o reálném efektivním kurzu koruny jsou získány z ČNB: ARAD - Systém časových řad (2019). Dle ČNB: Metodického listu (2019) je REER české koruny počítán dle následovného vzorce:

$$REER_t = 100 \times \prod_{i=1}^n \left(\frac{S_{it}^*}{P_{it}^*} \right)^{w_i^*}$$

kde S_{it}^* značí bazický index tuzemské měny k měně i-tého obchodního partnera v období t , P_{it}^* poměr bazického cenového indexu i-tého obchodního partnera v období t k bazickému cenovému indexu ČR v t období a w_i^* označuje normalizované váhy měny i-tého obchodního partnera.

Dle ČNB: Metodického listu (2019) je při konstrukci tohoto ukazatele využito spotřebitelských cen všech zemí Eurozóny a 12 dalších zemí, přičemž země Eurozóny mají při obratu zahraničního obchodu jako zvolených vahách procentní zastoupení 64,3 %.

V práci je využito REER v bazickém vyjádření ve spotřebitelských cenách, vahami je obrat zahraničního obchodu a bazickým obdobím je průměr roku 2015.

Vliv REER na export ČR je diskutabilní. Rostoucí hodnota tohoto indexu nad 100 poukazuje na snižující se cenovou konkurenceschopnost země oproti bazickému období, což by mělo vyústit k zdražování českého exportu v očích zahraničního obchodního partnera, a tedy ke snížení objemu exportu. Z výše uvedeného vyplývá, že REER může mít záporný vliv, tedy že jeho růst sníží český export.

Nicméně, dle reportu České manažerské asociace: *Zpráva o globální konkurenceschopnosti* (2018) je úroveň rostoucího REER v ČR i tak nižší než např. v Německu. Při snaze přiblížení se vyspělejším ekonomikám pak posilující REER napomáhá ke zvyšování produktivity práce českých firem.

V rámci práce je očekáván kladný, jelikož Česká republika má několik let kladnou obchodní bilanci a reálně kurz koruny roste. Tento růst je jednou z příčin růstu exportu. REER tak může mít i kladný vliv na export.

4.2 Regresní analýza

Gujarati (2003) definuje regresní analýzu jako metodu studující závislost jedné tzv. závislé proměnné na nezávislé proměnné.² Zároveň dodává, že jestliže pomocí regresní analýzy zkoumáme závislosti vysvětlované proměnné na více vysvětlujících, jedná se o tzv. vícenásobnou regresi.

Hindls (2007) přidává, že regresní analýza sleduje pouze jednostranné závislosti vysvětlované proměnné na vysvětlující (nebo vysvětlujících), nikoliv vzájemné závislosti jako je tomu u korelační analýzy. Cílem regresní analýzy je pak nalezení takové odhadované regresní funkce, která se nejvíce podobá hypotetické.

4.2.1 Regresní funkce a model

Regresní funkcí je dle Hindlse (2007) myšlena funkce, která nejlépe vystihuje závislost a vývoj vysvětlované proměnné, přičemž se regresní funkce dělí na funkci hypotetickou, která je nezměřitelná a vychází z teoretických ekonomických poznatků a funkci výběrovou, která je empirickým odhadem hypotetické funkce v daném modelu s danými daty.

Dle Součka (2006) lze stochastický regresní model zapsat následovně:

$$y_i = f(x_i) + \varepsilon_i, \text{ kde } i = 1, 2, \dots, n$$

v tomto modelu je $f(x_i)$ deterministickou složkou³, která je dána empirickými hodnotami a náhodnou složkou ε_i .

Náhodná složka ε_i je dle Huška (2007) rozdílem mezi skutečnými a očekávanými hodnotami funkce.

Příčiny vzniku této odchylky jsou dle Hindlse (2007) tyto:

- na vysvětlovanou proměnnou působí další vlivy (proměnné), které nejsou zahrnuty v modelu (tedy jiné než x),
- špatně zvolený model regresní funkce,
- působení náhodných chyb na empirické pozorování.

Dle Pavelky a Klímka (2000) existují 3 typy modelů dle tvaru regresních rovnic, a to modely lineární v parametrech, modely nelineární vzhledem k parametrům i vzhledem k nezávislým proměnným, které lze upravit na lineární, pomocí transformace, a modely nelineární, které nelze jednoduše transformovat na lineární tvar.

Souček (2006) dodává, že v praxi jsou nejvíce užívány z regresních funkcí dvou proměnných lineárních v parametrech: přímka, parabola a hyperbola, které lze zapsat následovně:

² Mimo již zmíněných se využívá i jiných jako uvádí Gujarati (2003) pro závislou proměnnou: regresand, endogenní, vysvětlovaná; pro nezávislou proměnnou: regresor, exogenní, vysvětlující.

³ Deterministická složka regresního modelu je dle Součka (2006) často značena jako Y_i a má matematickou podobu, zápis modelu tak vypadá takto: $y_i = Y_i + \varepsilon_i$, kde Y_i je i -tá hodnota empirické regresní funkce a ε_i je odchylka Y_i od y_i .

- regresní přímka,

$$Y_i = a + bx_i + \varepsilon_i$$

- regresní parabola,

$$Y_i = a + bx_i + cx_i^2 + \varepsilon_i$$

- regresní hyperbola.

$$Y_i = a + \frac{b}{x_i} + \varepsilon_i$$

Modely regresních funkcí mohou být jednorozměrné či vícerozměrné, v závislosti na počtu vysvětlujících proměnných. Odhadnutý vícerozměrný lineární model lze dle Hindlse (2007) zapsat následujícím způsobem:

$$Y = b_0 + b_1x_1 + \dots + b_px_p$$

v tomto zápise je b_0 tzv. úroňová konstanta, b_1, \dots, b_p jsou regresními parametry a neznámé x_1, \dots, x_p jsou vysvětlující proměnné.

Odhad modelu, který splňuje Gauss-Markovovy požadavky, nese dle Gujaratiho (2003) označení klasický lineární regresní model (CLRM – Classical linear regression model). Požadavky, které by tento model měl splňovat, jsou dle Součka (2006) nulová střední hodnota náhodných složek a stejné rozptyly, náhodné složky jsou nekorelované, mají stejné rozdělení a normální sdružené rozdělení y a x .

K výše zmíněnému Hušek (2007) dodává, že krom těchto požadavků je třeba model specifikovat v souladu s ekonomickou teorií a musí obsahovat absolutní člen (neboli úroňovou konstantu).

Pro volbu vhodné regresní funkce je podle Hindlse (2007) základním, aby zvolená funkce odpovídala ekonomické teorii. Jestliže je pak zvolená funkce v souladu s ekonomickou teorií lze vyvodit i odhadovaná znaménka parametrů regresní funkce. Další možností volby typu vhodné funkce v případě, kdy ji nelze vyvodit z věcně ekonomických kritérií je grafická metoda, při níž je sledován průběh závislosti proměnných v bodovém grafu, podle kterého pak volíme vhodnou regresní funkci.

4.2.2 Metoda nejmenších čtverců

Pro odhad modelů (jednorozměrných i vícerozměrných), které jsou lineární v parametrech, se dle Součka (2006) využívá metody nejmenších čtverců (OLS – ordinary least squares). Metoda OLS odhaduje parametry regresní funkce za pomoci minimalizace součtu čtverců reziduí. Tuto podmínku minimalizace součtu čtverců reziduí vystihuje následující zápis:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{Y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \min.$$

kde $y_i - \hat{Y}_i$ je rozdíl empirických od vypočtených hodnot regresní funkce a ε_i je reziduum.

Pro rozhodnutí, zda je vybraný odhadnutý model vhodný pro popis problému a správně specifikován, se využívají kritéria hodnocení kvality a testy statistické významnosti jednotlivých proměnných.

4.2.3 Koeficient determinace, informační kritéria

Mezi kritéria hodnocení kvality modelu patří koeficient determinace. Gujarati (2003) popisuje význam koeficientu determinace jako nejčastěji užívané měřítko pro hodnocení kvality modelu, které v procentuálním vyjádření popisuje, jakou část variability vysvětlované proměnné popisuje námi zvolený model.

Hušek (2007) uvádí, že pro vyjádření koeficientu determinace se využívá rozkladu celkové součtu čtverců (TSS) na vysvětlený součet čtverců (ESS) a reziduální součet čtverců (RSS). Koeficient determinace lze vypočíst dle následující rovnice:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$

Hodnota koeficientu determinace se pohybuje v intervalu 0-1, přičemž nižší hodnoty R^2 znamenají nižší vypovídající schopnost modelu. Hodnota koeficientu determinace při přidávání dalších vysvětlujících proměnných neklesá, proto se využívá i korigovaný (též adjustovaný) koeficient determinace, který lze spočíst z běžného koeficientu determinace následujícím způsobem:

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - p}$$

kde n je počet pozorování a p je počet regresních parametrů i s absolutním členem, tedy počet regresorů zvýšený o 1 ($p = k + 1$)

Jeho hodnota je obvykle nižší než R^2 (mohou se maximálně rovnat) a může, na rozdíl od koeficientu determinace nabývat i záporných hodnot v případě kdy je počet stupňů volnosti malý.

Mimo koeficient determinace slouží k hodnocení kvality modelu také informační kritéria. Důvod využití těchto kritérií dle Cipry (2013) spočívá ve větší penalizaci zvyšujícího se počtu vysvětlujících proměnných, než je tomu u adjustovaného koeficientu.

Nejnámějšími kritérii odhadu dle Huška (2007) jsou:

- Akaikeho informační kritérium (AIC)

$$AIC = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 + \frac{2k}{n}$$

- Schwarzovo bayesovské informační kritérium (SBIC, BIC)

$$SBIC = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 + \frac{k}{n} \ln n$$

- Hannanovo-Quinnovo informační kritérium (HQIC)

$$HQIC = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 + \frac{2k}{n} \ln(\ln n)$$

Při výběru více vhodných odhadovaných modelů využijeme ten z nich, který má tato kritéria nejmenší. Cipra (2013) dodává, že BIC více penalizuje rostoucí počet regresorů než AIC, proto se jako vhodný model dle BIC jeví ten s méně vysvětlujících proměnných.

4.2.4 Verifikace odhadnutého modelu

Dle Huška (2007) je odhadnutý ekonometrický model třeba nejdříve verifikovat, tedy ověřit jeho správnost. K tomuto je využíváno ekonomické, statistické a ekonometrické verifikace.

Ekonomická verifikace spočívá v ověření znamének a odhadnutých hodnot parametrů, přičemž hlavním vodítkem je ekonomická teorie, o niž se model opírá. Jestliže jsou znaménka a velikosti hodnot v souladu s očekáváním na základě ekonomické teorie je model adekvátní, jestliže však znaménka či hodnoty neodpovídají ekonomickým předpokladům je třeba přespecifikovat model. Ekonomická verifikace je nadřazena statistické, tedy jestliže nějaký odhadovaný parametr, respektive jeho znaménko, není v souladu s odpovídající ekonomickou teorií, pak jej odmítáme i v případě, že je statisticky významným.

Statistická verifikace ověřuje přesnost a významnost modelu, přičemž využívá nejčastěji standardní chyby odhadnutých parametrů, testy statistických významností odhadů a koeficientu determinace.

Ekonometrická verifikace slouží jako ověření předpokladů ekonometrických metod či testů, bílého šumu. Využívají se například testy správné specifikace modelu či testy heteroskedasticity.

4.2.5 T-test, F-test

V rámci statistické verifikace modelu lze využít, pro zjištění významnosti užitých proměnných, respektive parametrů regresního modelu, t -testu nebo například konfidenčních intervalů. K otestování statistické významnosti vytvořeného modelu jako celku lze využít F -testu.

Hindls (2007) uvádí jako test významnosti jednotlivých parametrů regresní rovnice tzv. t -test. K testování je využita následující testovací statistika:

$$T = \frac{b_j - \beta_{0,j}}{s_{b_j}}$$

přičemž testovací statistika má Studentovo rozdělení t s $n - p$ stupni volnosti. Dle Huška (2007) vyjadřuje nulová hypotéza t -testu statistickou nevýznamnost dané proměnné X_j (platí $\beta_j = 0$) a alternativní pak stojí oproti nulové hypotéze a značí statistickou významnost této proměnné. Jinými slovy, nulová hypotéza znamená skutečnost, že vysvětlující nezávislá proměnná, které náleží testovaný parametr regresního modelu, nemá na dané hladině významnosti α vliv na vysvětlovanou proměnnou a je tak v modelu nadbytečná, zatímco alternativní hypotéza naopak značí statistickou významnost této vysvětlující proměnné na dané hladině významnosti α .

Nulovou hypotézu tedy nezamítáme v případě, kdy $|t_j| \leq t_{\alpha/2}^*$, v případě že $|t_j| > t_{\alpha/2}^*$ nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti dané proměnné (vše na hladině významnosti α). Gujarati (2003) doplňuje, že testování pomocí t -testu předpokládá normální rozdělení chybové složky ε_i .

Mimo testování jednotlivých parametrů modelu se dle Huška (2007) využívá F -testu, jako testu statistické významnosti celého modelu. Testovací statistiku F -testu lze zapsat za pomoci koeficientu determinace takto:

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \frac{(n - p)}{(p - 1)}$$

přičemž má testovací statistika F rozdělení s $p - 1$ a $n - p$ stupni volnosti. Kde R^2 je koeficient determinace, p je celkový počet regresních parametrů a n rozsah výběru.⁴

Nulová hypotéza dle Huška (2007) vyjadřuje na zvolené hladině významnosti α statistickou nevýznamnost modelu, alternativní vyjadřuje opak, tedy statistickou významnost celkového modelu. Nulová hypotéza je akceptována v případě, kdy je $F < F^*$, tedy kdy je vypočtená testovací statistika F menší než hodnota F^* (teoretická hodnota v tabulkách), v případě opačném je nulová hypotéza zamítnuta ve prospěch alternativní. Jestliže existuje významná závislost vysvětlované proměnné

⁴ Zde je nutné podotknout, že zápis testovací statistiky F -testu je zapsán dle zvyklostí s proměnnou p jako počtem parametrů, jelikož odborná literatura např. Hušek (2007) či Gujarati (2003) uvádí stejný vzorec pouze s k jako názvem proměnné značící počet parametrů, pod proměnnou k je však častěji uváděn počet regresorů.

na vysvětlujících je hodnota vypočtené F statistiky větší, jestliže není významná, je hodnota této statistiky blízká 0.

4.2.6 Ekonometrické testování

Jak již bylo řečeno výše, ekonometrická verifikace ověřuje i předpoklady bílého šumu. Proces bílého šumu definuje Arlt a Arltová (2003) jako stochastický proces řady nekorelovaných náhodných veličin se stejným rozdělením, konstantním rozptylem a nulovou střední hodnotou. Jestliže je sdružené pravděpodobnostní rozdělení normální, pak se jedná o tzv. gaussovský bílý šum.

Pro testování splnění předpokladu konstantního rozptylu náhodných složek (tzv. homoskedasticita) uvádí Hušek (2007) několik testů, mezi které patří například Goldfeldův-Quandtův test nebo Glejserův test, přičemž nejvíce užívanými jsou Whiteův test a Breusch-Paganův test. Oba tyto testy jsou založeny na Lagrangeově multiplikátoru (LM), avšak Breuschův-Paganův test požaduje oproti Whiteově testu normální rozdělení náhodných složek. Nulovou hypotézou těchto testů je existence homoskedasticity reziduí a alternativní k ní pak existence heteroskedasticity.

Autokorelaci, jako závislost posloupnosti hodnot proměnné v čase lze dle Huška (2007) a Gujaratiho (2003) detekovat například využitím Durbin-Watsonova testu autokorelace prvního řádu, Ljung-Boxova testu autokorelace vyšších řádů nebo korelogramů reziduí výběrové autokorelační funkce (ACF) a výběrové parciální autokorelační funkce (PACF). Arlt a Arltová (2003) dodávají, že v případě bílého šumu jsou ACF a PACF identicky nulové.

Nulovou hypotézu Durbin-Watsonova a Ljung-Boxova testu Hušek (2007) stanovuje jako neexistenci autokorelace reziduí a alternativní hypotézu jako její existenci. Hodnoty DW statistiky se pohybují v intervalu dolní a horní meze mezi 0-4. Gujarati (2003) doplňuje, že čím více se hodnota DW statistiky blíží některé z mezí, tím větší je to důkaz o existenci autokorelace (0 – pozitivní autokorelace, 4 – negativní autokorelace). Jestliže je hodnota DW statistiky blízká číslu 2 pak autokorelace náhodných složek není přítomna.

Pro posouzení, zda je v modelu přítomen gaussovský bílý šum, tedy zda mají rezidua normální rozdělení, lze dle Hindlse (2007) využít například testů dobré shody, z nichž nejznámějším je χ^2 -test dobré shody. Nulová hypotéza tohoto testu předpokládá přítomnost normálního rozdělení, alternativní k ní pak popírá její platnost, tedy dle alternativní hypotézy rezidua nemají normální rozdělení.

Mimo heteroskedasticitu a autokorelaci je dalším problémem modelu dle Cipry (2008) existence multikolinearity. Multikolinearita v podstatě znamená vysokou vzájemnou korelovanost jednotlivých vysvětlujících proměnných, přičemž v rámci finančních časových řad se vyskytuje velmi často. Mezi způsoby řešení multikolinearity v modelu patří:

- ignorování multikolinearity,
- vynechání regresorů, které způsobují multikolinearitu,
- rozšíření datového souboru,
- použití apriorní informace,
- využití tzv. metody hlavních komponent.

Hušek (2007) dodává, že nejčastější příčinou vzniku multikolinearity v rámci makroekonomických časových řad je jejich podobný vývoj. Autor dodává, že multikolinearitu lze snížit i vhodnou transformací časových řad, například využitím prvních diferencí, což však může mít za následek vznik negativní autokorelace náhodné složky. Vhodnou transformací se jeví i využití vydělení regresní rovnice některým z regresorů, ovšem tato možnost může způsobit problém vyskytující se heteroskedasticity.

Dle Gujaratiho (2003) se k identifikaci nežádoucí kolinearitě využívá faktorů zvyšujících rozptyl, tzv. VIF, přičemž prakticky hodnota VIF větší než 10 u využitých proměnných značí problém kolinearitě.

Při regresní analýze vykazují dle Huška (2007) časové řady makroúdjů tzv. nestacionaritu, přičemž při konstrukci ekonometrického modelu je žádoucí, aby časové řady byly stacionární, tedy aby nevykazovaly trend. Stacionaritou časové řady se rozumí stav, kdy je rozdělení pravděpodobnosti neměnné v čase. V nestacionárních časových řadách je nutné odstranit trend, což lze provést buďto transformací původní časové řady pomocí diferencí či zahrnutí proměnné času do regresní rovnice. U nestacionárních časových řad je možná jejich zdánlivá regrese. K tomuto problému dochází z důvodu totožného trendu časových řad.

Stacionaritu je třeba dle Huška (2007) při modelování ověřit, proč lze využít např. KPSS testu. KPSS test je test na ověření existence jednotkového kořene, přičemž platí, že H_0 poukazuje na stacionaritu časové řady a H_1 na existenci jednotkového kořene v časové řadě. Gujarati (2003) doplňuje, že pro otestování stacionarity lze využít grafickou analýzu, autokorelační funkci (ACF) a korelogram.

4.2.7 Detekce strukturálního zlomu

Pokud při modelování regresního modelu využíváme časových řad pak je dle Gujaratiho (2003) nutné ověřit, zda se v modelu nevyskytuje strukturální zlom. Zlomem myslíme skutečnost, kdy hodnoty parametrů odhadnutého modelu nejsou stálé v rámci celého sledovaného období. K testování významnosti strukturálního zlomu lze využít např. Chow test.

Strukturální zlomy mohou být zapříčiněny vnějšími silami či například politickými rozhodnutími jako například změna režimu kurzu, atd.

Jelikož v této práci není zřetelné, v jakém období by mohl strukturální zlom nastat, je vhodné využít pro detekci eventuálního zlomu tzv. QLR test. QLR test popisuje Brooks (2008) jako vhodný právě v případě, kdy není zřejmé, v jakém čase ke zlomu dojde. QLR test je modifikovanou verzí Chowova testu, kdy pomocí statistického softwaru je opakovaně počítána F -statistika Chowova testu s různými obdobími zlomu. Výstup z QLR testu pak ukazuje takový zlom, pro nějž je hodnota vypočtené F -statistiky největší.

4.3 Korelační analýza

Korelační analýza se dle Hindlse (2007) zabývá vzájemnou závislostí proměnných, přičemž je zkoumána především síla (též intenzita) této závislosti. Gujarati (2003)

doplňuje, že tuto intenzitu, povětšinou lineárních závislostí, měří koeficient korelace. Vypočítat tzv. párový koeficient korelace lze dle následujícího vzorce:

$$r = \frac{n \sum X_i Y_i - (\sum X_i)(\sum Y_i)}{\sqrt{[n \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2][n \sum Y_i^2 - (\sum Y_i)^2]}}$$

Souček (2006) dodává, že v případě přímky lze koeficient korelace získat, odmocníme-li koeficient determinace:

$$r = \pm \sqrt{r^2}$$

Hodnota koeficientu korelace se pohybuje v intervalu od -1 do 1, přičemž hodnota -1 značí nepřímou funkční lineární závislost, hodnota 1 přímou funkční lineární závislost a u lineárně nezávislých proměnných je hodnota koeficientu korelace nulová. Mimo koeficienty korelace pro dvě proměnné existují také parciální koeficienty. Gujarati (2003) uvádí následující zápis těchto parciálních koeficientů, jako závislosti dvou proměnných při konstantní hodnotě třetí proměnné:

$$r_{12.3} = \frac{r_{12} - r_{13}r_{23}}{\sqrt{(1 - r_{13}^2)(1 - r_{23}^2)}}$$

$$r_{13.2} = \frac{r_{13} - r_{12}r_{23}}{\sqrt{(1 - r_{12}^2)(1 - r_{23}^2)}}$$

$$r_{23.1} = \frac{r_{23} - r_{12}r_{13}}{\sqrt{(1 - r_{12}^2)(1 - r_{13}^2)}}$$

Tyto parciální koeficienty korelace se též nazývají koeficienty korelace prvního řádu. $r_{12.3}$ v rovnici značí parciální koeficient mezi Y a X_2 při konstantní X_3 atd.

Hindls (2007) ke korelační analýze dodává, že během výpočtů a interpretací modelu se regresní a korelační analýza prolíná, jelikož je využito poznatků z obou těchto analýz.

4.4 Časová řada

Ekonomickou časovou řadu lze dle Arlta a Arltové (2007) definovat jako řadu určitých hodnot věcně a prostorově vymezeného ekonomického ukazatele, přičemž je tato řada uspořádána v čase chronologicky od minulosti do přítomnosti.

Cipra (2013) uvádí, že pro časové řady je typická určitá frekvence pozorování, tedy časový interval mezi jednotlivými hodnotami (pozorováními) nebo pravidelnost pořizování záznamu.

Arlt a Arltová (2007) přidávají, že krom krátkodobých a dlouhodobých časových řad existují i tzv. vysokofrekvenční časové řady, u nichž jsou hodnoty pozorovány častěji než s týdenní periodicitou.

Časové řady lze dle Hindlse (2007) rozdělit na základě rozdílů v jejich povaze, a to:

- podle rozhodného časového hlediska na intervalové a okamžikové časové řady,

- dle periodicity dat v časové řadě na krátkodobé či dlouhodobé (dle periody)
- dle druhu dat, která jsou analyzována, na časové řady primárních ukazatelů a odvozených charakteristik (například difference),
- dle způsobu vyjádření hodnot v časových řadách na řady v naturálních či peněžních jednotkách.

4.5 Analýza časových řad

Analýzou časové řady se dle Pavelky a Klímka (2000) rozumí metody, s jejichž pomocí je popsána časová řada a předpovídán její další vývoj.

Pro konstrukci předpovědí vývoje časových řad se dle Hindlse (2007) využívá zejména extrapolace jednorozměrných nebo vícerozměrných metod.

Dle Součka (2006) je principem extrapolace analýza dosavadního vývoje časové řady, díky níž je následně možné předvídat vývoj v dalších obdobích.

K analýze časových řad je dle Hindlse (2007) využíváno buďto metody dekompozice časové řady, či některé z dalších jako Box-Jenkinsova metodologie nebo spektrálních analýz. V praxi je dle Hindle (2007) jsou časové řady ovlivněny sezónními výkyvy, což je pro další práci nevhodné, proto je třeba časovou řadu od sezónnosti očistit a ponechat v časové řadě trendovou a cyklickou složku. Metod pro sezónní očištění dat je mnoho, často vycházejí z klouzavých průměrů či využití exponenciálních vyrovnání.

5 Výsledky a diskuze

V této části práce je popsána úprava dat a samotné modelování pomocí vícerozměrných regresních modelů metodou OLS. Tyto modely jsou dále verifikovány, zda odpovídají požadavkům lineárního regresního modelu a jednotlivé testy jsou komentovány. Následně jsou výsledné regresní rovnice modelů interpretovány z ekonomického hlediska.

5.1 Úprava dat

Před tvorbou modelu je zapotřebí mít všechna data sezónně očištěná, což nesplňují proměnné EXP a HDP. K sezónnímu očištění je možné využít několik metod, v tomto případě je využita TRAMO analýza v Gretlu. Proměnné export a HDP tak mají po očištění od sezónních výkyvů změněný název (EXP_(DE, EU, EA)_sa, HDP_(DE, EU, EA)_sa). Grafy časových řad jsou k dispozici v přílohách D a E.

Proměnné všech tří modelů bylo nutné diferencovat, proto je u nich přípona d_.

5.2 Model českého exportu do Německa

Pro vytvoření regresního modelu exportu využijeme výše zmíněných proměnných pro Německo.

Při pracování s původními (netransformovanými) daty došlo k několika problémům. Vyjádření modelu českého exportu do Německa při využití původních dat ukazuje symbolicky zapsaná rovnice:

$$EXP_DE_sa_t = \beta_1 * REERCZK_sa_t + \beta_2 * HDP_DE_sa_t + \beta_3 * CPIDE_t + \beta_4 * IrDE_t + \beta_5 * HURDE_t + \varepsilon_t$$

kde $EXP_DE_sa_t$ je vysvětlovaná proměnná českého exportu do Německa, $REERCZK_sa_t$, $HDP_DE_sa_t$, $CPIDE_t$, $IrDE_t$ a $HURDE_t$ jsou vysvětlující proměnné, značící reálný efektivní kurz koruny, HDP Německa, index spotřebitelských cen Německa, úrokovou míru Německa a harmonizovanou míru nezaměstnanosti Německa. β_1 , β_2 , β_3 , β_4 a β_5 jsou regresními koeficienty jednotlivých vysvětlujících proměnných a ε_t je chybový člen.

Tento model ukazuje i následující Tab. 4.

Tab. 4 Model českého exportu do Německa s původními daty

Proměnná	Koeficient	p-hodnota; další hodnoty
Const	-13302,8	< 0,001
REERCZK	36,0165	< 0,001
HDP_DE_sa	27,6026	< 0,001
CPIDE	187,288	0,003

IrDE	-250,393	0,001
HURDE	-5,76746	0,856
Koeficient determinace		0,993
Adjustovaný koeficient determinace		0,993
Durbin-Watsonova statistika		0,741

Zdroj: vlastní zpracování, Gretl

Z pohledu na adjustovaný koeficient determinace v Tab. 4 by se mohlo zdát, že model je více než dobrý, nicméně i z této tabulky lze vyčíst několik problémů. Předně u proměnné HURDE, označující harmonizovanou míru nezaměstnanosti je její p -hodnota vyšší než hladina významnosti 5% a z D-W statistiky lze rozpoznat, že v modelu se vyskytuje problém s autokorelací.

Model byl statisticky a ekonometricky otestován pomocí verifikačních testů, přičemž pro přehled budou shrnuty pouze výsledky testování. Model je dle LM i RESET testu špatně specifikován, vyskytuje se autokorelace (viz D-W statistika v Tab. 4) a to i vyšších řádů. Odstranění statisticky nevýznamné proměnné HURDE nepřineslo žádné zlepšení v rámci testování.

Po otestování výskytu multikolinearity pomocí faktorů zvyšujících rozptyl bylo zjištěno, že u proměnných HDP_DE_sa a IrDE byla hodnota VIF větší než 10 (13,252 a 13,764), přičemž tyto hodnoty mohou indikovat problém s multikolinearitou.

Z těchto důvodů byla provedena první diferenciace dat, po provedení transformace původních dat pro Německo tak figurují ve výsledném modelu proměnné s předponou d .

Symbolicky zapsaná rovnice regresního modelu vzniklého po úpravách a odstranění statisticky nevýznamných proměnných má následující tvar:

$$d_EXP_DE_sa_t = \beta_1 * d_HDP_DE_sa_t + \beta_2 * d_REERCZK_t + \beta_3 * d_CPIDE_t + \varepsilon_t$$

kde $d_EXP_DE_sa_t$ je vysvětlovaná proměnná první diference českého exportu do Německa, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ jsou regresními koeficienty daných proměnných, $d_HDP_DE_sa_t$ je první diference HDP Německa, d_CPIDE_t pak první diference indexu cenové hladiny a $d_REERCZK_t$ jsou první diference reálného efektivního kurzu koruny.

modelu model spolu s koeficienty, p -hodnotami a dalšími údaji zobrazuje následující tabulka Tab. 5. Tyto proměnné jsou již ověřeny pomocí KPSS testu, dle hodnot testovacích statistik jsou všechny časové řady stacionární.

Tab. 5 Výsledný model českého exportu do Německa s prvními diferenciemi

Proměnná	Koeficient	p -hodnota
d_HDP_DE_sa	29,2062	< 0,001
d_REERCZK	26,3653	0,016
d_CPIDE	199,932	0,003
F (3, 74)		38,934

<i>P</i> -hodnota (<i>F</i> -test)	< 0,001
D-W statistika	2,464
Centrovaný koeficient determinace	0,535

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z modelu byla odstraněna i statisticky nevýznamná úrovněová konstanta. Z pohledu na kladné hodnoty koeficientů jednotlivých regresorů uvedené v Tab. 5 je zřejmé, že vliv proměnných v konstruovaném modelu odpovídá ekonomickým poznatkům a očekávání, je tedy možné pokračovat statistickou a ekonometrickou verifikací modelu.

5.2.1 Statistická verifikace

V rámci statistické verifikace je třeba ověřit statistickou významnost jednotlivých použitých proměnných a dále modelu jako celku. Statistickou významnost jednotlivých parametrů je možné ověřit pomocí *p*-hodnoty využitých proměnných, které jsou zapsány v Tab. 5. Z *p*-hodnot těchto regresorů je zřetelné, že všechny mají hodnotu menší než 0,05 (hodnota hladiny významnosti 5 %), znamená to tedy, že nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti daného parametru *t*-testu zamítáme ve prospěch alternativní hypotézy o statistické významnosti těchto parametrů.

Statistickou významnost regresních parametrů lze ověřit i pomocí intervalů spolehlivosti.

Tab. 6 95% Intervaly spolehlivosti parametrů výsledného modelu českého exportu do Německa s prvními diferencemi

Proměnná	Koeficient	Konfidenční interval (95 %)
d_HDP_DE_sa	29,2062	(22,0579; 36,3545)
d_REERCZK	26,3653	(4,98189; 47,7488)
d_CPIDE	199,932	(70,8053; 329,060)

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z Tab. 6 je patrné, že u všech využitých regresních parametrů rovnice je koeficient v konfidenčních intervalech, které neobsahují nulu. Díky tomu je možné říci, že diferencované proměnné HDP_DE_sa, REERCZK a CPIDE jsou statisticky významné.

K ověření statistické významnosti modelu je využito *F*-testu, přičemž statistika i *p*-hodnota jsou již zapsány v Tab. 5 Na základě *p*-hodnoty (< 0,001) zamítáme nulovou hypotézu *F*-testu o statistické nevýznamnosti modelu ve prospěch alternativní hypotézy o statistické významnosti tohoto modelu.

Z pohledu statistické verifikace je regresní model statisticky významný, stejně tak jednotlivé vysvětlující proměnné. Hodnota centrovaného koeficientu determinace je po zaokrouhlení rovna 0,535, znamená to tedy, že využitý regresní model

popisuje vysvětlovanou proměnnou z 53,5 %. Tuto menší hodnotu koeficientu determinace si lze vysvětlit využitím prvních diferencí.

Pro názornou ilustraci je graf skutečných a vyrovnaných hodnot exportu v závislosti na čase k dispozici v příloze F.

5.2.2 Ekonometrická verifikace

Nejprve otestujeme, zda se v modelu českého exportu do Německa při využití prvních diferencí neobjevuje statisticky významný strukturální zlom. K otestování poslouží QLR test, jehož výsledek je patrný v následující Tab. 7.

Tab. 7 QLR test výsledného modelu českého exportu do Německa s prvními diferencemi

Detekované období	<i>p</i> -hodnota	Závěr
Q4/2010	0,069	Není statisticky významný

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z tab. 7 je patrné, že strukturální zlom, detekovaný ve 4. čtvrtletí roku 2010 není statisticky významný a není tak třeba jej do modelu zahrnout.

Dále budou v rámci ekonometrické verifikace ověřovány předpoklady lineárního regresního modelu, přičemž se jmenovitě jedná o správnou specifikaci modelu, homoskedasticitu (konstantní rozptyl chybového členu), nulovou střední hodnotu chybového členu respektive normální rozdělení chybové složky, nekorelovanost chybového členu (autokorelace) a dále je testováno, zda se v modelu nevyskytuje multikolinearita. Výsledky ekonometrického testování ukazuje tabulka Tab. 8, dále jsou výsledky komentovány.

Tab. 8 Ekonometrické testy výsledného modelu českého exportu do Německa s prvními diferencemi

Využitý test	Nulová hypotéza	<i>p</i> -hodnota	Závěr testu
LM test mocniny	Model je správně specifikován	0,144	Nezamítáme H_0
RESET test druhé a třetí mocniny		0,981	Nezamítáme H_0
RESET test druhé mocniny		0,874	Nezamítáme H_0
RESET test třetí mocniny		0,947	Nezamítáme H_0
B-P test	Homoskedasticita	0,387	Nezamítáme H_0
White test		0,016	Zamítáme H_0

Chí kvadrát	Normální rozdělení reziduí	0,732	Nezamítáme H_0
Shapiro-Wilkův		0,986	Nezamítáme H_0
Jarque-Bery		0,983	Nezamítáme H_0
Durbin-Watson	Nevyskytuje se autokorelace 1. řádu	0,985	Nezamítáme H_0
Ljung-Box	Nevyskytuje se autokorelace vyššího řádu (9.)	0,465	Nezamítáme H_0
Proměnná	Hodnota VIF	Závěr	
d_HDP_DE_sa	1,103	Neindikuje multikolinearitu	
d_REERCZK	1,061	Neindikuje multikolinearitu	
d_CPIDE	1,079	Neindikuje multikolinearitu	

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Prvním testovaným předpokladem je správná specifikace modelu. K otestování specifikace je využito LM testu specifikace a RESET testu. V rámci RESET testu bylo využito všech testovacích variant, LM test byl použit pouze ve variantě pro mocniny.

Na základě p -hodnoty jednotlivých testů, jejíž hodnota je u všech vyšší než 0,05 (viz Tab. 8), nebyly zamítnuty nulové hypotézy. Z testování vyplývá, že model je správně specifikován.

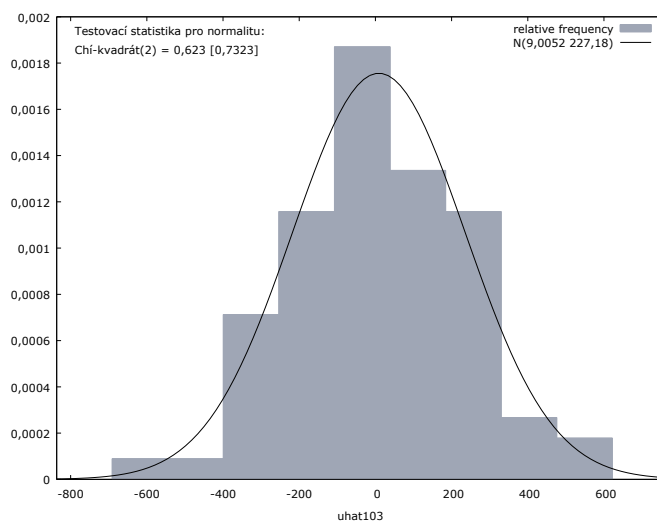
Dalším testovaným předpokladem je konstantní rozptyl chybového členu. K otestování, zdali se v modelu nevyskytuje heteroskedasticita, bude využito Breusch-Paganova testu a White testu.

Na základě p -hodnoty White testu je zřejmé, že nulovou hypotézu o homoskedasticitě (tedy konstantním rozptylu chybové složky modelu) zamítáme a bylo by na místě využít některé z metod, které heteroskedasticitu opravují. Nicméně, výsledek Breusch-Paganova testu ukazuje na opačný výsledek, tedy že nulovou hypotézu o homoskedasticitě nezamítám, z tohoto důvodu je tento předpoklad modelu dále v práci brán jako splněný. V modelu se tedy heteroskedasticita nevyskytuje.

Pokročíme k otestování normálního rozdělení chybového členu, k čemuž poslouží Chí kvadrát, Shapiro-Wilkův test a Jarque-Bery test.

Testy normálního rozdělení reziduí mají jako nulovou hypotézu právě to, že chybové členy mají normální rozdělení. Z Tab. 8 je u všech využitých testů patrné, že p -hodnota je vyšší než hladina významnosti 0,05, tedy nezamítáme nulovou hypotézu o tomto normálním rozdělení.

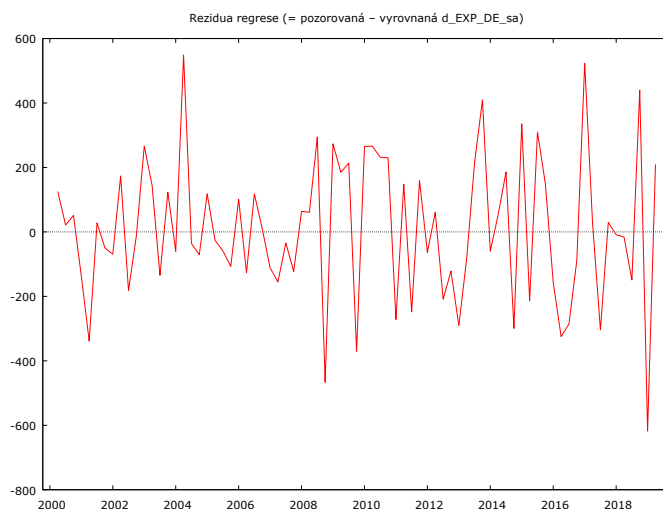
Rozdělení reziduí lze zkoumat i graficky, jak ukazuje následující graf.



Obr. 4 Graf normality reziduí výsledného modelu českého exportu do Německa s prvními diferencemi

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Způsob, jakým se rezidua v modelu pohybují v čase, je možné zachytit pomocí grafu reziduí, který je vyobrazen níže.



Obr. 5 Graf reziduí výsledného modelu českého exportu do Německa s prvními diferencemi

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Obr. 4 ukazuje normální rozdělení reziduí a z Obr. 5 je patrné, že rezidua modelu se v čase pohybují okolo nulové hodnoty bez extrémních výkyvů. Testování a grafy tedy dokazují, že v modelu není porušen předpoklad o normalitě chybové členu a nulové střední hodnotě.

Dalším testovaným předpokladem je výskyt sériové korelace. Jako vhodné testy poslouží Durbin-Watsonův test pro testování výskytu autokorelace prvního řádu.

Jelikož je při modelování s diferencovanými řadami 77 platných pozorování, je řád autokorelace stanoven na hodnotu 9, přičemž bylo využito pravidla, že se vhodně zvolený řád autokorelace rovná druhé odmocnině počtu platných pozorování, přičemž tedy:

$$\sqrt{77} = 8,77$$

Využití testy stanovují nulovou hypotézu jako nepřítomnost autokorelace (prvního či vyššího řádu).

Z výsledků v Tab. 8 je patrné, že se autokorelace ani prvního ani vyššího řádu (při využití 9. řádu zpoždění) nevyskytuje. Problém autokorelace lze spatřit i z hodnoty D-W statistiky, která je uvedena v Tab. 5 (2,464). Hodnoty okolo 2 naznačují, že v modelu by neměl být problém spojený s vyskytující se autokorelací.

Dále byla zkoumána multikolinearita pomocí VIF. Hodnoty faktorů zvyšujících rozptyl pro výsledný regresní model Německa, které jsou zobrazeny v Tab. 8, nenasvědčují, že se v modelu vyskytuje multikolinearita.

Pomocí KPSS testu byla zkoumána stacionarita užitých časových řad, přičemž u všech byla testovací statistika menší než kritická hodnota na hladině významnosti 5 %, tedy nulovou hypotézu o stacionaritě časových řad nezamítáme.

Díky verifikačním testům bylo prokázáno, že tento regresní model exportu do Německa je na zvolené hladině významnosti 5% správně specifikován, je statisticky významný a jeho parametry jsou také statisticky významné. Dále bylo prokázáno, že na zvolené hladině významnosti se v modelu nevyskytuje heteroskedasticita, autokorelace prvního ani vyššího řádu, rezidua mají normální rozdělení a nevyskytuje se multikolinearita.

5.2.3 Ekonomická interpretace

Výsledná regresní rovnice modelu má tento tvar:

$$d_EXP_DE_sat = 29,2062*d_HDP_DE_sat + 26,3653*d_REERCZK_t + 199,932*d_CPIDE_t$$

Z výsledné rovnice vyplývá, že byla odstraněna statisticky nevýznamná úrovně konstanta a zůstaly pouze proměnné s kladným vlivem na export.

Z výše uvedeného zápisu je zřejmé, že zvětší-li se přírůstek HDP o 1 mld. euro, pak za jinak zcela stejných podmínek se hodnota přírůstku exportu zvýší o 29,2062 mil. euro. Pozitivní efekt je způsoben tím, že s rostoucím HDP roste i poptávka po zahraničním zboží.

Index spotřebitelských cen také zvyšuje hodnotu exportu, jelikož se zvyšující se cenovou hladinou v Německu se stává české zboží konkurenceschopnějším, jelikož pod vlivem apreciacie zahraniční měny je zboží dovážené z ČR levnější. Jestliže

se tedy přírůstek cenové hladiny vzroste o 1 p. b., dojde k růstu absolutního přírůstku exportu o 199,932 mil. euro. Růst reálného efektivního kurzu také dle očekávání zvyšuje hodnotu českého exportu. Pokud přírůstek této bazické proměnné vzroste 1 p. b., pak tento nárůst způsobí zvýšení hodnoty přírůstku exportu o 26,3653 mil. euro.

5.3 Model českého exportu do Evropské unie

Obdobně jako pro Německo byl nejprve vytvořen model z původních dat. Symbolický zápis modelu s původními daty ukazuje následující rovnice:

$$EXP_EU_sat = \beta_1 * REERCZK_sat + \beta_2 * HDP_EU_sat + \beta_3 * CPIEU_t + \beta_4 * IrEAEU_t + \beta_5 * HUREU_t + \varepsilon_t$$

kde EXP_EU_sat je vysvětlovaná proměnná český export do Evropské unie, $REERCZK_sat$, HDP_EU_sat , $CPIEU_t$, $IrEAEU_t$ a $HUREU_t$ jsou vysvětlující proměnné reálný efektivní kurz koruny, HDP Evropské unie, CPI Evropské unie, úroková míra pro Eurozónu (využití i pro EU) a harmonizovaná míra nezaměstnanosti Evropské unie. $\beta_{1,..,5}$ značí regresní koeficienty jednotlivých vysvětlujících proměnných modelu a ε_t je chybový člen.

Model českého exportu do Evropské unie s původními daty znázorňuje Tab. 9.

Tab. 9 Model českého exportu do EU s původními daty

Proměnná	Koeficient	p-hodnota
Const	-50806,3	< 0,001
REERCZK	-36,4582	0,061
HDP_EU_sa	21,2233	< 0,001
CPIEU	877,710	< 0,001
IrEAEU	-101,826	0,664
HUREU	619,626	< 0,001
Koeficient determinace		0,992
Adjustovaný koeficient determinace		0,991
Durbin-Watsonova statistika		0,511

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z Tab. 9 je patrné, že proměnné REERCZK a IrEAEU jsou statisticky nevýznamnými regresory a byly tedy z modelu odstraněny.

V takto sestaveném modelu se však vyskytovalo mnoho problémů, a to nesprávná specifikace modelu, výskyt autokorelace prvního i vyššího řádu (což lze

z tabulky vyčíst dle hodnoty D-W statistiky) a časové řady proměnných nebyly stacionární. Model s původními proměnnými je tedy třeba transformovat pomocí diferencování.

Po následných úpravách diferencovaných časových řad spojených s odstraněním statisticky nevýznamných proměnných a konstanty byl sestrojen regresní model exportu pro Evropskou unii, který obsahuje opět diferencované proměnné HDP, reálný efektivní kurz koruny a index spotřebitelských cen CPI. Symbolický zápis výsledného modelu exportu do EU s prvními diferencemi znázorňuje následující rovnice:

$$d_EXP_EU_sa_t = \beta_1 * d_HDP_EU_sa_t + \beta_2 * d_CPIEU_t + \beta_3 * d_REERCZK_t + \varepsilon_t$$

kde $d_EXP_EU_sa_t$ je vysvětlovanou proměnnou a tedy první diferencí českého exportu do EU, $d_HDP_EU_sa_t$, d_CPIEU_t a $d_REERCZK_t$ jsou regresory, tedy první diference HDP Evropské unie, CPI a reálného efektivního kurzu koruny, β_1 , β_2 , β_3 jsou regresními koeficienty příslušných proměnných modelu a ε_t je chybovým členem.

Finální model českého exportu do EU tedy znázorňuje následující Tab. 10.

Tab. 10 Výsledný model českého exportu do EU s prvními diferencemi

Proměnná	Koeficient	<i>p</i> -hodnota
d_HDP_EU_sa	16,6428	< 0,001
d_REERCZK	79,3819	0,002
d_CPIEU	450,288	0,002
F (3, 74)		68,039
<i>P</i> -hodnota (<i>F</i> -test)		< 0,001
D-W statistika		2,369
Centrovaný koeficient determinace		0,679

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z pohledu na Tab. 10 vidíme, že koeficienty parametrů v modelu mají kladná znaménka, což bylo vzhledem k ekonomické teorii očekáváno. Model tedy odpovídá ekonomické teorii a nyní je třeba jej statisticky a ekonometricky ověřit.

5.3.1 Statistická verifikace

Z *p*-hodnot jednotlivých proměnných je zřejmé, že jsou dané proměnné statisticky významné, neboť jejich *p*-hodnota je menší než zvolená hladina významnosti. Statistickou významnost proměnných lze opět ověřit i pomocí jejich intervalů spolehlivosti, viz Tab. 11.

Tab. 11 95% Intervaly spolehlivosti parametrů výsledného modelu českého exportu do EU s prvními diferencemi

Proměnná	Koeficient	Konfidenční interval (95 %)
d_HDP_EU_sa	16,6428	(13,6030; 19,6826)
d_REERCZK	79,3819	(31,4431; 127,321)
d_CPIEU	450,288	(165,391; 735,185)

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z konfidenčních intervalů v tabulce 11 je zřejmé, že žádný z nich neobsahuje hodnotu 0 a proměnné jsou tak statisticky významné.

Statistickou významnost modelu jako celku určujeme pomocí F -testu. Testovací statistiku i p -hodnotu F -testu vidíme v Tab. 10, p -hodnota je daleko menší než hladina významnosti 5 %. Z této hodnoty tedy vyplývá, že je nutné zamítnout nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti modelu ve prospěch alternativní hypotézy o statistické významnosti.

Model tedy lze dle statistického testování použít, centrovaný koeficient determinace má po zaokrouhlení hodnotu 0,679, vytvořený model tedy vysvětluje průměrnou exportu zaokrouhleně z 67,9 %.

Jakým způsobem je export vysvětlen lze opět graficky znázornit pomocí grafu skutečných a vyrovnaných hodnot exportu, který je vyobrazen v příloze F.

5.3.2 Ekonometrická verifikace

Na začátek otestujeme pomocí QLR testu model, zdali není v modelu přítomen statisticky významný strukturální zlom. Výsledek QLR testování shrnuje následující Tab. 12.

Tab. 12 QLR test výsledného modelu českého exportu do EU s prvními diferencemi

Detekované období	p -hodnota	Závěr
Q3/2012	0,092	Není statisticky významný

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z tabulky 12 je zřetelné, že detekovaným obdobím dle QLR testu bylo 3. čtvrtletí roku 2012. Znamená to, že F -statistika Chowova testu byla pro toto období největší, nicméně dle p -hodnoty QLR testu tohoto zlomu, která je větší než hladina významnosti 5 %, není tento zlom statisticky významným, jelikož nulovou hypotézu o žádném strukturálním zlomu nezamítáme.

V rámci ekonometrického testování budou testovány předpoklady lineárního regresního modelu, výsledky ekonometrických testů shrnuje tabulka Tab. 13, následně jsou v dalších odstavcích výsledky komentovány.

Tab. 13 Ekonometrické testy výsledného modelu českého exportu do EU s prvními diferenciemi

Využitý test	Nulová hypotéza	<i>p</i> -hodnota	Závěr testu
LM test mocniny	Model je správně specifikován	0,887	Nezamítáme H_0
RESET test druhé a třetí mocniny		0,813	Nezamítáme H_0
RESET test druhé mocniny		0,904	Nezamítáme H_0
RESET test třetí mocniny		0,723	Nezamítáme H_0
B-P test	Homoskedasticita	0,776	Nezamítáme H_0
White test		0,608	Nezamítáme H_0
Chí kvadrát	Normální rozdělení reziduí	0,038	Zamítáme H_0
Shapiro-Wilkův		0,563	Nezamítáme H_0
Jarque-Bery		0,160	Nezamítáme H_0
Durbin-Watson	Nevyskytuje se autokorelace 1. řádu	0,954	Nezamítáme H_0
Ljung-Box	Nevyskytuje se autokorelace vyššího řádu (9.)	0,805	Nezamítáme H_0
Proměnná	Hodnota VIF	Závěr	
d_HDP_EU_sa	1,163	Neindikuje multikolinearitu	
d_REERCZK	1,170	Neindikuje multikolinearitu	
d_CPIEU	1,073	Neindikuje multikolinearitu	

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

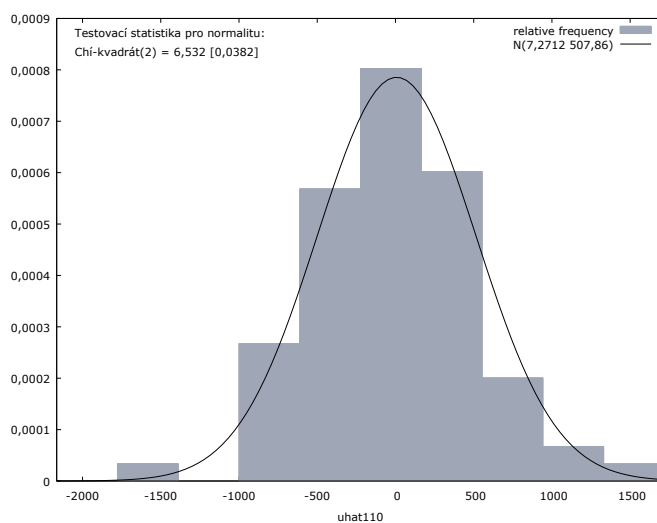
Z Tab. 13 lze vidět, že prvním testovaným předpokladem byla správná specifikace modelu, protože bylo využito LM testu pro mocniny a všech variant RESET testu. Z *p*-hodnot, které ve všech případech převyšují hodnotu hladiny významnosti 5 %, jednotlivých testování je zřejmé, že nulovou hypotézu těchto testů nezamítáme, nebylo tedy prokázáno, že model není správně specifikován.

Dále byl testován předpoklad konstantního rozptylu chybového členu, tedy že v modelu se nevyskytuje heteroskedasticita. Pro testování tohoto předpokladu bylo využito Breusch-Paganova a White testu. Na základě *p*-hodnot těchto testů, které jsou větší než hladina významnosti, nezamítáme nulovou hypotézu o homoskedasticitě chybového členu.

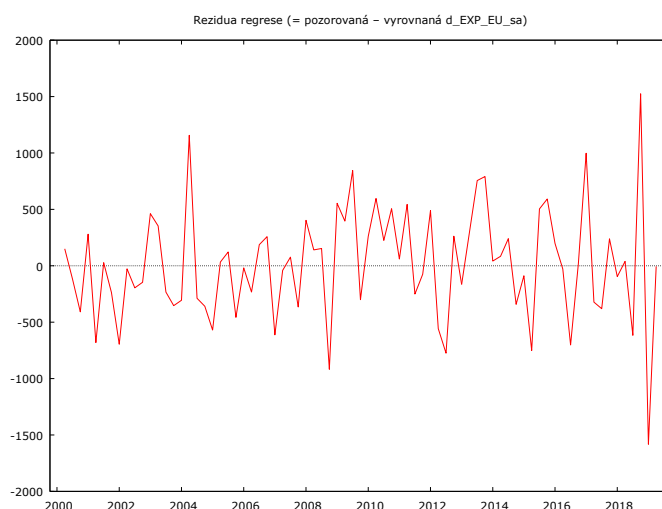
K otestování předpokladu normálního rozdělení a nulové střední hodnoty reziduí posloužily testy Chí kvadrát, Shapiro-Wilkův a Jarque-Bery test. Z pohledu na *p*-hodnoty je jasné, že v případě Chí kvadrát testu, musíme nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí zamítnout, jelikož tato *p*-hodnota je menší než hladina významnosti 5 %, zatímco u zbývajících dvou testů není nulová hypotéza o normálním rozdělení zamítnuta, jejich *p*-hodnota je na rozdíl od hodnoty u Chí kvadrát testu větší než hladina významnosti.

Fakt, že předpoklad normálního rozdělení chybového členu, není v případě využití Chí kvadrát testu splněn, může být způsoben extrémními výkyvy v některých letech. Jelikož však odstranit extrémní výkyvy v časové řadě není možné a výsledky dalších testů na normální rozdělení (Shapiro-Wilkův i Jarque-Bery test) prokázali, že nelze na zvolené hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí a zároveň se v modelu nevyskytuje statisticky významný strukturní zlom (dle QLR testu), bude dále v práci s tímto předpokladem nakládáno jako se splněným.

Grafické znázornění rozdělení reziduí a jejich rozložení v čase ukazují následující grafy Obr. 6 a 7.



Obr. 6 Graf normality reziduí výsledného modelu českého exportu do EU s prvními diferenciemi
Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl



Obr. 7 Graf reziduí výsledného modelu českého exportu do EU s prvními diferencemi
Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Dalším testovaným předpoklad v Tab. 13 je sériová nekorelovanost jednotlivých proměnných, tedy testujeme výskyt autokorelace, přičemž nám poslouží Durbin-Watsonův test pro testování autokorelace prvního řádu a dále Ljung-Boxův test k otestování výskytu autokorelace vyššího řádu (výběr řádu dle pravidla: $\sqrt{77}$, po zaokrouhlení 9. řád). Z tabulky lze jednoznačně vyčíst, že p -hodnoty D-W i L-B testu jsou vyšší než je hladina významnosti, nezamítám tedy nulovou hypotézu o tom, že se autokorelace ať prvního či vyššího řádu nevyskytuje.

Dále bylo v modelu otestováno, zdali hodnoty faktorů zvyšujících rozptyl u některé z proměnných nenasvědčuje výskytu multikolinearity, nicméně hodnoty VIF jsou u všech menší než 10, tedy neindikují problém s multikolinearitou.

Pomocí KPSS testu byla zkoumána stacionarita časových řad, přičemž jeho nulovou hypotézu o stacionaritě časové řady nebylo možné zamítnout, jelikož hodnota testovací statistiky byla ve všech případech menší než kritická hodnota hladiny významnosti 5 %.

Verifikačními testy bylo prokázáno, že na hladině významnosti jsou model i jeho parametry statisticky významné a že na dané hladině významnosti 5 % model splňuje předpoklady lineárního regresního modelu.

5.3.3 Ekonomická interpretace

Výsledná regresní rovnice modelu pro Evropskou unii má tuto podobu:

$$d_EXP_EU_sa_t = 16,6428*d_HDP_EU_sa_t + 450,288*d_CPIEU_t + 79,3819*d_REER_CZK_t$$

Z takto zapsané rovnice plyne několik věcí. Předně, znaménka u regresních parametrů jsou v souladu s očekáváním, tedy všechny proměnné mají na export kladný vliv.

Zvýší-li se přírůstek HDP o 1 mld. euro, pak toto zvýšení způsobí nárůst přírůstku exportu o koeficient β_1 , tedy o 16,6428 mil. euro.

Podobně je tomu u dalších proměnných, kdy při zvětšení přírůstku indexu spotřebitelských cen o 1 p. b., vzroste první diference exportu o 450,288 mil. euro, z pohledu reálného efektivního kurzu pak nárůst jeho přírůstku o 1 p. b., způsobuje také zvýšení exportu, jeho přírůstek se změní o 79,3819 mil. euro (v případě ceteris paribus).

5.4 Model českého exportu do Eurozóny

Při specifikaci modelu Eurozóny bylo opět využito daných proměnných HDP, CPI, Ir, HUR a REERCZK, které se vztahují k této oblasti. Prvotní model znázorňuje Tab. 14 a následující symbolický zápis:

$$EXP_EA_sa_t = \beta_1 * REERCZK_sa_t + \beta_2 * HDP_EA_sa_t + \beta_3 * CPIEA_t + \beta_4 * IrEAEU_t + \beta_5 * HUREA_t + \varepsilon_t$$

kde $EXP_EA_sa_t$ je vysvětlovanou proměnnou export ČR do Eurozóny, $REERCZK_sa_t$, $HDP_EA_sa_t$, $CPIEA_t$, $IrEAEU_t$ a $HUREA_t$ jsou vysvětlující proměnné reálný efektivní kurz koruny, HDP Eurozóny, úroková míra Eurozóny a harmonizovaná míra nezaměstnanosti v Eurozóně, β_1, \dots, β_5 jsou pak regresní koeficienty k jednotlivým proměnným a ε_t je chybový člen.

Tab. 14 Model českého exportu do Eurozóny s původními daty

Proměnná	Koeficient	p-hodnota
Const	-37768,6	< 0,001
REERCZK	-113,439	< 0,001
HDP_EA_sa	25,0956	< 0,001
CPIEA	613,808	< 0,001
IrEAEU	237,882	0,180
HUREA	495,684	< 0,001
Koeficient determinace		0,991
Adjustovaný koeficient determinace		0,991
Durbin-Watsonova statistika		0,727

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z Tab. 14 je patrné, že proměnná zastupující úrokovou míru (IrEAEU) je statisticky nevýznamná, byla tedy z modelu odstraněna.

Takto sestavený model však dle testování nesplňoval předpoklady klasického lineárního modelu, opět se vyskytovala autokorelace prvního i vyššího řádu, což opět vystihuje i hodnota D-W statistiky a zároveň model nebyl správně specifikován.

Byla tedy nutné model přespecifikovat a transformovat časové řady na první diference.

Po odstranění statisticky nevýznamných proměnných a úrovně konstanty, která taktéž nebyla prokázána jako statisticky významná, byl vytvořen následující model, který opět obsahuje diferencované proměnné HDP, CPI (pro Eurozónu) a reálný efektivní kurz koruny. Tento sestrojený model znázorňuje následný symbolický zápis a tabulka 15.

$$d_EXP_EA_sa_t = \beta_1 * d_HDP_EA_sa_t + \beta_2 * d_CPIEA_t + \beta_3 * d_REERCZK_t + \varepsilon_t$$

kde $d_EXP_EA_sa_t$ je vysvětlovanou proměnnou a tedy první diferencí českého exportu do Eurozóny, $d_HDP_EA_sa_t$, d_CPIEA_t a $d_REERCZK_t$ jsou regresory, tedy první diference HDP Eurozóny, CPI a reálného efektivního kurzu koruny, β_1 , β_2 , β_3 jsou regresními koeficienty příslušných parametrů modelu a ε_t je chybovým členem.

Tab. 15 Model českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi

Proměnná	Koeficient	<i>p</i> -hodnota
d_HDP_EA_sa	20,5719	0,001
d_REERCZK	47,2931	< 0,001
d_CPIEA	380,381	0,020
F (3, 74)		53,611
<i>P</i> -hodnota (<i>F</i> -test)		< 0,001
D-W statistika		2,087
Centrovaný koeficient determinace		0,614

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Koeficienty proměnných, které lze vyčíst z Tab. 15, mají shodně kladné znaménka, což je v souladu s očekáváním vzhledem k ekonomickým souvislostem. Takto specifikovaný model je třeba statisticky a ekonometricky otestovat, zda splňuje předpoklady klasického lineárního modelu. Během testování se však projevil strukturální zlom, výsledek QLR testu znázorňuje tabulka 16.

Tab. 16 QLR test modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi

Detekované období	<i>p</i> -hodnota	Závěr
Q1/2013	0,0109	Statisticky významný

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z tabulky 16 je patrné, že v prvním čtvrtletí roku 2013 se v modelu českého exportu do Eurozóny vyskytl statisticky významný strukturální zlom (*p*-hodnota menší než zvolená hladina významnosti 5%), který je třeba do modelu zahrnout. Důvod, proč je tento strukturální zlom průkazný může být například v pokračující ekonomické

recesi v daném roce. Dle ČSÚ: 2013 *Ekonomika a kvalita života (2014)* v tomto roce došlo ke snížení ekonomické úrovně ČR a mírně se snížila oproti průměru EU.

Po zahrnutí zlomu do modelu a následné úpravě (odstranění statisticky nevýznamné proměnné SZ_d_CPIEA) vznikl model, jehož symbolický zápis ukazuje následující rovnice:

$$d_EXP_EA_sa_t = \beta_1 * d_HDP_EA_sa_t + \beta_2 * d_CPIEA_t + \beta_3 * d_REERCZK_t + \beta_4 * SZ_t + \beta_5 * SZ_d_HDP_EA_sa_t + \beta_6 * SZ_d_REERCZK_t + \varepsilon_t$$

kde $d_EXP_EA_sa_t$ je vysvětlovanou proměnnou a tedy první diferencí českého exportu do Eurozóny, $d_HDP_EA_sa_t$, d_CPIEA_t a $d_REERCZK_t$ jsou vysvětlující proměnné již známé ze zápisu modelu českého exportu do EA s prvními diferencemi (viz Tab. 15), tedy první diference HDP Eurozóny, CPI a reálného efektivního kurzu koruny. Proměnná SZ_t je umělá proměnná znázorňující strukturální zlom v období 1. čtvrtletí roku 2013, $SZ_d_HDP_EA_sa_t$ a $SZ_d_REERCZK_t$ jsou rozdílové proměnné vytvořené jako součin umělé proměnné znázorňující strukturální zlom a prvních diferencí HDP Eurozóny a reálného efektivního kurzu. β_1, \dots, β_6 jsou regresními koeficienty příslušných proměnných a ε_t je chybový člen. Tento model znázorňuje i následující tabulka 17.

Tab. 17 Výsledný model českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi a strukturálním zlomem

Proměnná	Koeficient	<i>p</i> -hodnota
d_HDP_EA_sa	18,0183	< 0,001
d_REERCZK	78,1199	< 0,001
d_CPIEA	409,526	< 0,001
SZ	-483,477	0,009
SZ_d_HDP_EA_sa	28,2670	0,003
SZ_d_REERCZK	-202,777	< 0,001
F (3, 74)		36,531
<i>P</i> -hodnota (<i>F</i> -test)		< 0,001
D-W statistika		1,825
Centrovaný koeficient determinace		0,700

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Podíváme-li se na hodnoty koeficientů parametrů zkonstruovaného modelu z Tab. 17, je patrné, že souhlasí s očekáváním dle ekonomické teorie, v období před zlomem i po něm, je tedy možné dále pokročit k statistickým a ekonometrickým testům. Nejprve však srovnání dvou modelů, a to modelu v Tab. 15, tedy modelu českého exportu do EA s prvními diferencemi bez zlomu a v Tab. 17, tedy se zahrnutím strukturálního zlomu. Porovnání modelů ukazuje následující Tab. 18.

Tab. 18 Srovnání modelů českého exportu do Eurozóny

Kritéria	Model bez strukturálního zlomu	Model se strukturálním zlomem
Centrovaný koeficient determinace	0,614	0,700
Akaikovo kritérium	1148,639	1135,155
Schwarzovo kritérium	1155,670	1149,218
Hannan-Quinnovo kritérium	1151,451	1140,780

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z Tab. 18 je patrné, že hodnota centrovaného koeficientu determinace je v případě modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi a zahrnutým strukturálním zlomem větší, než v modelu bez zlomu, tedy zahrnutí tohoto zlomu zvyšuje vypovídající schopnost modelu. Zároveň jsou pro model se strukturálním zlomem všechna informační kritéria menší, než pro model bez zlomu, model se zahrnutým strukturálním zlomem je tedy vhodnější a dále bude verifikován.

5.4.1 Statistická verifikace

V této podkapitole bude pomocí t -testu a F -testu testována statistická významnost parametrů modelu respektive modelu jako celku. Vzhledem k p -hodnotám u využitých proměnných (v Tab. 17) je zřejmé, že jsou statisticky významné, jelikož tyto hodnoty nepřesahují hodnotu hladiny významnosti 5 %. Statistickou významnost parametrů opět ověříme i pomocí konfidenčních intervalů jednotlivých proměnných, viz následující tabulka 19.

Tab. 19 95% Intervaly spolehlivosti parametrů modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi a strukturálním zlomem

Proměnná	Koeficient	Konfidenční interval (95 %)
d_HDP_EA_sa	18,0183	(13,0185; 23,0182)
d_REERCZK	78,1199	(38,6547; 117,585)
d_CPIEA	409,526	(203,492; 615,561)
SZ	-483,477	(-844,817; -122,136)
SZ_d_HDP_EA_sa	28,2670	(10,2394; 46,2945)
SZ_d_REERCZK	-202,777	(-300,540; -105,014)

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Z Tab. 19 vidíme, že konfidenční intervaly neobsahují ani v jednom případě hodnotu 0 a proměnné jsou tak statisticky významné.

Model jako celek testuje F -test, jehož výsledná statistika i p -hodnota jsou zachyceny v Tab. 17. Z p -hodnoty, která je menší než hladina významnosti, vyplývá, že

nulová hypotéza F -testu o statistické nevýznamnosti modelu je zamítnuta ve prospěch alternativní hypotézy o jeho statistické významnosti. Hodnota centrovaného koeficientu determinace poukazuje na to, že model vysvětluje export ze 70 %.

Porovnání vývoje skutečných a vyrovnaných hodnot exportu v čase znázorňuje graf v příloze F.

5.4.2 Ekonometrická verifikace

Dále je třeba ověřit pomocí ekonometrického testování, zda model splňuje předpoklady klasického lineárního modelu, tedy jmenovitě bude zkoumána správná specifikace modelu, výskyt autokorelace, heteroskedasticita, normální rozdělení chybové složky a multikolinearita.

Využití testy a jejich p -hodnoty, stejně jako výsledky testování shrnuje následující Tab. 20, přičemž dále jsou tyto výsledky komentovány.

Tab. 20 Ekonometrické testy výsledného modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi a strukturálním zlomem

Využitý test	Nulová hypotéza	p -hodnota	Závěr testu
LM test mocniny	Model je správně specifikován	0,753	Nezamítáme H_0
RESET test druhé a třetí mocniny		0,345	Nezamítáme H_0
RESET test druhé mocniny		0,169	Nezamítáme H_0
RESET test třetí mocniny		0,171	Nezamítáme H_0
B-P test	Homoskedasticita	0,635	Nezamítáme H_0
White test		0,167	Nezamítáme H_0
Chí kvadrát	Normální rozdělení reziduí	0,458	Nezamítáme H_0
Shapiro-Wilkův		0,512	Nezamítáme H_0
Jarque-Bery		0,538	Nezamítáme H_0
Durbin-Watson	Nevyskytuje se autokorelace 1. řádu	0,204	Nezamítáme H_0
Ljung-Box	Nevyskytuje se autokorelace vyššího řádu (9.)	0,513	Nezamítáme H_0
Proměnná	Hodnota VIF	Závěr	
d_HDP_EA_sa	1,513	Neindikuje multikolinearitu	
d_REERCZK	1,356	Neindikuje multikolinearitu	
d_CPIEA	1,260	Neindikuje multikolinearitu	
SZ	4,634	Neindikuje multikolinearitu	
SZ_d_HDP_EA_sa	5,179	Neindikuje multikolinearitu	

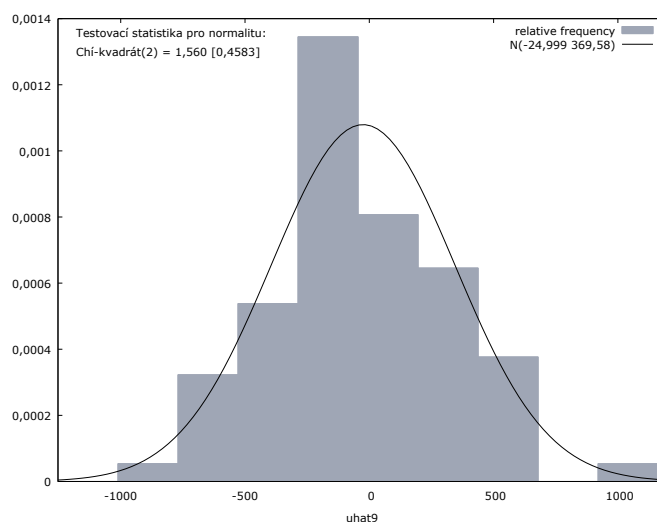
SZ_d_REERCZK	1,364	Neindikuje multikolinearitu
--------------	-------	-----------------------------

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Předpoklad správné specifikace testujeme pomocí LM testu a RESET testu. Z p -hodnot, které jsou v tabulce 20 uvedeny, je patrné, že jejich hodnota je větší než hodnota hladiny významnosti 5 %. Z tohoto důvodu, nelze nulovou hypotézu o jeho správné specifikaci zamítnout. Z výše uvedeného tedy vyplývá, že model je na dané hladině významnosti správně specifikován.

Dalším otestovaným předpokladem je konstantní rozptyl chybové složky, tedy homoskedasticita. K ověření, zdali se v regresním modelu nevyskytuje heteroskedasticita, slouží White a Breusch-Pagan testy. P -hodnoty těchto testů jsou větší než příslušná hladina významnosti 5 %, nelze tedy nulovou hypotézu o homoskedasticitě zamítnout.

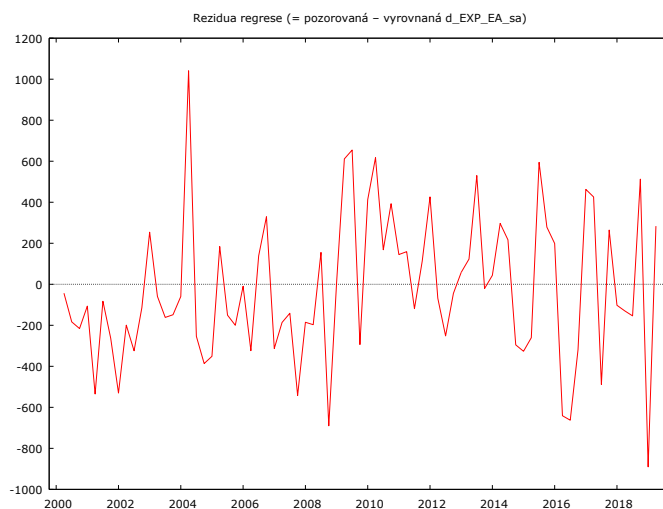
K otestování předpokladu o normálním rozdělení reziduí je využito testů Chí kvadrát, Shapiro-Wilkův a Jarque-Bery. U všech využitých testů je p -hodnota větší, než je hladina významnosti 5 %, a proto nezamítáme nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí. Rozložení reziduí poukazuje následující graf Obr. 8



Obr. 8 Graf normality reziduí výsledného modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferenciemi a strukturálním zlomem

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Ke grafickému zobrazení normality reziduí lze přidat i zobrazení oscilace reziduí okolo střední nulové hodnoty, viz Obr. 9.



Obr. 9 Graf rozdělení reziduí výsledného modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi a strukturálním zlomem

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

I z těchto grafů (Obr. 8 a 9) je patrné, že rezidua daného modelu mají normální rozdělení a v čase se pohybují okolo nulové střední hodnoty. Předpoklad normality reziduí je splněn.

K otestování výskytu autokorelace je využito Durbin-Watsonova testu pro autokorelaci prvního řádu a Ljung-Boxova testu pro určení výskytu autokorelace vyššího řádu (opět se jedná o řád 9). *P*-hodnoty těchto využitých testů jsou větší než hodnota hladiny významnosti, tedy 0,05. Z tohoto důvodu nejsou nulové hypotézy těchto verifikačních testů zamítnuty. Předpoklad o nevyskytující se autokorelaci je tedy, na dané hladině významnosti, ve využitém regresním modelu splněn. Zároveň lze případný problém s autokorelací vyčíst z hodnoty *D-W* statistiky. Hodnota této statistiky u modelu Eurozóny je 1,825, což znamená, že autokorelace se v modelu nevyskytuje (hodnota je blízká 2).

Dále byla zkoumána multikolinearita pomocí faktorů zvyšujících rozptyl, tedy *VIF*. V Tab. 20 si lze všimnout vyšších hodnot faktorů zvyšujících rozptyl u proměnných *SZ* a *SZ_d_HDP_EA_sa*, nicméně tyto hodnoty jsou stále menší než 10, z čehož vyplývá, že *VIF* neindikují problém s multikolinearitou.

Z důvodu práce s časovými řadami bylo nutné otestovat, zda využitě časové řady proměnných jsou stacionární, případně zda jsou kointegrované a nevyskytuje se falešná regrese. Stacionarita byla opět otestována pomocí *KPSS* testu, jehož nulová hypotéza poukazuje na stacionaritu časové řady. Časová řada proměnné *SZ* (strukturální zlom) a *SZ_d_HDP_EA_sa* nebyly prokázány jako stacionární, nicméně jelikož je model v prvních diferencích, není třeba se obávat falešné regrese.

K indikaci falešné regrese slouží i hodnoty *D-W* statistiky a koeficientu determinace. Z hodnoty *D-W* statistiky (viz Tab. 17) vyplývá, že falešná regrese nehrozí, neboť tato hodnota je větší než koeficient determinace.

Shrneme-li poznatky testů, pak pomocí ekonometrických a statistických verifikací bylo prokázáno, že model je na zvolené hladině významnosti statisticky významný, stejně jako jeho parametry a je správně specifikován. Dále se v něm nevyskytuje heteroskedasticita, autokorelace prvního a devátého řádu, ani problém s multikolinearitou. Rezidua výsledného regresního modelu mají normální rozdělení a oscilují kolem nulové střední hodnoty.

5.4.3 Ekonomická interpretace

Regresní rovnice pro model Eurozóny má takový tvar:

$$d_EXP_EA_sat = 18,0183*d_HDP_EA_sat + 409,526*d_CPIEA_t + 78,1199*d_REER_CZK_t - 483,477*SZ_t + 28,2670*SZ_d_HDP_EA_sat - 202,777*SZ_d_REERCZK_t$$

Z výše uvedené rovnice je opět patrné, že koeficienty regresního modelu mají taková znaménka, která byla očekávána. V období před zlomem, tedy před 1. čtvrtletím 2013 vypadá situace obdobně jako v případě českého exportu do Německa či Evropské unie.

Zvýšení první diference HDP Eurozóny o 1 mld. euro způsobí růst absolutního přírůstku českého exportu do EA o 18,0183 mil. euro, jelikož s růstem HDP roste i poptávka a je třeba zboží dovážet. Zvýšením první diference spotřebitelského indexu o 1 p. b., vzroste hodnota první diference exportu o 409,526 mil. euro. Toto zvýšení je způsobeno tím, že při zvýšení cenové hladiny v zahraničí euro apreciuje, což zlevňuje české zboží. Zvýšení přírůstku reálného efektivního kurzu o 1 p. b., pak způsobí zvýšení první diference exportu o 78,1199 mil. euro.

Zvláštní situace nastane v prvním čtvrtletí roku 2013, kdy dochází ke strukturálnímu zlomu, kdy při jinak neměnných podmínkách se snižuje úroveň prvních diferencí exportu (proměnná SZ) na -483,477 mil. euro. Proměnná první diference HDP pak po tomto zlomu, při zvýšení o 1 mld. euro zvýší hodnotu první diference českého exportu do Eurozóny o hodnotu součtu $\beta_{1+} \beta_5$, tedy v číselném vyjádření 46,2853 mil. euro. Proměnná první diference reálného efektivního kurzu pak při zvýšení o 1 p. b., v období od 1. čtvrtletí 2013 způsobí snížení prvních diferencí exportu o hodnotu $\beta_{3+} \beta_6$, tedy číselně o -124,6571 mil. euro.

Zajímavá je skutečnost změny znaménka u proměnné REER, přičemž již v metodice bylo předesláno, že její vliv může být diskutabilní v rámci ČR. Zatímco před zlomem růst této proměnné způsoboval zvyšování absolutního přírůstku exportu, po zlomu je situace opačná. Tuto změnu si lze vysvětlit tím, že zatímco v období před strukturálním zlomem růst reálného efektivního kurzu z důvodu kladné obchodní bilance a tlaku na produktivitu firem pomáhá růstu českého exportu, v období po zlomu následný růst REER snižuje konkurenceschopnost ČR, respektive se tímto růstem reálného efektivního kurzu zdražuje český export a tím se jeho hodnota snižuje.

6 Závěr

Cílem této bakalářské práce bylo s využitím ekonometrických metod identifikovat závislost exportu ČR na vývoji vybraných makroekonomických ukazatelích, které jsou jmenovitě HDP, reálný efektivní kurz koruny, míra inflace, míra nezaměstnanosti a úroková míra. Případná závislost pak měla být dle zadání verifikována ze statistického, ekonometrického a ekonomického hlediska. Ke splnění zadaného cíle práce bylo využito vícerozměrné regresní analýzy metodou OLS v softwaru Gretl.

Ke zkoumání bylo využito exportu ČR do uskupení, která patří mezi hlavní obchodní partnery České republiky, jmenovitě se jedná o Německo, Evropskou unii a Eurozónu. Zkoumaným obdobím bylo Q1/2000 – Q2/2019.

V teoretické části práce byla představena problematika týkající se zahraničního obchodu, spolu s ní byl uveden i ucelený pohled na český export jak z pohledu komoditního tak teritoriálního členění. Poté byly popsány faktory dle odborné literatury a také vybrané studie, které se tématem vlivu makroekonomických faktorů na export zabývají. V metodické části teorie byla popsána vstupní data, jednotlivé postupy a způsoby ověřování výsledků regresní analýzy, které jsem dále využil v praktické části.

V rámci praktické části bylo nejprve nutné odstranit sezónnost z časových řad exportu a HDP. Vysvětlovaná proměnná i jednotlivé vysvětlující proměnné, které vstupují do modelů, byly popsány spolu s jejich očekávaným vlivem na vysvětlovanou proměnnou.

Celkem jsou v práci vytvořeny tři výsledné vícerozměrné regresní modely, přičemž nejprve je popsána specifikace modelů, dále bylo modely nutné verifikovat pomocí statistických a ekonometrických testů a výsledky těchto testů byly komentovány. Jednotlivé modely vznikaly způsobem, kdy nejprve byl odhadnut model s původními daty, vycházející z ekonomické teorie, přičemž v takto vytvořeném modelu se objevovala autokorelace, heteroskedasticita, multikolinearita či nestacionarita časových řad. Z těchto důvodů jsem přikročil k transformaci dat na první diference. Využití prvních diferencí bylo nevyhnutelné, protože časové řady těchto makroekonomických ukazatelů prokazovaly podobný vývoj v čase.

Po odstranění statisticky nevýznamných proměnných a úroňové konstanty, která také nebyla statisticky významná na dané hladině významnosti, tak vznikly výsledné modely. Ve výsledných modelech exportu ČR vystupovaly ve všech třech případech stejné proměnné (tedy HDP, index spotřebitelských cen a reálný efektivní kurz), vždy pro danou zkoumanou oblast. Při modelování českého exportu do Eurozóny se projevil jako statisticky významný strukturální zlom.

Následně byly modely exportu ČR do Německa, Evropské unie a Eurozóny podrobeny statistickým a ekonometrickým testům, jestli splňují předpoklady lineárního regresního modelu. Z výsledků testování bylo prokázáno, že na zvolené hladině významnosti všechny modely splňovaly dané předpoklady, i přes výsledky některých testů (jmenovitě výsledek White testu u modelu exportu do Německa, přičemž výsledek Breusch-Paganova testu heteroskedasticitu neprokázal či výsledek Chí kvadrát testu u modelu exportu do EU, přičemž výsledky Shapiro-Wilk i Jarque-Bery

testů reziduí prokázaly jejich normální rozdělení na zvolené hladině významnosti 5 %). Dle testování pomocí faktorů zvyšujících rozptyl se výskyt multikolinearity v modelech neprokázal. Po ekonometrické a statistické verifikaci byly regresní modely interpretovány z ekonomického hlediska.

Prvním modelem byl regresní model s vysvětlovanou proměnnou první diferencí exportu ČR do Německa, přičemž jako regresory vystupovaly první diference HDP, CPI a reálného efektivního kurzu. Vliv těchto regresorů splňoval očekávání, znaménka regresních koeficientů byla kladná, jak bylo avizováno při popisu těchto proměnných.

Dalším modelovaným byl export do Evropské unie, přičemž i v tomto případě byly regresními parametry první diference proměnných HDP, CPI a REER, vysvětlovanou proměnnou zde zastupoval přírůstek exportu ČR do EU. Vliv těchto proměnných byl opět kladný, což bylo v souladu s očekáváním.

Poslední vytvořený model popisoval export do Eurozóny, přičemž jako vysvětlovaná proměnná zde vystupovala první diference exportu ČR do Eurozóny a vysvětlující proměnné byly opět přírůstky HDP, CPI a reálného efektivního kurzu. Mimo zmíněné proměnné byl do modelu zahrnut i strukturální zlom v prvním čtvrtletí roku 2013, který změnil původní úroveň, a následně i rozdílové proměnné první diference HDP a REER, které vznikly součinem těchto prvních diferencí s umělou proměnnou simulující strukturální zlom. V tomto modelu byly hodnoty regresních koeficientů (resp. jejich znaménka) v souladu s očekáváním. V období před zlomem byly koeficienty kladné, zatímco po zlomu se koeficient proměnné první diference reálného efektivního kurzu snížil a změnil se na zápornou hodnotu. Tento fakt lze vysvětlit tak, že zatímco v prvním období před zlomem růst prvních diferencí reálného efektivního kurzu působil kladně a napomáhal českému exportu do Eurozóny, po tomto strukturálním zlomu růst prvních diferencí REER zdražoval český export do EA, proto snižoval hodnotu absolutních přírůstků českého exportu do tohoto regionu.

Z přílohy F, kde je možné spatřit grafy skutečných a vyrovnaných hodnot českého exportu, je patrné, že první diference českého exportu do EU a EA mají v čase podobný průběh, nicméně statisticky významný zlom byl detekován pouze pro Eurozónu.

Dle hodnot centrovaných koeficientů determinace popisuje regresní model model Německa 53,5 %, model Evropské unie 67,9 % a model Eurozóny 70 % volatility. Tyto nižší hodnoty jsou způsobeny využitím právě prvních diferencí. Provedené regresní analýzy splnily svůj cíl, tedy byly identifikovány závislosti mezi exportem a vývojem makroekonomických ukazatelů.

Je nutné si uvědomit, že na export jako takový nepůsobí pouze tyto makroekonomické ukazatele, nýbrž i jiné, které by mohli být statisticky průkazné, a nebyly při mé analýze zahrnuty. Dalším statisticky významným ukazatel by například mohly být průměrné platy v daných zemích, spotřeba nebo zahraniční investice. Na export však nepůsobí jen tyto kvantifikované ukazatele, nýbrž i mnoho dalších faktorů, jako jsou například bilaterální dohody či politická situace.

Fakt, že některé využití proměnné byly statisticky nevýznamné, mne nepřekvapil. V případě míry nezaměstnanosti (v práci využita harmonizovaná míra nezaměstnanosti) si její nevýznamnost vysvětlují tím, že dlouhodobě se drží na malé hladině a na celkový export nemá statisticky významný vliv (možná na export některých z komodit). Nicméně do budoucna, kdy hrozí, že pod tendencemi snižování výrobních nákladů (resp. nákladů na práci) bude v mnoha odvětvích nahrazena lidská práce technikou, se tento ukazatel může stát statisticky průkazným. Co se týče úrokové míry, dle mého může být statisticky významná v některých třídách exportu, nicméně export jako celek významně neovlivňuje.

Z teoretické části práce je zřetelné, že Německo potažmo státy Evropské unie jsou pro Českou republiku jedněmi z největších obchodních partnerů, kdy do Německa proudí přes 30 % celkového českého exportu, z čehož necelých 60 % tvoří stroje a dopravní prostředky. Globální ekonomika v posledních měsících zpomaluje a i kvůli dalším vlivům jako například ekologické závazky států či trend elektromobility, se může stát, že část české produkce nenajde v zahraničí odbyt, tedy alespoň v případě, kdy výrobci na tyto hrozby nezareagují. Z tohoto důvodu se mi jeví jako vhodné stále pro export nalézat nové trhy, do nichž by bylo snadné proniknout. Tímto by exportéři sami alespoň z části mohli zabránit propadu exportu ČR v případě, kdy by nastala krize například v Německu či EU.

Zkoumání závislosti vývoje exportu na různých makroekonomických ukazatelích je nejen v ČR častým výzkumným problémem, analýz či studií existuje již celá řada. Pro další analyzování exportu České republiky by bylo dle mého vhodné se zaměřit na určité skupiny SITC, například na finančně nejobjemnější skupinu, tedy na stroje a dopravní prostředky. V tomto případě by se s určitým časovým odstupem mohla projevit jako statisticky významný zlom tendence k ekologičtějšímu chování, jelikož zejména mladí lidé v poslední nemají o automobily takový zájem a hledají jiné, ekologičtější alternativy přepravy. Také by se mohla jako statisticky významná projevit úroková míra, jelikož stroje a dopravní prostředky jsou často pořizovány firmami jako investice do technického vybavení.

7 Seznam použité literatury

Literární zdroje

1. ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada, 2007. ISBN 9788024713199.
2. ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Finanční časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada, 2003. ISBN 8024703300.
3. BENEŠ, Vlastislav. *Zahraniční obchod: [příručka pro obchodní praxi]*. Praha: Grada, 2004. ISBN 8024705583.
4. BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. 2nd ed. New York: Cambridge University Press, 2008. ISBN 978-0-521-69468-1.
5. CIHELKOVÁ, Eva. *Mezinárodní ekonomie II*. V Praze: C.H. Beck, 2008. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-054-6.
6. CIHELKOVÁ, Eva. *Vnější ekonomické vztahy Evropské unie*. Praha: C.H. Beck, 2003. Beckova edice ekonomie. ISBN 8071798045.
7. CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 9788086929934.
8. FOJTÍKOVÁ, Lenka. *Zahraničně obchodní politika ČR: historie a současnost (1945-2008)*. Praha: C.H. Beck, 2009. Beckova edice ekonomie. ISBN 978-80-7400-128-4.
9. GUJARATI, Damodar N. *Basic econometrics*. 4th ed. Boston: McGraw Hill, 2003. ISBN 0-07-112342-3.
10. HINDLS, Richard. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.
11. HOLMAN, Robert. *Ekonomie*. 6. vydání. V Praze: C.H. Beck, 2016. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-807-4002-786.
12. HOLMAN, Robert. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. Praha: C.H. Beck, 2004. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 8071797642.
13. HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 9788024513003.
14. JUREČKA, Václav a Ivana JÁNOŠÍKOVÁ. *Makroekonomie: základní kurs*. 2. vyd. Ostrava: VŠB - Technická univerzita Ostrava, 2009. ISBN 978-80-248-2065-1.
15. LACINA, Lubor. *Makroekonomie otevřené ekonomiky*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, 2001. ISBN 80-7157-488-0.
16. MANKIW, N. Gregory. *Zásady ekonomie*. Praha: Grada, 1999. Profesionál. ISBN 8071698911.

17. PAVELKA, František a Petr KLÍMEK. *Aplikovaná statistika*. Brno: Vysoké učení technické v Brně, Fakulta managementu a ekonomiky ve Zlíně, 2000. ISBN 8021415452.
18. PEPRNÝ, Aleš a Ladislav STEJSKAL. *Mezinárodní obchod*. V Brně: Mendelova univerzita, 2011. ISBN 978-80-7375-541-6.
19. PLCHOVÁ, Božena. *Zahraniční ekonomické vztahy ČR. 3.*, přeprac. vyd. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1285-3.
20. PROCHÁZKOVÁ, J. *Devizový kurz koruny jako determinant českého exportu*. Diplomová práce. Brno: MENDELU Brno, 2010. 61.
21. SAMUELSON, Paul Anthony a William D. NORDHAUS. *Ekonomie: 18. vydání*. Praha: NS Svoboda, 2007. ISBN 80-205-0590-3.
22. SVATOŠ, Miroslav. *Zahraniční obchod: teorie a praxe*. Praha: Grada, 2009. Expert (Grada). ISBN 978-802-4727-080.
23. SOUČEK, Eduard. *Statistika pro ekonomy*. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu, 2006. ISBN 8086730069.
24. SYNEK, Miloslav, Heřman KOPKÁNĚ a Markéta KUBÁLKOVÁ. *Manažerské výpočty a ekonomická analýza*. V Praze: C.H. Beck, 2009. Beckova edice ekonomie. ISBN 9788074001543.
25. ŠEVELA, M. *Gravity-type model for Czech agricultural export*. Agricultural Economics. 2002, vol. 48, issue 10, s. 463–466.
26. ŠTĚRBOVÁ, Ludmila. *Mezinárodní obchod ve světové krizi 21. století*. Praha: Grada, 2013. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-4694-4.
27. ŠTRACH, Pavel. *Mezinárodní management*. Praha: Grada, 2009. Expert (Grada). ISBN 9788024729879.

Elektronické zdroje

28. BENÁČEK, Vladimír, Jiří PODPIERA a Ladislav PROKOP. *Česká národní banka: Determining Factors of Czech Foreign Trade: A Cross-Section Time Series Perspective* [online]. 2005 [cit. 2019-01-21]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/en/research/research_publications/cnb_wp/download/cnbwp_2005_03.pdf
29. Česká manažerská asociace: *Zpráva o globální konkurenceschopnosti* [online]. 2018 [cit. 2019-01-02]. Dostupné z: <https://www.cma.cz/zprava-o-globalni-konkurenceschopnosti-2018-2019/>
30. ČNB: *Metodický list* [online]. 2019 [cit. 2019-11-18]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/reer_cs.pdf

31. ČSÚ: *Analýza ZO* [online]. 2013 [cit. 2019-01-21]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20533828/118613a01.pdf/e96f696f-ad35-4d5e-b898-471cee934f43?version=1.0>
32. ČSÚ: *2013 Ekonomika a kvalita života* [online]. 2014 [cit. 2019-12-13]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/2013-_ekonomika_a_kvalita_zivota
33. METODIKA ČSÚ [online]. 2019 [cit. 2019-10-10]. Dostupné z: https://apl.czso.cz/pll/stazo/SS?j=Metodika_CS.html
34. MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU. *Statistiky zahraničního obchodu* [online]. 2019 [cit. 2019-01-23]. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/cz/zahranicni-obchod/statistiky-zahranicniho-obchodu/komentar-ministerstva-prumyslu-a-obchodu-cr-k-vysledkum-zahranicniho-obchodu-za-listopad-2018--242895/>
35. ROSE, A. K. *ONE MONEY, ONE MARKET: ESTIMATING THE EFFECT OF COMMON CURRENCIES ON TRADE* [online]. 1999 [cit. 2019-01-21]. Dostupné z: <https://www.nber.org/papers/w7432.pdf>
36. TOMŠÍK, Vladimír. *Regresní analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–1998. Finance a úvěr* [online]. 2001 [cit. 2019-01-21]. Dostupné z: http://journal.fsv.cuni.cz/storage/79_006_str_46_58.pdf

Zdroje dat

ČNB: ARAD - Systém časových řad [online]. 2019 [cit. 2019-11-18]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/stat.arady_pkg.strom_drill?p_strid=AECC&p_lang=CS

ČSÚ [online]. 2019 [cit. 2019-02-03]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/katalog-produktu>

EUROSTAT: Databáze národních účtů [online]. 2019 [cit. 2019-11-18]. Dostupné z: <https://ec.europa.eu/eurostat/web/national-accounts/data/database>

OECD (2019), Harmonised unemployment rate (HUR) (indicator). doi: 10.1787/52570002-en (Accessed on 03 October 2019)

OECD (2019), Inflation (CPI) (indicator). doi: 10.1787/eee82e6e-en (Accessed on 03 October 2019)

OECD (2019), Long-term interest rates (indicator). doi: 10.1787/662d712c-en (Accessed on 06 October 2019)

8 Seznam tabulek

Tab. 1	Export České republiky podle SITC v letech 2013-2018, v mil. Kč.....	22
Tab. 2	Export České republiky v teritoriálním členění a SITC v roce 2018, v mil. Kč	23
Tab. 3	Export České republiky do 10ti zemí s největším objemem exportu v roce 2018, v mil Kč	24
Tab. 4	Model českého exportu do Německa s původními daty	43
Tab. 5	Výsledný model českého exportu do Německa s prvními diferencemi	44
Tab. 6	95% Intervaly spolehlivosti parametrů výsledného modelu českého exportu do Německa s prvními diferencemi.....	45
Tab. 7	QLR test výsledného modelu českého exportu do Německa s prvními diferencemi.....	46
Tab. 8	Ekonometrické testy výsledného modelu českého exportu do Německa s prvními diferencemi	46
Tab. 9	Model českého exportu do EU s původními daty	50
Tab. 10	Výsledný model českého exportu do EU s prvními diferencemi.....	51
Tab. 11	95% Intervaly spolehlivosti parametrů výsledného modelu českého exportu do EU s prvními diferencemi	52
Tab. 12	QLR test výsledného modelu českého exportu do EU s prvními diferencemi.....	52
Tab. 13	Ekonometrické testy výsledného modelu českého exportu do EU s prvními diferencemi	53
Tab. 14	Model českého exportu do Eurozóny s původními daty	56
Tab. 15	Model českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi.....	57
Tab. 16	QLR test modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi .	57
Tab. 17	Výsledný model českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi a strukturálním zlomem	58
Tab. 18	Srovnání modelů českého exportu do Eurozóny	59

Tab. 19	95% Intervaly spolehlivosti parametrů modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi a strukturálním zlomem.....	59
Tab. 20	Ekonometrické testy výsledného modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi a strukturálním zlomem	60

9 Seznam grafů

Obr. 1	Graf vývoje zahraničního obchodu a HDP ČR, v mil. Kč Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování	19
Obr. 2	Bilance zahraničního obchodu ČR se zbožím a službami, v mil. Kč Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování	20
Obr. 3	Export ČR do Německa dle tříd klasifikace SITC za rok 2018, v mil. Kč Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování.....	25
Obr. 4	Graf normality reziduí výsledného modelu českého exportu do Německa s prvními diferencemi Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl	48
Obr. 5	Graf reziduí výsledného modelu českého exportu do Německa s prvními diferencemi Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl	48
Obr. 6	Graf normality reziduí výsledného modelu českého exportu do EU s prvními diferencemi Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl.....	54
Obr. 7	Graf reziduí výsledného modelu českého exportu do EU s prvními diferencemi Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl	55
Obr. 8	Graf normality reziduí výsledného modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi a strukturálním zlomem Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl	61
Obr. 9	Graf rozdělení reziduí výsledného modelu českého exportu do Eurozóny s prvními diferencemi a strukturálním zlomem Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl	62

Přílohy

A Vstupní data pro Německo

Období	Export (mil. euro)	HDP (mld. euro)	HUR	Ir	CPI	REER
Q1/2000	3153,60	514,61	8,13	5,46	1,55	76,27
Q2/2000	3155,38	519,39	8,00	5,26	1,11	75,59
Q3/2000	2993,93	532,10	7,90	5,25	1,38	75,36
Q4/2000	3439,16	542,99	7,77	5,08	1,73	77,40
Q1/2001	3783,46	530,25	7,67	4,75	1,72	78,38
Q2/2001	3516,25	532,36	7,67	4,96	2,54	78,84
Q3/2001	3282,45	547,22	7,83	4,88	2,02	80,31
Q4/2001	3642,98	562,71	8,03	4,60	1,66	83,17
Q1/2002	3629,50	531,01	8,17	4,98	2,00	86,13
Q2/2002	3885,19	539,78	8,40	5,11	1,29	90,25
Q3/2002	3639,32	560,27	8,73	4,61	1,22	90,69
Q4/2002	3691,10	567,06	9,10	4,42	1,18	87,52
Q1/2003	3851,95	535,48	9,50	4,04	1,13	86,94
Q2/2003	4033,26	541,56	9,73	3,86	0,79	89,50
Q3/2003	3821,34	562,93	9,80	4,09	1,05	85,64
Q4/2003	4221,13	571,60	9,80	4,29	1,17	87,38
Q1/2004	4293,79	550,18	10,07	4,06	0,97	85,80
Q2/2004	5261,36	560,16	10,30	4,22	1,86	88,87
Q3/2004	4821,86	570,66	10,37	4,11	1,82	88,37
Q4/2004	5172,98	581,52	10,60	3,75	2,01	91,54
Q1/2005	5199,40	550,54	10,83	3,60	1,62	93,01
Q2/2005	5403,05	568,04	11,20	3,30	1,24	91,36
Q3/2005	5120,43	578,39	11,17	3,17	1,64	93,27
Q4/2005	5382,47	591,34	10,83	3,34	1,68	93,97
Q1/2006	5892,99	574,77	10,50	3,48	1,71	95,19
Q2/2006	5998,38	586,07	10,20	3,94	1,84	96,93
Q3/2006	5829,29	600,94	9,90	3,88	1,47	96,93
Q4/2006	6453,32	623,30	9,57	3,76	1,29	98,03
Q1/2007	6838,14	607,99	9,03	4,00	1,79	97,62
Q2/2007	6695,00	614,05	8,60	4,33	2,06	96,21
Q3/2007	6636,28	630,14	8,43	4,34	2,27	100,09
Q4/2007	7308,02	647,37	8,20	4,19	3,08	106,24
Q1/2008	7765,29	626,24	7,80	3,93	2,95	113,34
Q2/2008	8052,66	637,83	7,50	4,25	2,89	116,23
Q3/2008	7813,03	641,49	7,13	4,26	3,08	114,60
Q4/2008	6851,40	640,93	7,10	3,50	1,61	109,07
Q1/2009	6349,99	594,03	7,47	3,07	0,82	107,62
Q2/2009	6436,55	597,35	7,77	3,32	0,27	109,42
Q3/2009	6724,88	618,74	7,83	3,30	-0,24	113,49

Q4/2009	6779,72	635,61	7,60	3,19	0,41	109,72
Q1/2010	7361,96	616,59	7,33	3,18	0,81	110,16
Q2/2010	7812,12	627,50	7,03	2,78	1,11	107,71
Q3/2010	8299,10	651,38	6,77	2,42	1,11	112,89
Q4/2010	8983,34	668,93	6,60	2,60	1,38	110,28
Q1/2011	9379,81	659,01	6,23	3,14	1,88	113,64
Q2/2011	9451,23	660,42	5,90	3,10	2,00	114,30
Q3/2011	9263,28	682,29	5,73	2,26	2,20	113,12
Q4/2011	9605,76	691,84	5,57	1,93	2,22	109,16
Q1/2012	9967,26	678,51	5,43	1,83	2,14	112,64
Q2/2012	9493,14	672,11	5,40	1,42	1,86	108,11
Q3/2012	9441,30	692,94	5,33	1,36	2,02	111,20
Q4/2012	9535,77	701,75	5,30	1,37	2,01	108,88
Q1/2013	9261,23	682,36	5,37	1,47	1,55	108,11
Q2/2013	9314,45	692,93	5,27	1,34	1,51	108,38
Q3/2013	9619,92	714,67	5,20	1,73	1,63	107,54
Q4/2013	10051,29	721,39	5,10	1,75	1,34	101,51
Q1/2014	10549,33	716,70	5,10	1,61	1,21	102,36
Q2/2014	10358,06	717,36	5,00	1,35	1,08	101,04
Q3/2014	10598,49	740,72	5,00	0,99	0,85	100,46
Q4/2014	10672,50	752,65	4,93	0,70	0,50	100,92
Q1/2015	11117,70	738,03	4,77	0,31	-0,05	98,86
Q2/2015	11078,69	743,60	4,70	0,49	0,97	99,85
Q3/2015	11454,67	766,75	4,57	0,66	0,73	101,73
Q4/2015	12117,82	781,69	4,47	0,53	0,41	101,10
Q1/2016	12088,85	762,12	4,33	0,26	0,30	101,98
Q2/2016	12013,62	779,71	4,27	0,08	0,13	102,02
Q3/2016	11433,25	789,19	4,10	-0,12	0,50	102,69
Q4/2016	12061,41	803,08	3,93	0,15	1,03	102,48
Q1/2017	13134,85	793,76	3,90	0,29	1,64	102,83
Q2/2017	13063,00	796,10	3,83	0,27	1,43	106,23
Q3/2017	12737,47	818,42	3,70	0,39	1,55	108,19
Q4/2017	13647,34	836,71	3,60	0,33	1,42	109,97
Q1/2018	13751,22	819,26	3,50	0,55	1,32	111,04
Q2/2018	13843,67	827,66	3,40	0,42	1,73	109,71
Q3/2018	13249,72	836,96	3,37	0,31	1,88	111,01
Q4/2018	14772,36	860,49	3,30	0,30	1,99	109,66
Q1/2019	14044,71	842,07	3,20	0,07	1,37	110,50
Q2/2019	14267,20	844,73	3,13	-0,16	1,70	111,46

B Vstupní data pro Evropskou unii

Období	Export (mil. euro)	HDP (mld. euro)	HUR	Ir	CPI	REER
Q1/2000	6346,22	2324,22	9,20	5,62	3,53	76,27
Q2/2000	6759,63	2399,88	9,07	5,42	3,27	75,59
Q3/2000	6583,81	2401,73	8,93	5,44	3,53	75,36
Q4/2000	7616,00	2541,37	8,77	5,27	3,57	77,40
Q1/2001	8072,54	2430,69	8,70	4,99	3,13	78,38
Q2/2001	8244,87	2512,84	8,70	5,19	3,80	78,84
Q3/2001	7643,84	2500,34	8,73	5,12	3,20	80,31
Q4/2001	8540,22	2630,46	8,87	4,81	2,73	83,17
Q1/2002	8600,56	2520,63	8,97	5,14	3,07	86,13
Q2/2002	9042,54	2598,27	9,03	5,26	2,43	90,25
Q3/2002	8483,58	2596,25	9,10	4,76	2,30	90,69
Q4/2002	9083,92	2717,35	9,10	4,54	2,40	87,52
Q1/2003	9261,60	2569,73	9,13	4,15	2,33	86,94
Q2/2003	9549,98	2615,41	9,13	3,96	2,00	89,50
Q3/2003	9036,41	2633,44	9,20	4,17	2,10	85,64
Q4/2003	9995,11	2766,47	9,23	4,37	2,13	87,38
Q1/2004	10150,46	2671,17	9,30	4,15	1,87	85,80
Q2/2004	12601,00	2772,04	9,23	4,36	2,40	88,87
Q3/2004	11759,08	2768,79	9,20	4,21	2,43	88,37
Q4/2004	12896,32	2901,15	9,17	3,85	2,43	91,54
Q1/2005	12540,52	2771,34	9,10	3,67	2,20	93,01
Q2/2005	13595,18	2898,78	9,10	3,41	2,13	91,36
Q3/2005	13240,85	2883,33	8,93	3,26	2,43	93,27
Q4/2005	14628,79	3049,25	8,83	3,42	2,40	93,97
Q1/2006	15415,95	2942,50	8,60	3,56	2,33	95,19
Q2/2006	16019,07	3041,94	8,30	4,05	2,53	96,93
Q3/2006	15675,29	3051,84	8,13	3,97	2,30	96,93
Q4/2006	18114,42	3239,88	7,90	3,86	2,03	98,03
Q1/2007	18570,37	3139,79	7,50	4,08	2,20	97,62
Q2/2007	18705,33	3228,68	7,23	4,43	2,17	96,21
Q3/2007	18481,76	3234,62	7,13	4,47	2,10	100,09
Q4/2007	20884,63	3400,60	6,93	4,34	3,03	106,24
Q1/2008	21873,14	3216,86	6,83	4,15	3,57	113,34
Q2/2008	22612,17	3301,56	6,90	4,51	3,97	116,23
Q3/2008	21398,20	3263,91	7,03	4,60	4,33	114,60
Q4/2008	19130,82	3299,78	7,43	4,17	2,90	109,07
Q1/2009	16276,71	2973,21	8,33	4,15	1,70	107,62
Q2/2009	16802,31	3062,51	8,90	4,18	0,90	109,42
Q3/2009	17511,58	3078,40	9,20	3,95	0,37	113,49

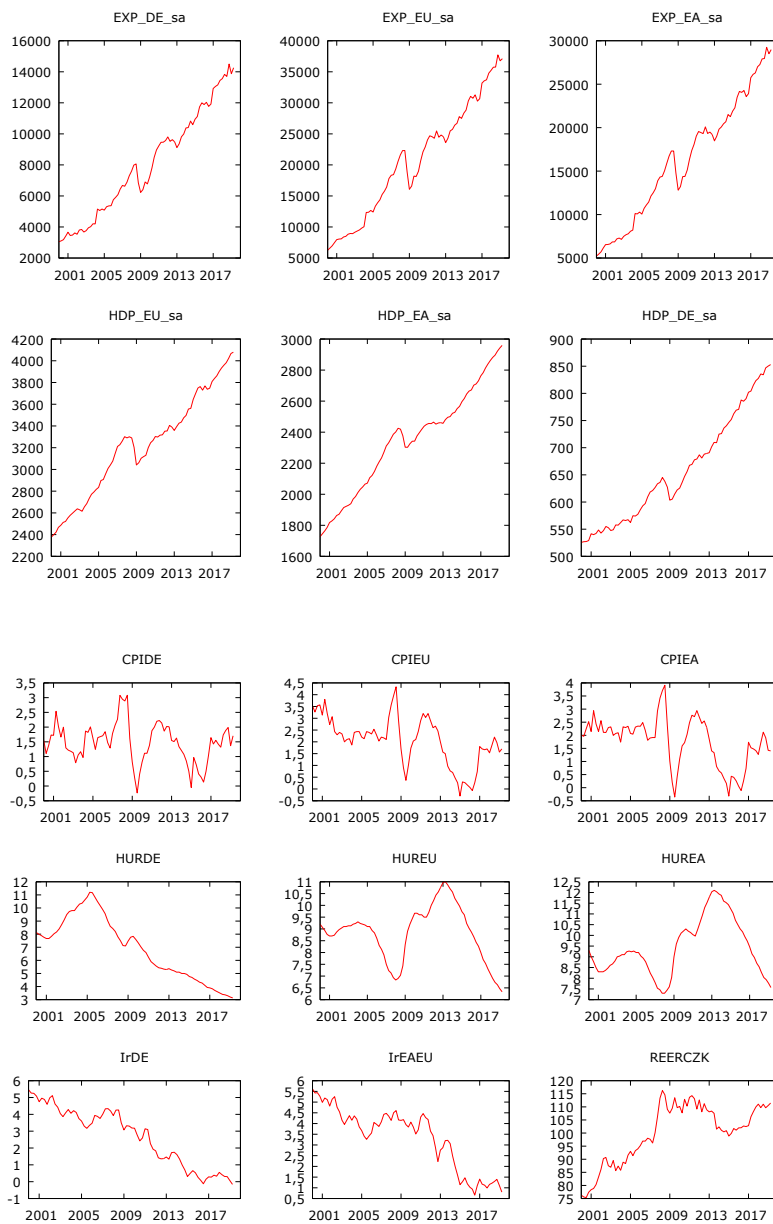
Q4/2009	18341,41	3210,58	9,43	3,84	1,00	109,72
Q1/2010	19207,34	3059,92	9,67	4,07	1,73	110,16
Q2/2010	20912,07	3200,91	9,67	3,84	2,03	107,71
Q3/2010	21294,24	3220,84	9,60	3,51	2,10	112,89
Q4/2010	23136,88	3364,00	9,60	3,71	2,43	110,28
Q1/2011	24367,39	3228,83	9,50	4,30	2,90	113,64
Q2/2011	24961,46	3299,58	9,50	4,47	3,20	114,30
Q3/2011	23661,04	3289,83	9,70	4,28	3,03	113,12
Q4/2011	24543,22	3416,98	10,00	4,19	3,20	109,16
Q1/2012	25847,00	3276,64	10,20	3,64	2,90	112,64
Q2/2012	24696,47	3355,16	10,43	3,44	2,60	108,11
Q3/2012	23924,48	3379,52	10,57	2,89	2,67	111,20
Q4/2012	24826,71	3490,41	10,77	2,22	2,47	108,88
Q1/2013	23934,01	3283,45	10,97	2,76	2,00	108,11
Q2/2013	24502,56	3394,93	11,00	2,87	1,57	108,38
Q3/2013	24547,49	3399,27	10,87	3,20	1,50	107,54
Q4/2013	26046,22	3537,45	10,70	3,22	0,97	101,51
Q1/2014	26807,04	3397,21	10,57	3,06	0,77	102,36
Q2/2014	26939,27	3498,20	10,30	2,48	0,70	101,04
Q3/2014	26709,83	3528,67	10,13	2,00	0,47	100,46
Q4/2014	27856,11	3667,38	9,97	1,59	0,27	100,92
Q1/2015	28805,24	3561,54	9,73	1,15	-0,30	98,86
Q2/2015	29095,04	3698,93	9,60	1,29	0,30	99,85
Q3/2015	29065,92	3720,37	9,23	1,47	0,27	101,73
Q4/2015	31496,55	3873,26	9,03	1,18	0,17	101,10
Q1/2016	31300,90	3646,40	8,87	1,03	0,07	101,98
Q2/2016	31606,60	3769,99	8,67	0,94	-0,07	102,02
Q3/2016	28904,48	3709,07	8,43	0,66	0,27	102,69
Q4/2016	31135,64	3858,81	8,27	1,10	0,73	102,48
Q1/2017	33832,79	3723,89	8,00	1,41	1,80	102,83
Q2/2017	33912,93	3838,36	7,70	1,17	1,70	106,23
Q3/2017	32113,73	3831,82	7,53	1,12	1,67	108,19
Q4/2017	35378,52	4016,20	7,30	0,99	1,70	109,97
Q1/2018	35910,13	3845,68	7,10	1,16	1,53	111,04
Q2/2018	36114,44	3960,87	6,90	1,22	1,87	109,71
Q3/2018	34015,18	3951,77	6,73	1,30	2,20	111,01
Q4/2018	38451,60	4139,98	6,63	1,39	1,97	109,66
Q1/2019	37478,06	3975,89	6,47	1,11	1,57	110,50
Q2/2019	37499,73	4080,82	6,33	0,80	1,70	111,46

C Vstupní data pro Eurozónu

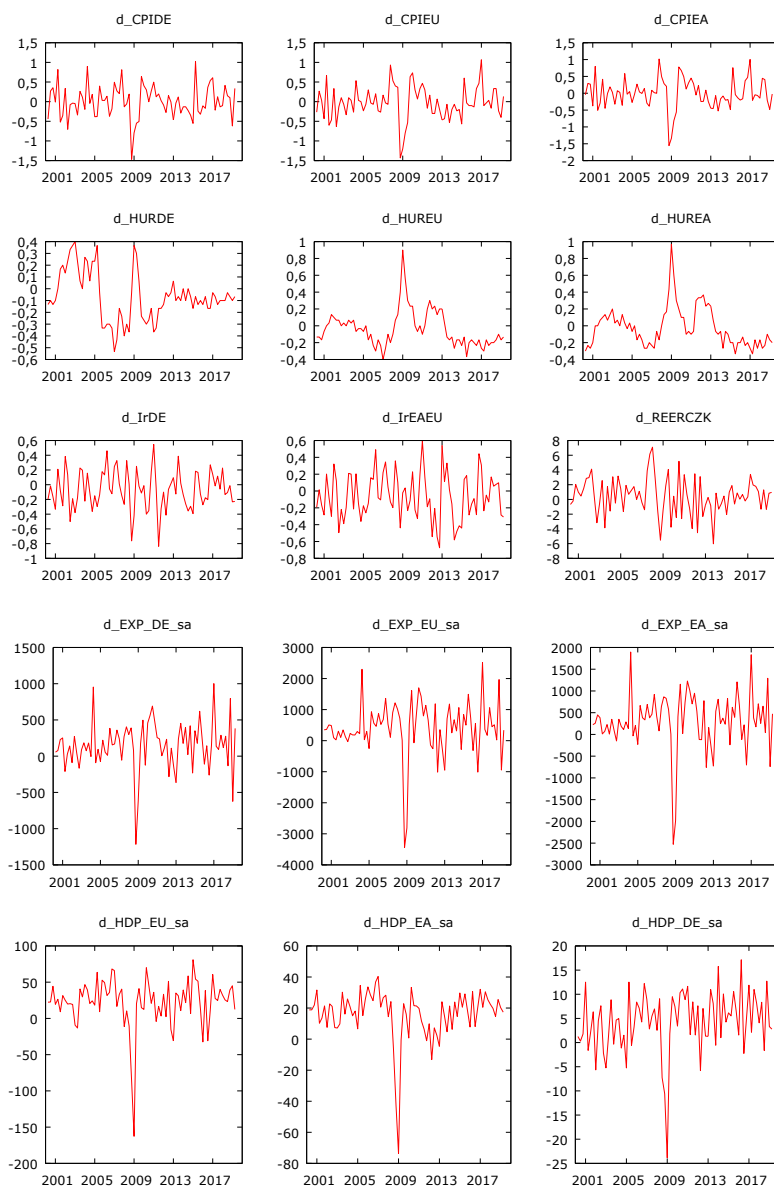
Období	Export (mil. euro)	HDP (mld. euro)	HUR	Ir	CPI	REER
Q1/2000	5329,78	1689,52	9,30	5,62	2,01	76,27
Q2/2000	5571,96	1746,63	9,00	5,42	1,96	75,59
Q3/2000	5352,01	1741,29	8,77	5,44	2,25	75,36
Q4/2000	6282,67	1847,62	8,50	5,27	2,52	77,40
Q1/2001	6670,81	1777,92	8,30	4,99	2,14	78,38
Q2/2001	6708,12	1829,83	8,30	5,19	2,94	78,84
Q3/2001	6220,93	1819,18	8,30	5,12	2,43	80,31
Q4/2001	6980,02	1927,32	8,37	4,81	2,14	83,17
Q1/2002	6978,19	1826,64	8,47	5,14	2,56	86,13
Q2/2002	7381,04	1895,32	8,60	5,26	2,11	90,25
Q3/2002	6869,91	1893,21	8,67	4,76	2,11	90,69
Q4/2002	7271,64	1988,55	8,80	4,54	2,29	87,52
Q1/2003	7607,60	1881,93	9,00	4,15	2,32	86,94
Q2/2003	7856,65	1941,66	9,03	3,96	2,00	89,50
Q3/2003	7353,50	1946,60	9,10	4,17	2,07	85,64
Q4/2003	8228,55	2053,26	9,10	4,37	2,10	87,38
Q1/2004	8330,18	1962,06	9,23	4,15	1,74	85,80
Q2/2004	10328,04	2038,21	9,27	4,36	2,32	88,87
Q3/2004	9532,86	2021,55	9,23	4,21	2,30	88,37
Q4/2004	10481,59	2134,66	9,27	3,85	2,34	91,54
Q1/2005	10196,15	2021,48	9,20	3,67	2,07	93,01
Q2/2005	10928,50	2115,09	9,20	3,41	2,04	91,36
Q3/2005	10519,15	2092,32	9,03	3,26	2,31	93,27
Q4/2005	11651,52	2218,77	8,93	3,42	2,35	93,97
Q1/2006	12321,47	2130,41	8,77	3,56	2,34	95,19
Q2/2006	12721,83	2219,03	8,50	4,05	2,49	96,93
Q3/2006	12308,43	2201,44	8,23	3,97	2,19	96,93
Q4/2006	14136,34	2345,82	8,03	3,86	1,81	98,03
Q1/2007	14568,74	2259,40	7,80	4,08	1,90	97,62
Q2/2007	14614,38	2341,60	7,53	4,43	1,91	96,21
Q3/2007	14295,10	2324,35	7,47	4,47	1,91	100,09
Q4/2007	16134,37	2465,20	7,30	4,34	2,93	106,24
Q1/2008	17036,34	2347,01	7,30	4,15	3,42	113,34
Q2/2008	17570,27	2434,47	7,43	4,51	3,71	116,23
Q3/2008	16533,51	2387,33	7,60	4,60	3,91	114,60
Q4/2008	14960,03	2454,16	8,03	4,17	2,36	109,07
Q1/2009	13022,22	2249,33	9,00	4,15	1,02	107,62
Q2/2009	13402,35	2309,34	9,60	4,18	0,20	109,42

Q3/2009	13783,53	2299,78	9,90	3,95	-0,36	113,49
Q4/2009	14528,07	2416,54	10,10	3,84	0,42	109,72
Q1/2010	15372,44	2285,91	10,20	4,07	1,10	110,16
Q2/2010	16570,82	2380,43	10,30	3,84	1,59	107,71
Q3/2010	16695,77	2375,32	10,20	3,51	1,72	112,89
Q4/2010	18227,50	2493,03	10,13	3,71	2,03	110,28
Q1/2011	19338,14	2380,29	10,03	4,30	2,48	113,64
Q2/2011	19788,90	2453,59	9,97	4,47	2,76	114,30
Q3/2011	18701,36	2437,95	10,27	4,28	2,71	113,12
Q4/2011	19490,53	2527,38	10,60	4,19	2,94	109,16
Q1/2012	20420,18	2406,86	10,93	3,64	2,69	112,64
Q2/2012	19532,79	2454,40	11,30	3,44	2,45	108,11
Q3/2012	18777,66	2444,70	11,53	2,89	2,55	111,20
Q4/2012	19416,33	2530,99	11,80	2,22	2,30	108,88
Q1/2013	18754,82	2398,43	12,03	2,76	1,86	108,11
Q2/2013	19176,75	2482,85	12,10	2,87	1,40	108,38
Q3/2013	19095,54	2483,78	12,03	3,20	1,33	107,54
Q4/2013	20323,92	2568,77	11,93	3,22	0,81	101,51
Q1/2014	20754,47	2462,96	11,87	3,06	0,64	102,36
Q2/2014	20858,00	2529,81	11,60	2,48	0,56	101,04
Q3/2014	20678,20	2539,97	11,53	2,00	0,35	100,46
Q4/2014	21564,54	2635,15	11,43	1,59	0,16	100,92
Q1/2015	22243,09	2536,69	11,23	1,15	-0,32	98,86
Q2/2015	22495,17	2619,42	11,03	1,29	0,44	99,85
Q3/2015	22501,96	2632,62	10,70	1,47	0,39	101,73
Q4/2015	24547,67	2735,70	10,50	1,18	0,26	101,10
Q1/2016	24478,69	2611,87	10,30	1,03	0,05	101,98
Q2/2016	24545,18	2706,29	10,17	0,94	-0,11	102,02
Q3/2016	22466,99	2694,72	9,93	0,66	0,26	102,69
Q4/2016	24312,98	2804,09	9,73	1,10	0,73	102,48
Q1/2017	26209,88	2702,62	9,47	1,41	1,74	102,83
Q2/2017	26462,31	2786,83	9,13	1,17	1,53	106,23
Q3/2017	25012,30	2794,98	8,97	1,12	1,48	108,19
Q4/2017	27531,42	2916,49	8,70	0,99	1,41	109,97
Q1/2018	27713,22	2801,13	8,53	1,16	1,27	111,04
Q2/2018	28260,72	2883,97	8,27	1,22	1,71	109,71
Q3/2018	26549,82	2874,51	8,03	1,30	2,12	111,01
Q4/2018	29893,43	3001,58	7,93	1,39	1,91	109,66
Q1/2019	28945,91	2880,51	7,77	1,11	1,43	110,50
Q2/2019	29333,10	2961,49	7,57	0,80	1,40	111,46

D Grafy původních časových řad



E Grafy transformovaných časových řad



F Skutečné a vyrovnané hodnoty exportů

