

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta informatiky a statistiky

Studijní program: Kvantitativní metody v ekonomice

Studijní obor: Statistika



**INTERVENCE ČNB A JEJICH VLIV NA VYBRANÉ
MAKROEKONOMICKÉ UKAZATELE**

Diplomová práce

Autor diplomové práce: Bc. Evelyn Mayerlová

Vedoucí diplomové práce: doc. Ing. Markéta Arltová, Ph.D.

Akademický rok 2017/2018

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci zpracovala samostatně a že jsem uvedla všechny použité prameny a literaturu, ze kterých jsem čerpala.

V Praze dne

.....

podpis

Poděkování

Tímto bych chtěla poděkovat své vedoucí práce doc. Ing. Markétě Arltové, Ph.D. za její cenné rady a informace, které mi podala během zpracování diplomové práce, a za její podporu a čas, který mi věnovala.

Také bych chtěla poděkovat celé své rodině a kamarádům, kteří mě neúnavně podporovali během celého období mého studia. Speciální poděkování patří mé mamince, která stojí po mém boku celý můj život a nikdy ve mne nepřestala věřit, a mé nejlepší kamarádce Veronice, která mi podá pomocnou ruku vždy, když to potřebuji.

Abstrakt

Cílem této diplomové práce je posoudit vliv devizových intervencí České národní banky na vybrané makroekonomické agregáty, kterými jsou dovoz, vývoz, HDP a míra nezaměstnanosti, a také posouzení vlivu devizových intervencí na zahraniční obchod s nejvýznamnějším obchodním partnerem České republiky, kterým je Německá spolková republika. Práce se skládá z teoretického úvodu, kde je obecně shrnuta funkce České národní banky v České republice a vznik, popis a průběh devizových intervencí uskutečněných na tuzemském trhu. Další část práce se věnuje statistické analýze vlivu devizových intervencí na dané makroekonomické agregáty. Analýza je provedena pomocí kointegrační analýzy. Vysvětlující proměnnou je výše měnového kurzu a vysvětlovanými proměnnými jsou dovoz, vývoz, HDP a míra nezaměstnanosti. Pomocí jednorovnicových modelů je popsán vliv výše měnového kurzu na výše uvedené vysvětlované proměnné.

Klíčová slova:

Česká národní banka, měnový kurz, intervence, makroekonomické agregáty, časové řady, kointegrační analýza

Abstract

The main goal of this diploma thesis is to assess the impact of Czech National Bank interventions on selected macroeconomic aggregates such as import, export, GDP and unemployment rate and also assess the impact of interventions on foreign trade with the most important business partner of the Czech Republic, the German Federal Republic. The thesis consists of a theoretical introduction, where the function of the Czech National Bank in the Czech Republic is summarized and the formation, description and course of interventions on the domestic market. The next part of the thesis deals with the statistical analysis of the influence of interventions on the given macroeconomic aggregates. The analysis is performed by cointegration analysis. The explaining variable is the exchange rate and explained variables are import, export, GDP and the unemployment rate. Single-equation models describe the effect of the exchange rate on the above explained variables.

Keywords:

Czech National Bank, exchange rate, intervention, macroeconomics aggregates, time series, co-integration analysis

Obsah

1	Úvod.....	6
2	Česká národní banka (ČNB)	8
3	Měnová politika a měnový kurz	10
3.1	Měnová politika ČNB.....	10
3.2	Měnový kurz.....	12
4	Intervence.....	13
4.1	Intervence na tuzemském trhu v letech 2013-2017	13
5	Makroekonomické agregáty.....	16
5.1	Dovoz a vývoz	16
5.2	Hrubý domácí produkt (HDP)	18
5.3	Nezaměstnanost resp. míra nezaměstnanosti.....	19
5.4	Měnový kurz.....	20
6	Analýza působení měnového kurzu na vybrané makroekonomické agregáty ČR.....	22
6.1	Analýza sezónní složky	22
6.2	Analýza vlivu devizových intervencí na vybrané ekonomické ukazatele	25
6.2.1	Diagnostika vhodnosti modelu	29
6.2.2	Vlastní modely	32
7	Analýza vlivu devizových intervencí na zahraniční obchod České republiky s Německou spolkovou republikou.....	51
8	Závěr	62
	Literatura	66
	Internetové zdroje.....	66
	Přílohy	68

1 Úvod

Tato diplomová práce se zabývá problematikou aplikace devizových intervencí, neboli kurzového závazku, České národní banky (dále jen „ČNB“) na tuzemském trhu a jejich vlivem na vybrané makroekonomické agregáty. Těmito vybranými makroekonomickými agregáty jsou dovoz, vývoz, nezaměstnanost a hrubý domácí produkt (dále jen „HDP“).

Diplomová práce se bude věnovat analýze čtvrtletních časových řad. V práci budou analyzována dvě časová období – vývoj „před“ zavedením devizových intervencí a „po“ zavedení devizových intervencí. Časové období před zavedením devizových intervencí je stanoveno pro dovoz, vývoz, nezaměstnanost i HDP mezi roky 1998–2013. Vzhledem k tomu, že devizové intervence byly zavedeny koncem roku 2013, časové období pro analýzu po zavedení devizových intervencí bude u všech ukazatelů v intervalu 2014–2017.

Data pro tuto práci byla získána z veřejné databáze Eurostatu, z databáze ARAD a z veřejné databáze Českého statistického úřadu. Z veřejné databáze Eurostatu byla získána data ohledně vybraných makroekonomických ukazatelů, databáze ARAD byla použita pro získání kurzové hladiny koruny vůči euru po celou dobu analyzovaného období a z databáze Českého statistického úřadu byla získána data pro analýzu zahraničního obchodu s Německou spolkovou republikou.

Hlavním cílem této práce je kvantitativní analýza dopadů devizových intervencí na vybrané makroekonomické agregáty popsané výše. Analýza bude provedena pomocí kointegrační analýzy, konkrétně pomocí jednorovnicových modelů, kde bude zkoumán vliv změny měnového kurzu na jednotlivé makroagregáty. Vzhledem k tomu, že budeme v této práci klást důraz na odlišení krátkodobých a dlouhodobých vztahů mezi časovými řadami a ekonomické časové řady jsou charakteristické svou nestacionaritou, je potřeba této skutečnosti věnovat zvláštní pozornost. Při modelování nestacionárních časových řad se totiž můžou vyskytnout zdánlivé vztahy a časové řady mezi sebou tedy nesouvisí i přes to, že standardní testy mohou ukazovat na významnost vztahů.

Jelikož zavedení devizových intervencí bylo veřejností přijato velmi kriticky, pokusíme se také uvést a potvrdit, případně zpochybnit, výroky některých kritiků či naopak podporovatelů tohoto kroku, pro který se ČNB rozhodla. Bude velmi zajímavé zjistit, zda výsledky analýzy prokáží skutečný vliv zavedení devizových intervencí na makroekonomické agregáty či nikoliv.

Dalším cílem této práce bude také zjištění, zda zavedení devizových intervencí mělo vliv na zahraniční obchod České republiky s Německou spolkovou republikou (dále jen „Německo“). Pro analýzu zahraničního obchodu bylo vybráno Německo z důvodu, že je tato sousední země nejvýznamnějším obchodním partnerem České republiky a velká část zahraničního obchodu tedy plyne právě ze vztahů s touto sousední zemí.

Analýza vlivu zavedení devizových intervencí na zahraniční obchod s Německem bude provedena stejným způsobem jako část zkoumání vlivu výše měnového kurzu na vybrané makroekonomické agregáty v předchozí části práce, tedy pomocí kointegrační analýzy, kde pomocí jednorovnicových modelů bude uveden krátkodobý a dlouhodobý vztah mezi časovými řadami a bude tedy popsán vliv výše měnového kurzu na vývoz z České republiky do Německa a dovoz z Německa do České republiky.

Práce je rozdělena do dvou částí. První část práce je spíše teoretická, pro uvedení čtenáře do kontextu celkové problematiky měnové politiky ČNB a devizových intervencí, druhá část práce je zaměřena na popis použitých statistických metod, analýzu vlivu zavedení devizových intervencí na makroekonomické agregáty a na zahraniční obchod s Německem, a interpretaci získaných výsledků.

Pro zpracování vlastní analýzy bude využit software Eviews 9.0 a tabulkový procesor MS Excel.

2 Česká národní banka (ČNB)

Jelikož se tato práce bude zabývat intervencemi České národní banky, je potřebné tuto instituci a její funkci nejprve popsat.

ČNB je centrální bankou České republiky (dále jen „ČR“). Hlavní funkcí této instituce je dohled nad finančním trhem a také je orgánem, kterému přísluší řešení krize na finančním trhu. ČNB je zřízena ústavou ČR a svou činnost vyvíjí v souladu se zákonem o České národní bance. Jelikož ČNB hospodaří s vlastním majetkem, včetně devizových rezerv, s odbornou péčí, do její činnosti lze zasahovat pouze na základě zákona. Tato instituce je právnickou osobou veřejného práva se sídlem v Praze a má sedm regionálních zastoupení: v Praze, Ústí nad Labem, Plzni, Českých Budějovicích, Hradci Králové, Brně a Ostravě (www.cnb.cz, ©2003-2018).

ČNB je součástí Evropského systému centrálních bank, a tudíž se také podílí na plnění jeho cílů a úkolů. Dále je součástí Evropského systému dohledu nad finančními trhy a spolupracuje s Evropskou radou pro systémová rizika a evropskými orgány dohledu nad finančními trhy (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Nejvyšším řídicím orgánem České národní banky je bankovní rada České národní banky (dále jen "bankovní rada"). Bankovní rada určuje měnovou politiku a nástroje pro její uskutečňování a rozhoduje o zásadních měnově politických opatřeních České národní banky a opatřeních v oblasti dohledu nad finančním trhem. Členy bankovní rady jsou guvernér, dva viceguvernéři a čtyři další členové bankovní rady. Členy bankovní rady jmenuje prezident republiky na nejvýše dvě šestiletá období (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Jak již bylo zmíněno v úvodu této kapitoly, ČNB se řídí ústavou ČR. V souladu s touto ústavou, konkrétně dle článku 98 Ústavy ČR, a zároveň primárním právem EU, je hlavní činností ČNB péče o cenovou stabilitu. Pod pojmem cenová stabilita a její dosažení a udržení si představujeme nízkoinflační prostředí v ekonomice. Toto dosažení a udržení cenové stability je trvalým příspěvkem centrální banky k vytváření podmínek pro udržitelný hospodářský růst (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Předpokladem účinnosti měnových nástrojů vedoucích k cenové stabilitě je nezávislost centrální banky. ČNB se dále stará o finanční stabilitu a bezpečné fungování finančního systému v České republice. Za tímto účelem vytváří obezřetnostní politiku tím, že identifikuje rizika ohrožení stability finančního systému a přispívá k jeho odolnosti. Rovněž podporuje

obecnou hospodářskou politiku vlády a hospodářské politiky v Evropské unii, pokud není tento vedlejší cíl v rozporu s cílem hlavním (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Dle (www.cnb.cz, ©2003-2018) v souladu se svým hlavním cílem ČNB určuje měnovou politiku, vydává bankovky a mince, řídí a dohlíží na peněžní oběh, platební styk a zúčtování bank. Vykonává dohled nad bankovním sektorem, kapitálovým trhem, pojišťovnictvím, penzijním připojištěním, družstevními záložnami, institucemi elektronických peněz a směnárny. K zajištění stanovených úkolů ČNB zpracovává a vytváří statistické informace. Jako ústřední banka poskytuje ČNB bankovní služby státu a veřejnému sektoru. Vede účty organizací a osobám napojeným na státní rozpočet. Na základě dohody s Ministerstvem financí provádí v souladu s rozpočtovými pravidly operace spojené s emisemi státních dluhopisů a investicemi na finančních trzích.

3 Měnová politika a měnový kurz

V předchozí kapitole se práce zabývala stručným popisem vlastní instituce ČNB, nyní přejdeme k detailnějšímu popisu měnové politiky a měnového kurzu, abychom ucelili pohled na aktivitu ČNB na finančním trhu.

3.1 Měnová politika ČNB

Úlohou měnové politiky je především zabezpečení cenové stability, a pokud tím není dotčen hlavní cíl ČNB popsany výše, tak také podpora obecné hospodářské politiky vlády vedoucí k udržitelnému hospodářskému růstu. Stabilita cen přispívá k tvorbě stabilního prostředí pro rozvoj veškerých podnikatelských aktivit. V rámci měnověpolitického režimu ČNB usiluje o plnění 4 základních tzv. měnověpolitických režimů – režim implicitní nominální kotvy, cílování peněžní (měnové) zásoby, cílování měnového kurzu a cílování inflace (www.cnb.cz, ©2003-2018).

V (www.cnb.cz, ©2003-2018) jsou popsány jednotlivé režimy takto:

- Implicitní nominální kotva – Režim s implicitní nominální kotvou spočívá v cílování určité veličiny přijaté interně v rámci centrální banky, aniž by došlo k jejímu explicitnímu vyhlášení. Předpokladem pro úspěšné fungování tohoto režimu je vysoká důvěryhodnost centrální banky, jež umožní dosažení žádoucích změn inflace a jejich očekávání i bez explicitních cílů.
- Cílování peněžní (měnové) zásoby - U cílování měnové zásoby se pozornost soustřeďuje na tempo růstu zvoleného peněžního agregátu. Vychází se zde z poznatku, že růst cen je v dlouhodobém horizontu ovlivňován vývojem peněžní nabídky. Otázkou je ovšem samotná volba peněžního agregátu vhodného k cílování. V době finančních inovací, elektronizace a globalizace trhů se vazba mezi peněžními agregáty a cenovou hladinou rozvolňuje. Centrální banka dále nemusí být schopna vybrat peněžní agregát řídit s dostatečnou přesností.
- Cílování měnového kurzu - V režimu cílování měnového kurzu se centrální banka snaží prostřednictvím změn úrokových sazeb a přímých devizových intervencí zajistit stabilitu nominálního měnového kurzu vůči měně tzv. kotevní země, a tak z této země "importovat" cenovou stabilitu. K udržení závazku daného měnového kurzu je nutná vhodná kombinace hospodářských politik zajišťující nízký inflační diferenciál vůči kotevní zemi, dostatečné devizové rezervy, udržení konkurenceschopnosti a celkové

důvěryhodnosti země, včetně jejího institucionálního a právního rámce a politické stability. Jednou z hlavních nevýhod tohoto režimu je ztráta autonomie měnové politiky.

- Cílování inflace - U cílování inflace centrální banka s jistým předstihem veřejně vyhlásí inflační cíl (či posloupnost cílů), o jehož dosažení bude usilovat. Jedná se o aktivní a přímé formování inflačních očekávání. Tento režim zahrnuje do svého rozhodovacího schématu podstatně větší množství informací než jen měnový kurz nebo peněžní agregáty, např. také trh práce, dovozní ceny, ceny výrobců, mezeru výstupu, nominální a reálné úrokové sazby, nominální a reálný měnový kurz, hospodaření veřejných rozpočtů apod.

Od roku 1998 ČNB usiluje primárně o cílování inflace. Cílování inflace jednoduše představuje plnění nějakého inflačního cíle. Od roku 2010 má ČNB inflační cíl v celkové inflaci ve výši 2 % a zároveň usiluje o to, aby se skutečná hodnota inflace nelišila od toho cíle o více než jeden procentní bod na obě strany (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Úloha cílování inflace je nejdůležitějším nástrojem, jelikož vysoká a nestabilní inflace má negativní důsledky na hospodářský růst. Vyšší inflace znehodnocuje příjmy a úspory a znamená vyšší nominální úrokové sazby a také vyšší proměnlivost inflace, což výrazně zvyšuje její náklady. Způsobeno je to tím, že vyšší inflace zvyšuje nejistotu ohledně cenové hladiny a ohledně budoucích relativních cen, a tak jak domácí, tak i zahraniční finanční trhy vyžadují vyšší rizikovou prémii v podobě kompenzace za tuto zvýšenou nejistotu. V návaznosti na proměnlivost inflace také dochází k přesměrování orientace investorů na krátkodobé finanční investice a na zajišťování se proti inflaci. Odvracejí se od investičních projektů v reálné ekonomice, kde se očekává dlouhodobější horizont návratnosti. Při dlouhodobě vyšší inflaci totiž dochází při rozhodování ekonomických subjektů k zafixování inflačních a depreciačních očekávání (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Dalšími následky nepředvídatelnosti inflace jsou například následující ekonomické situace, které v delším horizontu snižují dlouhodobý růstový potenciál ekonomiky – redistribuce důchodů od věřitelů k dlužníkům, deformace daňového systému, skryté zatížení těch, kdo spoří a nejsou schopni zabezpečit kupní sílu svých příjmů a úspor (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Neméně důležitým aspektem případné vysoké inflace je i růst úrokových sazeb. Úrokové sazby totiž stimulují příliv krátkodobého rizikového kapitálu, který má řadu nepříznivých

nepřímých i přímých dopadů. Vzhledem k výše uvedeným skutečnostem je tedy krok ČNB ohledně cílování inflace velmi důležitý (www.cnb.cz, ©2003-2018).

3.2 Měnový kurz

Na měnový kurz pohlížíme ze dvou úhlů pohledu, konkrétně ho dělíme na nominální měnový kurz a reálný měnový kurz. Dle (www.cnb.cz, ©2003-2018) definujeme nominální měnový kurz jako počet jednotek domácí měny, za které lze nakoupit jednotku měny zahraniční. Reálný měnový kurz definujeme jako podíl cenové hladiny v zahraničí a domácí cenové hladiny, kde zahraniční cenová hladina je převedena na jednotky domácí měny přes stávající nominální měnový kurz. Reálný měnový kurz tedy říká, kolikrát více nebo méně zboží a služeb lze za danou částku koupit v zahraničí než na domácím trhu. Obecně pokles měnového kurzu, jak nominálního či reálného, znamená posílení měny a označuje se výrazem *apreciace* (u nominálního kurzu - v režimu pevného kurzu *revalvace*). Naopak nárůst měnového kurzu značí oslabení měny a označuje se jako *depreciace* (u nominálního kurzu - v režimu pevného kurzu *devalvace*).

Pro posouzení kurzových vlivů na mezinárodní obchod je lepší sledovat reálný kurz, jelikož, jak již bylo řečeno, reálný kurz porovnává cenové hladiny domácího a zahraničního trhu. Pro zajímavost a lepší představu lze uvést příklad (www.cnb.cz, ©2003-2018):

Domácí cenová hladina vzroste o 10 %, cenová hladina v zahraničí se nezmění a domácí měna nominálně oslabí o 10 %. Pak bude reálný měnový kurz, tzn. poměr cen doma a v zahraničí, nezměněn, ačkoli došlo k výraznému oslabení domácí měny. Za jinak nezměněných okolností by v naší zjednodušené úvaze tedy nedošlo ke změně poptávky po dovozech v domácí ekonomice a poptávky po vývozech dané ekonomiky v zahraničí.

4 Intervence

V předchozích kapitolách a podkapitolách bylo shrnuto, jaké jsou funkce a cíle ČNB. Tento popis byl nezbytný k pochopení celé problematiky. Nyní přejdeme k důležité kapitole této práce, a to je popis pojmu intervence.

Intervence, konkrétně devizové intervence, jsou obchody na devizovém trhu, kterými centrální banka uměle ovlivňuje měnový kurz domácí měny.

Intervence jsou dvojího typu. Buď se intervenuje za slabou domácí měnu, nebo naopak za posílení domácí měny. Pokud se intervenuje za slabou domácí měnu, dochází k prodeji domácí měny a nákupu zahraniční měny (například eura). Naopak pokud dochází k nákupu domácí měny a prodeji měny zahraniční neboli devizových rezerv, dochází k posílení domácí měny (www.finance.cz, ©2018 Mladá fronta a. s.).

Pokud bychom chtěli konkretizovat uskutečnění kurzového závazku na tuzemském trhu v posledních letech, ČNB intervenovala za slabou domácí měnu, konkrétně za slabou korunu. Jak již bylo zmíněno výše, při oslabování domácí měny tedy dochází k prodeji domácí měny a nákupu devizových rezerv.

Konkrétnímu popisu situace po zavedení intervencí se z pohledu analýzy bude věnovat druhá část této práce. Nyní bude uveden pouze teoretický pohled, a to je popis, vznik a důvody uskutečnění kurzového závazku ze strany ČNB.

4.1 Intervence na tuzemském trhu v letech 2013-2017

Již od konce roku 2012 ČNB prohlašovala, že se nebude bránit umělému ovlivňování měnového kurzu, pokud dojde ke zhoršení ekonomické situace na tuzemském trhu a pokud bude hrozit deflace. Právě hrozba deflace byla jedním z hlavních důvodů, proč se ČNB uchýlila k umělému oslabení domácí měny. Dalším důvodem bylo také očekávání nárůstu vývozu (www.finance.cz, ©2018 Mladá fronta a. s.).

ČNB začala na začátku listopadu roku 2013 používat měnový kurz jako nástroj v rámci plnění svých režimů, konkrétně v tomto případě v rámci režimu cílování inflace, formou veřejně vyhlášeného jednostranného kurzového závazku. Na podzim roku 2012 totiž narazily měnověpolitické sazby ČNB na svou nulovou dolní mez a začala postupně narůstat potřeba dalšího uvolnění měnových podmínek. Skutečná pozorovaná i prognózovaná inflace se postupně blížila hladině hluboko pod dvouprocentní cíl centrální banky a způsobilo

to situaci, kdy česká ekonomika procházela nejdelší recesí ve své samostatné historii. Na základě analýz centrální banky bylo patrné, že by se v roce 2014 dostala hladina inflace do záporných hodnot. Takový vývoj by se postupně mohl dostat až do dlouhodobé deflace, která by poté způsobila veškeré nepříznivé dopady na ekonomický vývoj ČR (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Vzhledem k celosvětové finanční a ekonomické krizi v letech 2008–2009 a taktéž k následnému poklesu inflace a období hospodářského útlumu, mnoho centrálních bank přistoupilo, resp. bylo donuceno, k započetí využívání nestandardních nástrojů měnové politiky. Různé světové banky, včetně Evropské centrální banky, v letech 2007–2013 přistoupily k nákupům cenných papírů a obrovskému dodávání likvidity do ekonomiky. Naopak ČNB si v tomto období vystačila se standardními nástroji měnové politiky tak, že od poloviny roku 2008 do konce roku 2012 postupně snížila své úrokové sazby o necelé 4 procentní body. V tomto stejném období výrazně zapůsobilo i samovolné oslabení kurzu koruny, které bylo způsobeno poklesem zahraniční poptávky a domácí ekonomiky. Jelikož má česká ekonomika samostatnou měnovou politiku, působí tato samovolná změna kurzu jako automaticky přizpůsobovací se mechanismus (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Česká národní banka napodobila světové banky a přistoupila k nestandardním nástrojům až na konci roku 2013. V tomto období totiž dozníval dopad světové finanční a ekonomické krize a navazující dluhové krize v Evropě. ČNB se tedy rozhodla uvolnit měnové podmínky na maximum tím, že snížila měnověpolitické sazby na tzv. technickou nulu. Nicméně na základě analýz a prognóz, které česká centrální banka vypracovala, bylo stále více jasné, že i přes tato uvolnění nedojde k naplnění inflačního cíle a ke snížení hrozících deflačních rizik. ČNB proto vyhlásila, že v případě potřeby bude na devizovém trhu intervenovat za oslabení kurzu koruny. Toto oslabení bylo konkrétně stanoveno na hladinu kurzu koruny přibližující se hodnotě 27 CZK/EUR. Společně s tímto rozhodnutím centrální banka také uvedla, že bude intervenovat tak dlouho a v takovém objemu, jak bude potřeba, aby bylo dosaženo požadované hodnoty měnového kurzu, a tím tedy i došlo k naplnění jejího inflačního cíle (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Tomuto rozhodnutí předcházely několikaleté diskuze s experty centrální banky, kde bylo zkoumáno, jak by ČNB měla reagovat na případná rizika dlouhodobého nenaplnění inflace nebo-li vznik deflace. Během těchto diskuzí byly posuzovány veškeré alternativy, ale s ohledem na velkou otevřenost ekonomiky ČR s propracovanou transmisí měnového

kurzu, dlouhodobým přebytkem likvidity v bankovním sektoru a mělkým trhem soukromých dluhových nástrojů, se nakonec centrální banka přiklonila k variantě využití kurzu domácí měny (www.cnb.cz, ©2003-2018).

Česká národní banka ukončila intervence v dubnu 2017, umělé ovlivňování měnového kurzu tedy trvalo celkem 41 měsíců. Za toto období centrální banka utratila na devizových intervencích necelé 2 biliony korun. Objem devizových rezerv se za toto období zvýšil 4x, jelikož v roce 2013 byl objem zhruba 34 miliard euro, kdežto na konci března 2017 to bylo už zhruba 122 miliard. V druhé polovině roku 2016 měla koruna výrazné tendence sama posilovat, a na úrovni 27 CZK/EUR jí držely právě jen intervence. Za první dva měsíce roku 2017 ČNB intervenovala ve větším objemu než za celý rok 2016 (www.finance.cz, ©2018 Mladá fronta a. s.).

Dle (www.finance.cz, ©2018 Mladá fronta a. s.) bylo již na konci roku 2016 jasné, že intervence nemají významné ekonomické odůvodnění. Ekonomika byla v růstu a po dlouhé době začaly růst i ceny. Od začátku roku 2017 byla také centrální banka nucena ke stále větším intervencím, koruna totiž přirozeně posilovala. Pokud měla v roce 2017 ČNB ukončit svůj kurzový závazek, tak pro to byla už od začátku roku 2017 vhodná chvíle.

5 Makroekonomické agregáty

V této části práce budou definovány jednotlivé makroekonomické agregáty, které budou v práci analyzovány. Jak již bylo zmíněno v úvodu, jedná se konkrétně o HDP, dovoz, vývoz a nezaměstnanost.

5.1 Dovozy a vývoz

Po vstupu České republiky do Evropské unie (dále EU) je zahraniční obchod České republiky souhrnem vnitrounijního obchodu (tj. obchodu se členskými státy EU) a obchodu se státy mimo EU.

Definice vývozu dle ČSÚ:

Vývoz vyjadřuje hodnotu zboží odeslaného do zahraničí, které přestoupilo státní hranici za účelem jeho trvalého nebo dočasného ponechání v zahraničí. Celkový vývoz se tak skládá z odeslání do států EU a vývozu do zemí mimo EU (www.czso.cz).

Definice dovozu dle ČSÚ:

Dovoz vyjadřuje hodnotu zboží přijatého ze zahraničí, které přestoupilo státní hranici za účelem jeho trvalého nebo dočasného ponechání v tuzemsku. Celkový dovoz se tak skládá z přijetí ze států EU a dovozu ze zemí mimo EU (www.czso.cz).

Dovoz a vývoz, souhrnně zahraniční obchod, můžeme rozdělit na dva hlavní přístupy, a to na zahraniční obchod v národním pojetí a zahraniční obchod v přeshraničním pojetí.

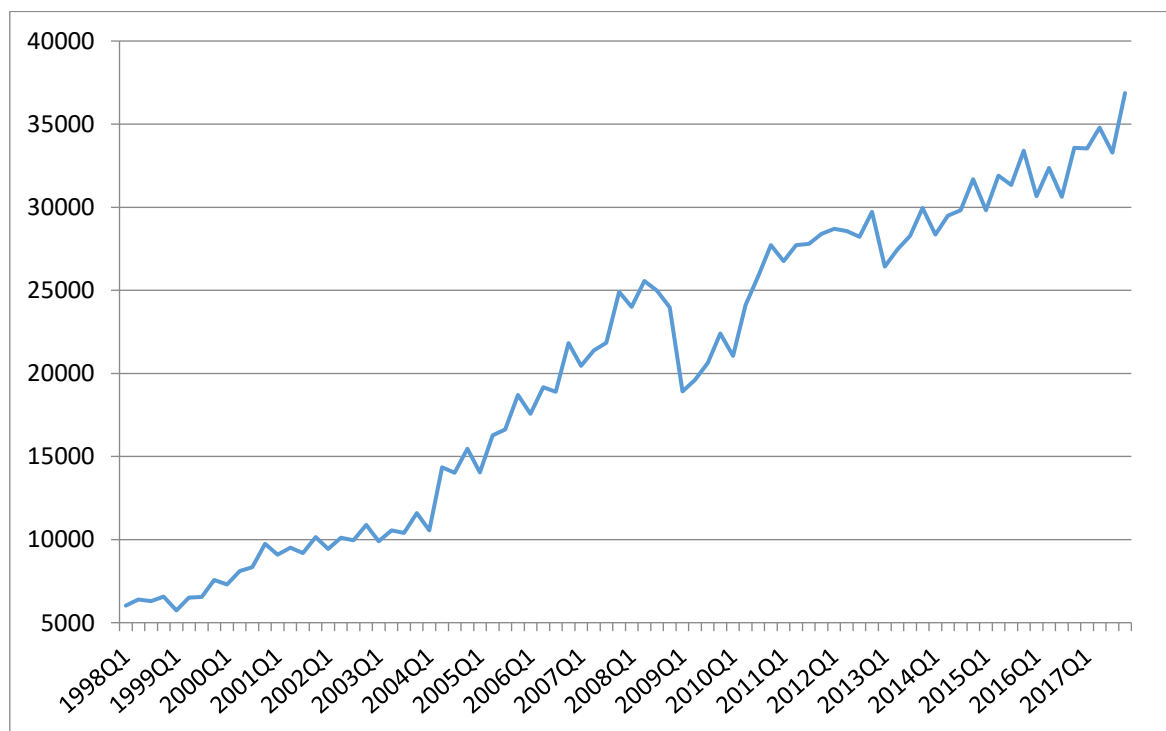
Zahraníční obchod v národním pojetí je založen na změně vlastnictví a oproti přeshraničnímu pojetí očišťuje zahraniční obchod o transakce, které s českou ekonomikou nesouvisí. Přeshraniční pojetí je založeno na principu sledování pohybu zboží přes hranice bez ohledu na to, zda na obou stranách stojí rezidenti či nerezidenti. Toto pojetí je v souladu s tzv. tradiční statistikou zahraničního obchodu. Toto je jeden z důvodů, proč analyzujeme časové řady vývozu a dovozu v přeshraničním pojetí. Druhý důvod je ten, že data za přeshraniční pojetí máme již od roku 1998, oproti národnímu pojetí, které máme až od roku 2005. Je to proto, že zahraniční obchod se na tyto dvě pojetí rozdělil až po vstupu České republiky do EU (www.czso.cz).

Níže budou uvedeny grafy jednotlivých zkoumaných ukazatelů. Všechny byly zpracovány na základě dat, která byla získána z databáze Eurostat, a všechny ukazatele jsou uvedeny v běžných cenách.

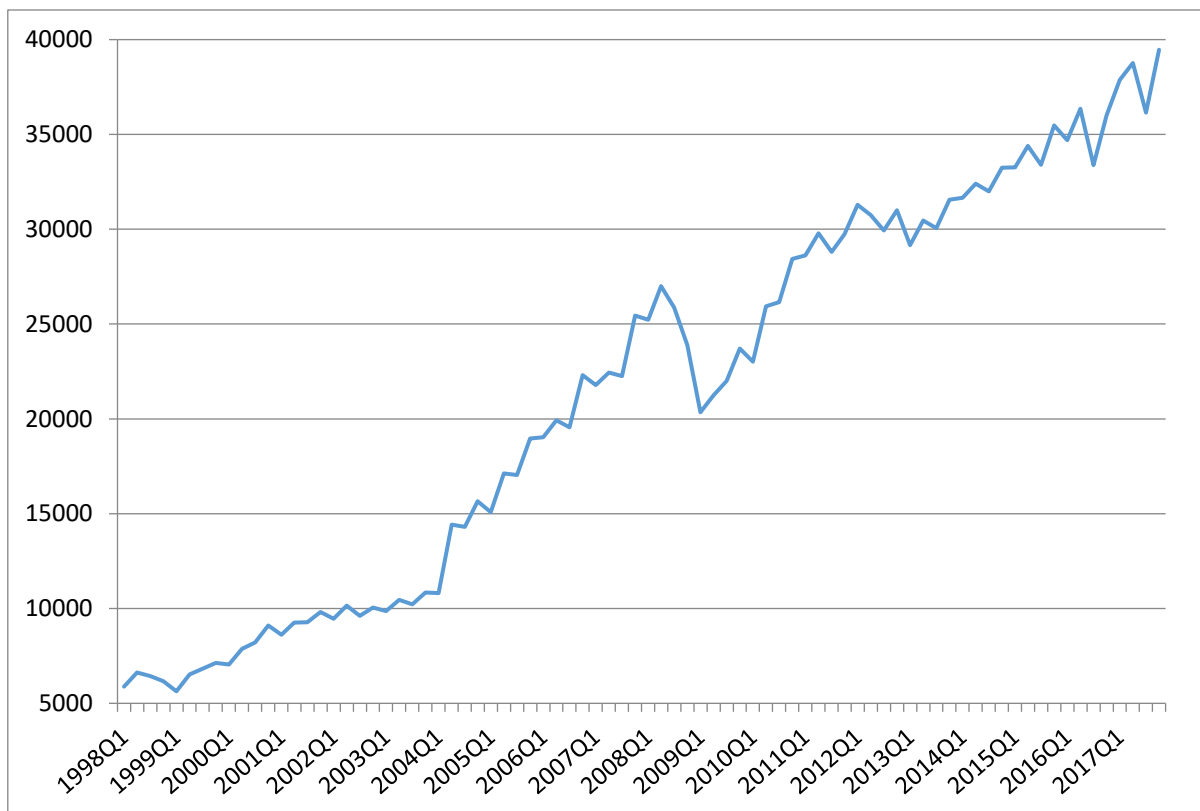
Na základě grafů (obrázek 5.1 a 5.2) můžeme jak u dovozu, tak vývozu, vidět nepříliš výraznou sezónnost, která bude pro účely analýzy z časové řady odfiltrována.

Můžeme si všimnout propadu u obou ukazatelů v letech 2008–2009, který je způsoben celosvětovou finanční krizí. Jelikož finanční krize ovlivnila celosvětovou ekonomiku, můžeme její vliv předpokládat i u dalších ukazatelů zkoumaných v této práci.

První příčinou vzniku světové krize byla americká hypoteční krize již v roce 2007. Dalším náznakem nástupu krize bylo zvýšení ceny ropy, která poté vedla k poklesu reálného HDP a růstu spotřebitelských cen. To mělo za následek zvyšování spekulativních obchodů a oslabení dolaru. V roce 2008 uhodila finanční krize naplno. Burzy po celém světě se propadaly na několikaměsíční až roční minima, a ekonomiky jednotlivých států se ocitaly v recesi (cs.wikipedia.org).



Obrázek 5.1 – dovoz v letech 1998-2017



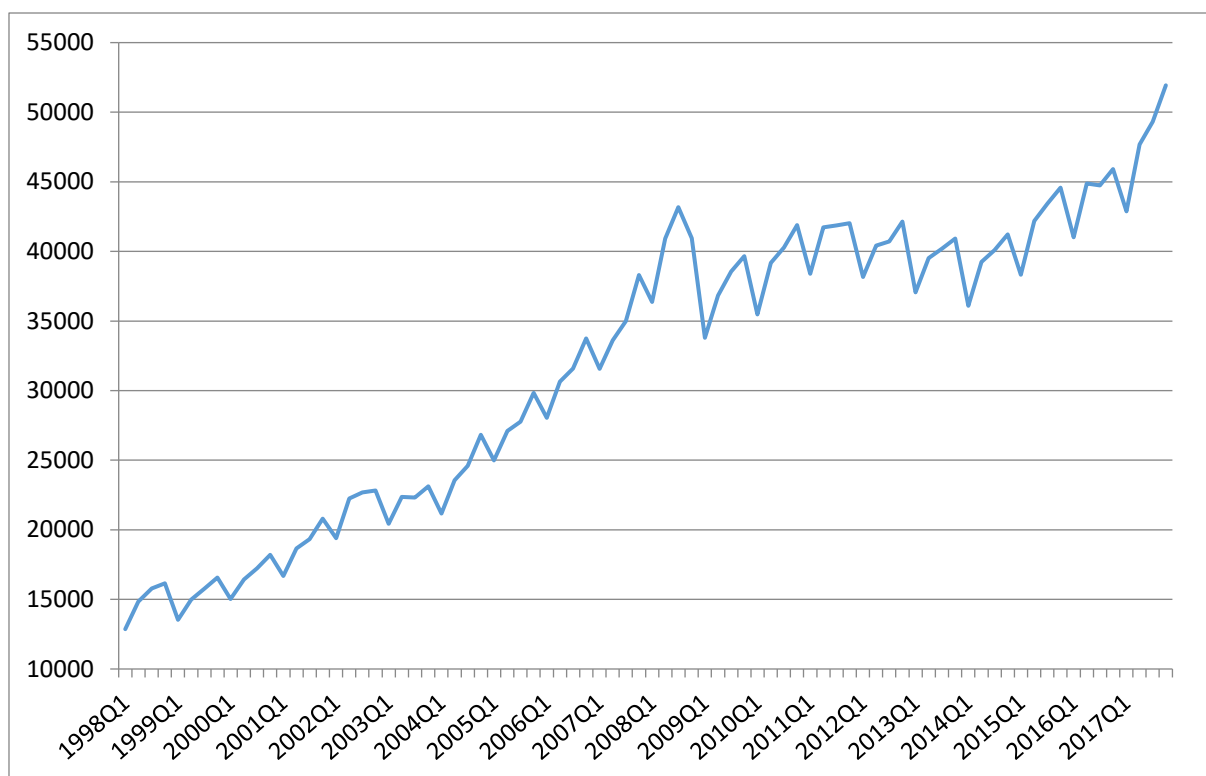
Obrázek 5.2 – vývoz v letech 1998–2017

5.2 Hrubý domácí produkt (HDP)

Hrubý domácí produkt je peněžním vyjádřením celkové hodnoty statků a služeb nově vytvořených v daném období na určitém území. Používá se pro stanovení výkonnosti ekonomiky a může být definován, resp. spočten, třemi způsoby: produkční metodou, výdajovou metodou a důchodovou metodou (www.czso.cz).

Z grafu (obrázek 5.3) můžeme usoudit, že i v této časové řadě bude přítomna sezónní složka. Stejně jako u dovozu a vývozu sezónní složku odfiltrujeme.

Z průběhu časové řady můžeme pozorovat výrazný růst HDP až do roku 2008. Na konci tohoto roku můžeme naopak pozorovat znatelný pokles. Jak již bylo zmíněno výše, je to způsobeno vlivem celosvětové finanční krize. Od roku 2014 můžeme pozorovat opětovný růst HDP, což bylo způsobeno především zvýšením české konkurenceschopnosti.



Obrázek 5.3 – HDP v letech 1998–2017

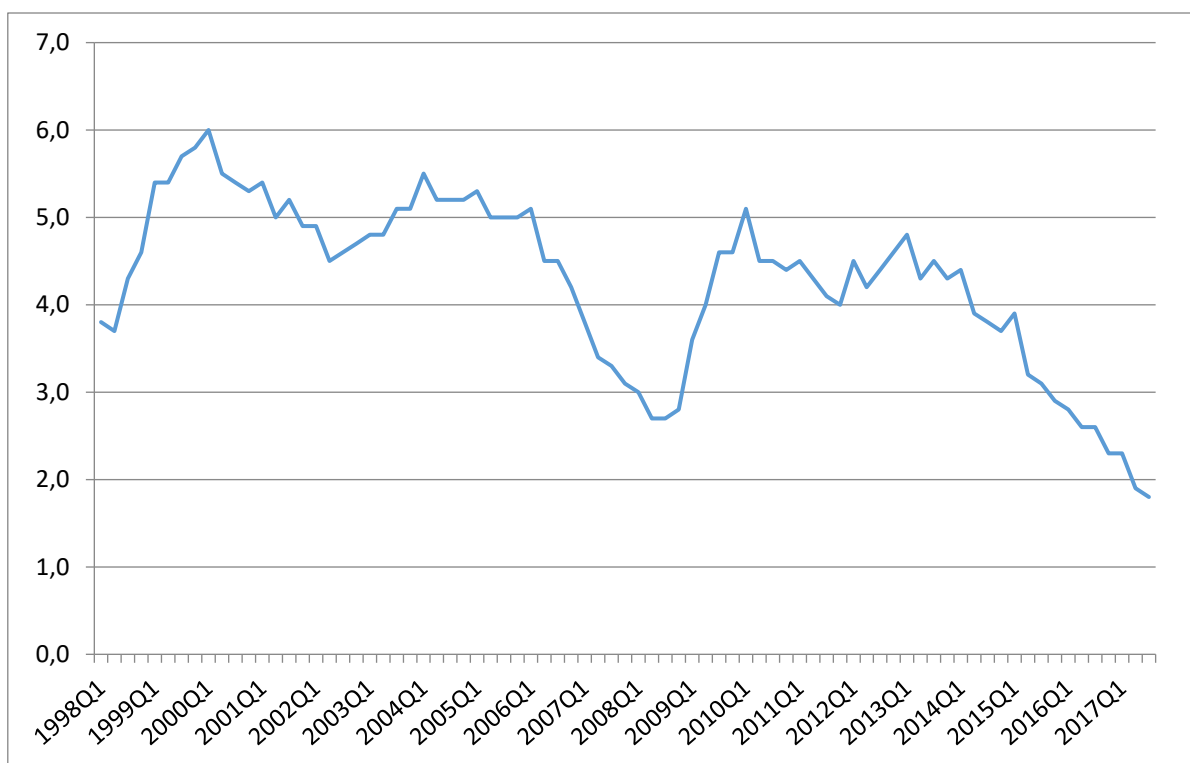
5.3 Nezaměstnanost resp. míra nezaměstnanosti

Míra nezaměstnanosti vyjadřuje procentuální podíl počtu registrovaných nezaměstnaných a počtu ekonomicky aktivních obyvatel.

Nezaměstnaní jsou lidé starší 15 let, kteří ve sledovaném období splní tři základní podmínky (cs.wikipedia.org):

- Nemají práci,
- aktivně práci hledají,
- jsou připraveni k nástupu do práce obvykle do 14 dnů.

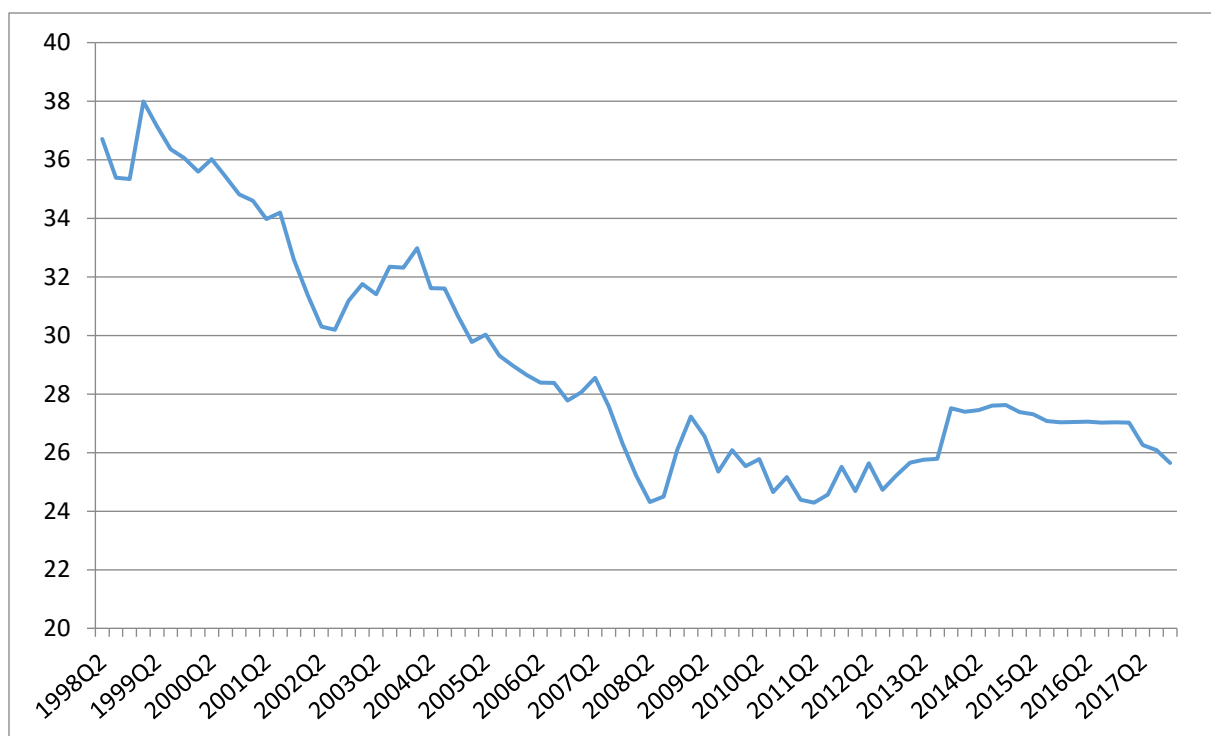
Na základě grafu (obrázek 5.4) můžeme pozorovat velmi rozkolísaný průběh míry nezaměstnanosti. Největší skok můžeme pozorovat opět na přelomu roku 2008–2009. Celosvětová finanční krize tentokrát míru nezaměstnanosti ovlivnila tak, že míra nezaměstnanosti klesla až na hodnotu přibližně 2,5 %. V posledních letech pozorujeme, že hladina míry nezaměstnanosti stále klesá a Česká republika má momentálně nejnižší úroveň míry nezaměstnanosti ze všech států Evropské unie.



Obrázek 5.4 – Míra nezaměstnanosti v letech 1998–2017

5.4 Měnový kurz

Jelikož v této práci budeme analyzovat vliv intervencí ČNB na makroagregáty uvedené výše, je nezbytné graficky znázornit i průběh vývoje kurzové hladiny koruny vůči euru. Na základě grafického výstupu (obrázek 5.5) níže můžeme vidět postupný pokles a poté stagnaci kurzové hladiny až do konce roku 2013. Od začátku roku 2014 můžeme pozorovat vzrůst kurzové hladiny, vidíme tedy znatelný vliv zavedení umělého ovlivňování měnového kurzu.



Obrázek 5.5 – Vývoj kurzu v letech 1998-2017

6 Analýza působení měnového kurzu na vybrané makroekonomické agregáty ČR

V této části práce se budeme zabývat kvantitativní analýzou vlivu měnového kurzu na vybrané makroekonomické agregáty. Vlastní analýza bude založena na časových řadách a pro účely prozkoumání vztahů budou použity jednorovnicové modely vícerozměrné analýzy časových řad.

6.1 Analýza sezónní složky

„Při analýze časových řad s periodicitou kratší než jeden rok se setkáváme téměř vždy s existencí sezónních vlivů, reprezentovaných v modelu časové řady sezónní složkou“ (Hindls a kol., 2007).

Souborem přímých a nepřímých příčin, které se rok co rok pravidelně opakují v důsledku pravidelného koloběhu Země okolo Slunce, jsou sezónní vlivy (Hindls a kol., 2007).

Pro analýzu sezónní složky jsou vhodná měsíční nebo čtvrtletní data, v naší práci budeme pracovat s daty čtvrtletními. Přítomnost sezónní složky v časové řadě je většinou viditelná z grafického zobrazení průběhu časových řad, což už bylo v předešlé kapitole zmíněno. Pokud si nejsme přítomností sezónní složky jisti, či jako podporu pro náš úsudek o přítomnosti sezónní složky, použijeme F-test sezónnosti.

Podle (Hindls a kol., 2007) testujeme nulovou hypotézu o nepřítomnosti sezónní složky v časové řadě, tj.

H_0 : časová řada sezónní složku neobsahuje

H_1 : časová řada sezónní složku obsahuje

Testové kritérium F-testu sezónnosti má podobu

$$F_s = \frac{\sum_{j=1}^s (\overline{SI}_j - \overline{SI})^2}{\frac{s-1}{\sum_{k=1}^r \sum_{j=1}^s (\hat{SI}_{jk} - \overline{SI}_j)^2}} = \frac{S_s^2}{S_a^2} \quad (1.1)$$

$T - s$

kde $\hat{SI}_{jk}$ je odhad sezónní a nesystematické složky v roce k a sezóně j , $\overline{SI}_j$ je průměrná

hodnota sezónní a nesystematické složky v j -té sezóně a $\overline{SI}$ je průměrná hodnota sezónní a nepravidelné složky.

Kritický obor pro F-test sezónnosti zapíšeme jako $W_\alpha = \{F > F_{1-\alpha}(s-1; T-s)\}$.

Vyhodnocení F-testu sezónnosti je následující. Pokud na hladině významnosti α zamítneme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní hypotézy, znamená to, že v časové řadě existuje sezónnost. V naší práci využijeme pro výpočet tohoto testu software Eviews. Níže uvedeme pro znázornění výsledek F-testu sezónnosti pouze pro ukazatel vývozu, ostatní výstupy obsahuje příloha této práce.

Na základě počítačového výstupu z tabulky 6.1 můžeme konstatovat, že časová řada vývozu obsahuje sezónní složku, jelikož na hladině významnosti 1 % zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch hypotézy alternativní.

Tabulka 6.1 – F-test sezónnosti pro vývoz za období 1998-2017

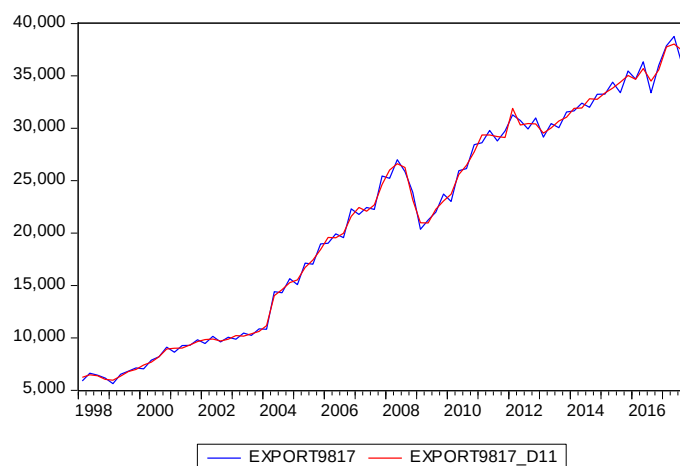
D 8.A F-tests for seasonality				
Test for the presence of seasonality assuming stability.				
	Sum of	Dgrs.of	Mean	
	Squares	Freedom	Square	F-Value
Between quarters	396.4880	3	132.16268	31.000**
Residual	319.7462	75	4.26328	
Total	716.2343	78		
**Seasonality present at the 0.1 per cent level.				

Stejnou interpretaci použijeme i pro další zkoumané ukazatele (viz tabulka 6.2), jelikož všechny zkoumané časové řady, až na řadu měnového kurzu, obsahují sezónní složku.

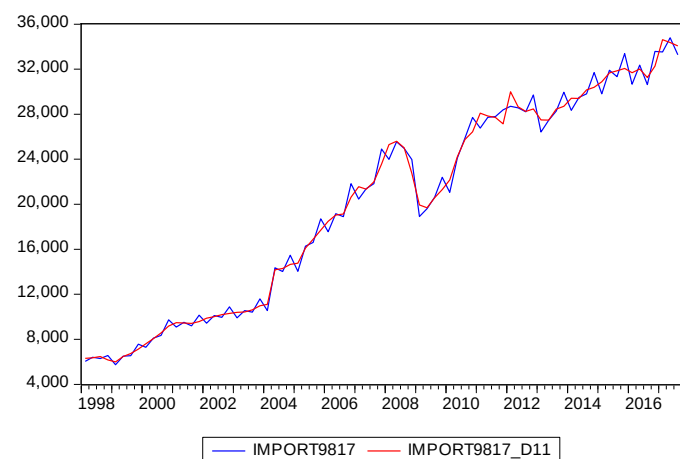
Tabulka 6.2 – F-test sezónnosti pro všechny makroagregáty za období 1998-2017

Výsledky F-testu sezónnosti vybraných makroagregátů		
	F-value	Sezónnost na hladině významnosti $\alpha=0.1$
Hrubý domácí produkt	403,51	ANO
Dovoz	81,32	ANO
Vývoz	31,00	ANO
Nezaměstnanost	70,84	ANO
Kurz	2,63	NE

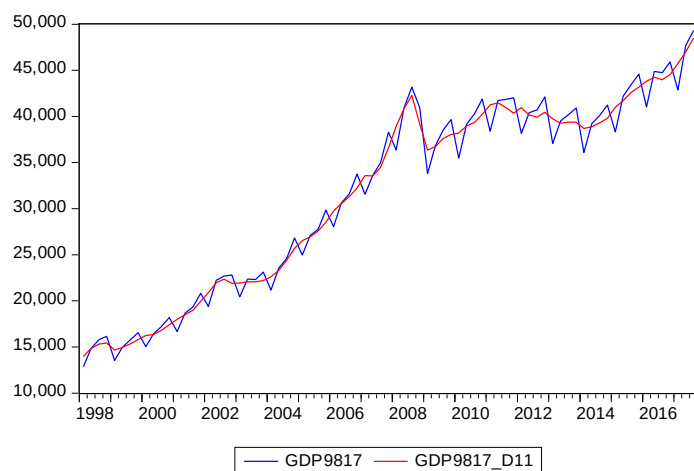
Vzhledem k tomu, že časové řady obsahují sezónní složku, musíme je před analýzou sezónně očistit. Níže uvedeme grafy (obrázek 6.1, 6.2, 6.3 a 6.4) původních a sezónně očištěných časových řad.



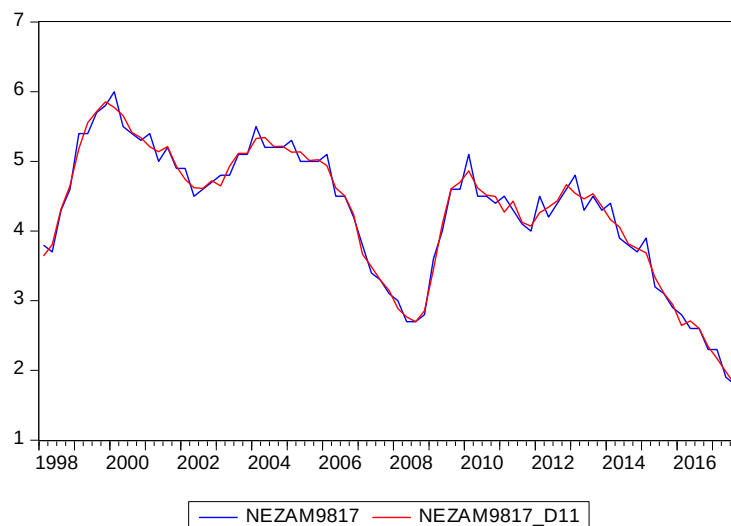
Obrázek 6.1 – původní a sezónně očištěná časová řada – Vývoz



Obrázek 6.2 – původní a sezónně očištěná časová řada – Dovoz



Obrázek 6.3 – původní a sezónně očištěná časová řada – HDP



Obrázek 6.4 – původní a sezónně očištěná časová řada – Nezaměstnanost

6.2 Analýza vlivu devizových intervencí na vybrané ekonomické ukazatele

Dle (Arlt, 1999) při modelování vícerozměrných časových řad je vhodné rozlišit vztahy na krátkodobé a dlouhodobé, jelikož mezi časovými řadami existují krátkodobé vztahy pouze v relativně krátkém období a v čase se vytrácí. Krátkodobé vztahy pozorujeme pouze mezi časovými řadami, které jsou stacionární, jelikož stacionární časové řady se vyznačují právě krátkodobou pamětí. Naopak dlouhodobé vztahy se vyznačují tím, že se v čase vztah nevytrácí.

V souvislosti s dlouhodobými vztahy pracujeme s pojmem, který se nazývá ekvilibrium, a toto ekvilibrium můžeme chápat jako rovnovážný stav, ke kterému je systém časových řad stále přitahován. Tento systém se v ekvilibriu nenachází neustále, jelikož systém je vystaven určitým šokům, nicméně se přesto může nacházet v dlouhodobém ekvilibriu, ke kterému v čase konverguje. V tomto dlouhodobém ekvilibriu se časové řady nacházejí, pokud se vývoj časových řad v dlouhodobém horizontu nerozchází. Dlouhodobý vztah mezi časovými řadami můžeme tedy analyzovat pouze mezi časovými řadami, které jsou nestacionární, a které mají stejný stochastický trend. Takové časové řady poté nazýváme jako kointegrované.

V situaci, kdy mají v čase časové řady jiný směr vývoje, vzniká u analýzy vztahů stav, který se označuje jako zdánlivá regrese. Pojem zdánlivá regrese můžeme interpretovat jako stav, kdy máme časové řady, které spolu nesouvisí. Při zdánlivé regresi spolu časové řady sice

nesouvisí, nicméně se může stát, že metodou nejmenších čtverců získáme statisticky významné odhady parametrů regresní funkce, které budou ukazovat, že model, zvolený pro analýzu těchto časových řad, je vhodný.

Abychom mohli analýzu vztahů mezi časovými řadami provést, je třeba nejprve ověřit, jakého řádu integrace analyzované časové řady jsou, protože vztah může být identifikován pouze u časových řad se stejným řádem integrace. K tomuto účelu se používají testy jednotkového kořene (například Dickeyho-Fullerův test).

Dickeyho-Fullerův test vychází ze tří modelů:

- a) Bez trendu a bez konstanty: $X_t = \phi_a X_{t-1} + a_t$
- b) S konstantou a bez trendu: $X_t = c_b + \phi_b X_{t-1} + a_t$
- c) S konstantou a s trendem: $X_t = c_c + g_c t + \phi_c X_{t-1} + a_t$

a testuje se hypotéza:

$$H_0: |\phi| = 1, \text{ tj. časová řada je nestacionární, typu } I(1)$$

$$H_1: |\phi| < 1, \text{ tj. časová řada je stacionární, typu } I(0)$$

kde testové kritérium t má tzv. Dickeyho-Fullerovo rozdělení

$$t = \frac{\hat{\phi} - 1}{S_{\hat{\phi}}} \approx DF, \quad (1.2)$$

ve prospěch H_1 svědčí nízké hodnoty tohoto testového kritéria.

V analýze použijeme k ověření stacionarity rozšířený Dickeyho-Fullerův test (ADF), který na rozdíl od klasického DF testu nepředpokládá u nesystematické složky proces bílého šumu. Tento test provedeme v softwaru Eviews.

Jak můžeme vidět v tabulce 6.3, výsledky Dickeyho-Fullerova testu ukázaly, že na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu o nestacionaritě časových řad, všechny časové řady jsou tedy typu $I(1)$.

Tabulka 6.3 – výsledky rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu

1998Q1 - 2017Q4	Původní hodnoty		1. difference	
	t _{ADF}	Pravděpodobnost	t _{ADF}	Pravděpodobnost
HDP	-1,616453	0,7774	-4,215498	0,0001
Dovoz	-2,997429	0,1397	-6,226078	0,0000
Vývoz	-3,133502	0,1061	-6,069817	0,0000
Míra nezaměstnanosti	-1,899764	0,6447	-4,793466	0,0011
Kurz	-1,425349	0,8457	-7,661536	0,0000

Jak již bylo zmíněno výše, analýzu dlouhodobých vztahů mezi časovými řadami lze provést pouze u nestacionárních časových řad typu I(1). Pokud by byly časové řady stacionární, jednalo by se pouze o analýzu vztahů krátkodobých.

V případě, že všechny analyzované časové řady jsou typu I(1), je třeba testem kointegrace vyhodnotit, zda se mezi konkrétními časovými řadami vyskytuje pravá nebo zdánlivá regrese. V jednorovnicových modelech můžeme vycházet z testování stacionarity reziduí z modelu lineární regrese ve tvaru:

$$Y_t = \beta X_t + a_t. \quad (1.3)$$

Pokud jsou rezidua modelu (1.3) stacionární, tzn. I(0), pak jsou časové řady kointegrované. V opačném případě, tzn. rezidua modelu jsou nestacionární I(1), vztah mezi proměnnými není, a jde tak o zdánlivou regresi.

Níže uvedeme finální ADF testy jednotkového kořene u všech modelů jednotlivých kombinací.

Tabulka 6.4 – výsledky rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu reziduí v období 1998-2013

ADF test jednotkového kořene - rezidua 1998-2013			
Proměnné	t-statistika	Pravděpodobnost	Kointegrace / zdánlivá regrese
HDP / kurz	-2,260549	0,1879	Zdánlivá regrese
Dovoz / kurz	-1,153088	0,6891	Zdánlivá regrese
Vývoz / kurz	-0,731978	0,8306	Zdánlivá regrese
Nezaměstnanost / kurz	-1,112802	0,0643	Zdánlivá regrese

Tabulka 6.5 – výsledky rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu reziduí v období 2014-2017

ADF test jednotkového kořene - rezidua 2014-2017			
Proměnné	t-statistika	p-hodnota	Kointegrace / zdánlivá regrese
HDP / kurz	-3,484592	0,0254	Kointegrace
Dovoz / kurz	-4,3097	0,0065	Kointegrace
Vývoz / kurz	-1,318322	0,5844	Zdánlivá regrese
Nezaměstnanost / kurz	-2,922422	0,0677	Zdánlivá regrese

Na základě výsledků testu jednotkového kořene v tabulkách 6.4 a 6.5 můžeme vidět, že v časovém období „před intervencemi“ 1998-2013 se kointegrace nenachází ani u jedné z kombinací. Naopak zdánlivá regrese byla v tomto období identifikována u kombinací HDP / kurz, dovoz / kurz, vývoz / kurz a nezaměstnanost / kurz.

V časovém období „po intervencích“ 2014-2017 se nachází kointegrace mezi kombinacemi proměnných HDP / kurz a dovoz / kurz. U kombinací vývoz / kurz a nezaměstnanost / kurz jde o zdánlivou regresi.

K prozkoumání vztahů mezi jednotlivými proměnnými postačí jednoduchá lineární regrese za předpokladu, že nesystematická složka modelu splňuje vlastnosti procesu bílého šumu, kterými jsou:

- Nulová střední hodnota - $E(a_t) = 0$,
- konstantní rozptyl - $D(a_t) = \sigma_a^2$,
- vzájemná lineární nezávislost - $cov(a_t, a_{t-k}) = 0$,
- jednotlivé a_t mají normální rozdělení pro každé $t = 1, 2, \dots, n$.

Pokud je v modelu autokorelace nesystematické složky, k popisu vztahu mezi proměnnými se používá model se zpožděnými proměnnými, tzv. ADL model (Autoregressive Distributed Lag model), kde například model ADL(1,1) můžeme zapsat jako:

$$Y_t = c + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \alpha_t \quad (1.4)$$

Na základě obecného předpisu modelu ADL(1,1) můžeme vidět, že časová řada Y_t závisí nejen na hodnotách časové řady X_t , ale i na svých vlastních zpožděných hodnotách.

Kointegrované časové řady lze popsat modelem korekce chyby (EC), který odlišuje krátkodobé a dlouhodobé vztahy mezi proměnnými. EC model obsahuje parametry, které charakterizují míru vychýlení procesu od dlouhodobého ekvilibria a lze ho zapsat jako:

$$\Delta Y_t = c + \beta_1 \Delta X_t + \gamma(Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \alpha_t, \quad (1.5)$$

kde $\beta = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \alpha_t}$ a $\gamma = \alpha_1 - 1$.

Dlouhodobý vztah je vyjádřen regresorem $(Y_{t-1} - \beta X_{t-1})$, který obsahuje dlouhodobý multiplikátor β . Tento regresor tvoří složku EC modelu. Zbylá část modelu představuje krátkodobý vztah mezi časovými řadami. Parametr γ značí míru odlišnosti vztahu krátkodobého od dlouhodobě se prosazujícího. Můžeme ho také interpretovat jako sílu, se kterou se prosazuje rovnovážný vztah mezi časovými řadami. Pokud je parametr γ roven hodnotě 0, mezi časovými řadami se kointegrace nevyskytuje.

Při modelování vztahů kointegrovaných nestacionárních časových řad není vhodné tyto časové řady stacionarizovat diferencováním, jelikož při diferencování dochází ke ztrátě důležité informace, kterou obsahuje EC model. Význam EC modelu spočívá v modelování časových řad transformovaných diferencováním a původních časových řad netransformovaných. V EC modelu je tedy možné zachytit současně krátkodobé vztahy mezi procesy, jakými jsou vztahy mezi diferencovnými procesy, a vztahy dlouhodobé mezi nediferencovanými procesy (Arlt, 1999), (Arlt, Arltová, 2009).

6.2.1 Diagnostika vhodnosti modelu

V této podkapitole bude uveden teoretický rozbor diagnostických testů vhodnosti modelu. Daný model je vhodný tehdy, pokud nesystematická složka splňuje vlastnosti procesu bílého šumu. Mezi tyto vlastnosti patří, jak již bylo zmíněno výše, vlastnost nulové střední hodnoty, konstantního rozptylu, vzájemná lineární nezávislost a normalita jednotlivých náhodných veličin. Tyto vlastnosti se ověřují pomocí testů autokorelace, homoskedasticity a normality.

Autokorelace

V prvním kroku je potřeba otestovat autokorelaci nesystematické složky. K tomu se používá Breuschův-Godfreyův LM test. Tento test dle (Arlt a kol., 2002) ověřuje sériovou provázanost náhodných složek v modelu, kdy nulová hypotéza předpokládá, že se v modelu autokorelace nevyskytuje:

$$H_0: \rho_1 = \dots = \rho_k = 0$$

$$H_1: \text{non } H_0$$

Breuschův-Godfreyův test spočívá ve vytvoření umělé regrese, kde α_t je vysvětlovanou proměnnou, vysvětlujícími proměnnými $\alpha_{t-1}, \dots, \alpha_{t-p}$ a vysvětlující proměnné modelu

$$Y_t = \beta X + \varepsilon:$$

$$\alpha_t = \delta_i x_i + \gamma_1 \alpha_{t-1} + \gamma_2 \alpha_{t-2} + \dots + \gamma_q \alpha_{t-q} + u_t \quad (1.6)$$

$$\text{Testové kritérium je: } T \cdot R^2 \sim \chi^2(q) \quad (1.7)$$

$$\text{s kritickým oborem: } T \cdot R^2 \sim \chi^2_{1-\alpha}(q). \quad (1.8)$$

Reziduální autokorelační funkce

Autokorelace se dle (Arlt a kol., 2002) odhaduje pomocí výpočtu reziduální autokorelační funkce ve tvaru

$$r_k = \hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad (1.9)$$

Přístup vyhodnocení autokorelace reziduí s využitím tzv. *korelogramu*, tj. grafu reziduální autokorelační funkce zobrazující koeficienty autokorelace reziduí, je plně korektní pouze pro dlouhé časové řady. Pro krátké časové řady se jedná pouze o orientační kritérium (je obtížné zamítnout testovanou hypotézu).

Na základě reziduální autokorelační funkce můžeme rozhodnout o neautokorelovanosti nesystematické složky, jestliže ani jeden autokorelační koeficient r_k nepřekračuje meze 95% intervalu spolehlivosti $\left(\frac{-2}{\sqrt{T}}, \frac{2}{\sqrt{T}}\right)$.

Homoskedasticita

Dalším diagnostickým testem je test o homoskedasticitě nesystematické složky. K ověření homoskedasticity nesystematické složky se používá tzv. ARCH test. Tento test je založen na vytvoření umělé regrese, kde kvadrát reziduí je vysvětlovanou proměnnou a vysvětlující proměnnou je kvadrát reziduí ve zpoždění q :

$$\alpha_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \alpha_{t-1}^2 + \alpha_2 \alpha_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \alpha_{t-q}^2 + u_t \quad (1.10)$$

Parametry se odhadnou pomocí metody nejmenších čtverců.

Hypotézy:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \dots = \sigma_k^2$$

$$H_1: \text{non } H_0$$

Testové kritérium je: $T \cdot R^2 \sim \chi^2(q)$, (1.11)

kde T je délka časové řady a R^2 je index determinace.

Pokud platí nulová hypotéza, pak je nesystematická složka modelu homoskedastická a testové kritérium $T \cdot R^2$ má rozdělení $\chi^2(q)$.

Kritický obor má pak podobu: $T \cdot R^2 \sim \chi_{1-\alpha}^2(q)$ (1.12)

Normalita

Dle (Arlt, Arltová, 2009) normalitu nesystematické složky posuzujeme na základě výsledků Jarqueova-Berova testu, který je založen na současném testování šikmosti a špičatosti nesystematické složky.

Hypotézy:

$$H_0: \text{Normalita}$$

$$H_1: \text{non } H_0$$

Testové kritérium je:

$$JB = (SK^2 + K^2) \sim \chi^2(2), \quad \text{kde} \quad (1.13)$$

SK je šikmost, K je špičatost. A kritickým oborem testu je:

$$JB > \chi_{1-\alpha}^2(2) \quad (1.14)$$

Pokud platí nulová hypotéza, která představuje normalitu nesystematické složky, mají statistiky šikmosti a špičatosti asymptoticky normované normální rozdělení.

6.2.2 Vlastní modely

V této podkapitole budou uvedeny výsledky analýz jednotlivých kombinací zkoumaných proměnných a následně diagnostická kontrola pro každý model a každé období zvlášť.

1) Vliv změny měnového kurzu na HDP

a. Období 1998-2013

Na základě výsledků, které nalezneme v tabulce 6.4, můžeme říci, že se v tomto modelu vyskytuje zdánlivá regrese mezi časovými řadami. Z tohoto důvodu je potřeba nejdříve časové řady zdiferencovat, abychom byli schopni odhadnout alespoň krátkodobý vztah.

Do modelu byla přidána umělá proměnná D1 z důvodu rozkolísanosti časové řady v době světové finanční krize v roce 2008. Umělá proměnná D1 byla přidána konkrétně do období 2008Q4 na základě prozkoumání reziduí modelu.

Výsledný model uvádíme v tabulce 6.6.

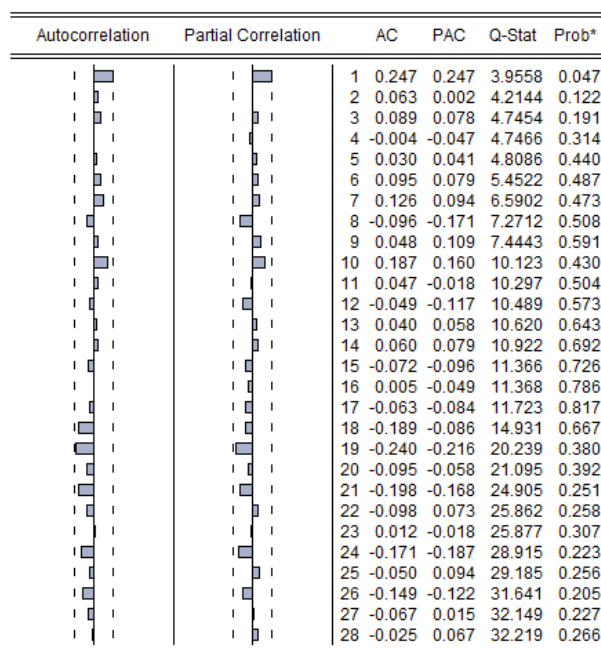
Tabulka 6.6 – výsledky modelu – vliv měnového kurzu na HDP v období 1998-2013

Finální model - vliv měnového kurzu na HDP v období 1998-2013				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	p-hodnota
C	336,8339	77,0952	4,3690	0,0001
D(KURZ_D11)	-682,3213	101,5878	-6,7165	0,0000
D1	-2612,157	607,4280	-4,3003	0,0001

Diagnostika	Statistiky	p-hodnota
R²	0,5778	x
F-test	40,3866	0,0000
Durbin-Watson	1,4836	x

Hodnota koeficientu determinace R^2 je v tomto modelu 0,58, zároveň hodnota Durbinovy-Watsonovy statistiky se pohybuje okolo hodnoty 2.

Pomocí korelogramu (obrázek 6.5) byl zobrazen průběh ACF a PACF. Na základě korelogramu můžeme konstatovat, že se v modelu nevyskytuje autokorelace, jelikož se všechny sloupce nacházejí uvnitř mezí.



Obrázek 6.5 – Korelogram modelu – vliv měnového kurzu na HDP v období 1998-2013

Dalším identifikátorem vhodnosti modelu je Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace, který v tomto případě ukazuje, že nesystematická složka není autokorelovaná, tzn. nezamítáme nulovou hypotézu H_0 na hladině významnosti 5 % (obrázek 6.6).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.148843	Prob. F(2,57)	0.1260
Obs*R-squared	4.346927	Prob. Chi-Square(2)	0.1138

Obrázek 6.6 – Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace – vliv měnového kurzu na HDP v období 1998-2013

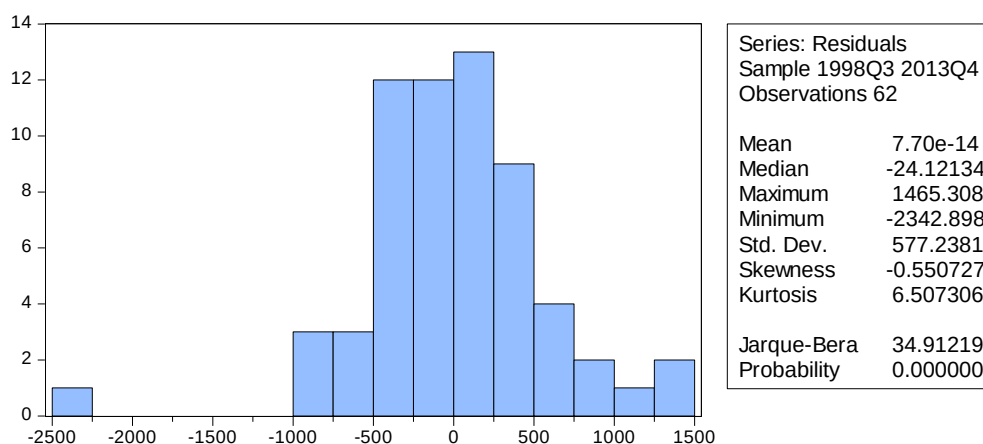
Diagnostickým testem, který ověřuje homoskedasticitu nesystematické složky, je ARCH test. Z výsledku tohoto testu vyplývá, že na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu H_0 , a nesystematická složka modelu je tedy homoskedastická (obrázek 6.7).

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.000570	Prob. F(1,59)	0.9810
Obs*R-squared	0.000590	Prob. Chi-Square(1)	0.9806

Obrázek 6.7 – ARCH test – vliv měnového kurzu na HDP v období 1998-2013

Normalitu reziduí ověříme pomocí Jarqueova-Berova testu, který v tomto modelu vyhodnotíme tak, že na hladině významnosti 5 % zamítáme nulovou hypotézu H_0 a tudíž nemá nesystematická složka normální rozdělení, jak je vidět i na obrázku 6.8.



Obrázek 6.8 – Test normality– vliv měnového kurzu na HDP v období 1998-2013

Výsledný model tedy můžeme považovat za vhodný model a lze ho zapsat jako:

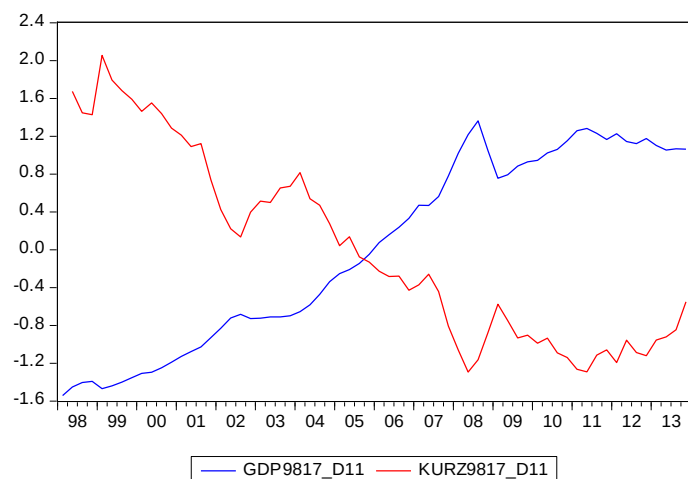
$$\Delta \widehat{GDP}_t = 336,83 - 682,32 \Delta Kurz_{d11_t} - 32612,157 D1.$$

Na základě výsledku modelu můžeme říci, že hodnota HDP v čase t závisí na výši měnového kurzu v čase t . Jak již bylo zmíněno výše, umělá proměnná D1 byla přidána do modelu z důvodu rozkolísanosti časové řady HDP z důvodu světové finanční krize. Na základě výsledku můžeme říci, že tato proměnná je statisticky významná a vliv této proměnné je v modelu patrný.

Vzhledem k přítomnosti zdánlivé regrese není možné v tomto modelu popsat dlouhodobý vztah. Výsledný model můžeme tedy interpretovat pouze tak, že čím více oslabuje kurz koruny vůči euru, tzn. kurz roste, tím více klesá HDP.

Z krátkodobého hlediska můžeme usuzovat na pokles HDP z několika důvodů. Vždy záleží na metodě výpočtu HDP, ale na konci řetězce se vždy dostaneme k situaci, kdy se lidé omezují ve spotřebě a raději šetří. Tím pádem tedy klesá i produkce, jelikož firmy omezují výrobu, aby jim zboží nepřebývalo.

Tuto skutečnost můžeme pozorovat i v grafu normalizovaných dat níže (obrázek 6.9).



Obrázek 6.9 – časové řady HDP a měnového kurzu, normalizovaná data – období 1998-2013

b. Období 2014-2017

V tomto modelu byla na základě testu jednotkového kořene identifikována možnost kointegrace (tabulka 6.5). Nejdříve provedeme jednoduchou lineární regresi, uložíme rezidua a zobrazíme korelogram (obrázek 6.10), abychom zjistili, zda se v modelu vyskytuje autokorelace.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		0.231	0.231	0.9704	0.325
2		-0.095	-0.157	1.1473	0.563
3		0.266	0.354	2.6474	0.449
4		0.061	-0.161	2.7340	0.603
5		-0.252	-0.156	4.3586	0.499
6		-0.003	0.040	4.3589	0.628
7		0.156	0.102	5.1302	0.644
8		-0.183	-0.166	6.3534	0.608
9		-0.324	-0.262	10.815	0.289
10		-0.071	-0.080	11.074	0.352
11		-0.235	-0.236	14.593	0.202
12		-0.214	0.132	18.487	0.102

Obrázek 6.10 – Korelogram jednoduchého regresního modelu – vliv měnového kurzu na HDP v období 2014-2017

Jelikož se v modelu autokorelace nevyskytuje, přistoupíme k popisu modelu (tabulka 6.7) a diagnostice.

Tabulka 6.7 – výsledky modelu – vliv měnového kurzu na HDP v období 2014-2017

Výsledný model - vliv měnového kurzu na HDP v období 2014-2017				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
C	213365,4	21927,03	9,730705	0,0000
KURZ9817_D11	-6291,65	809,0539	-7,776546	0,0000

Diagnostika	Statistiky	Pravděpodobnost
R²	0,823068	
F-test	60,47467	0,000003
Durbin-Watson	1,189114	

V tomto období má model hodnotu koeficientu determinace $R^2 = 0,82$. Hodnota Durbinovy-Watsonovy statistiky je vyšší než 1. Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace ukazuje i v tomto modelu, že nesystematická složka není autokorelovaná, tzn. nezamítáme nulovou hypotézu H_0 na hladině významnosti 5 % (obrázek 6.11).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.457441	Prob. F(2,11)	0.6444
Obs*R-squared	1.151773	Prob. Chi-Square(2)	0.5622

Obrázek 6.11 – Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace – vliv měnového kurzu na HDP v období 2014-2017

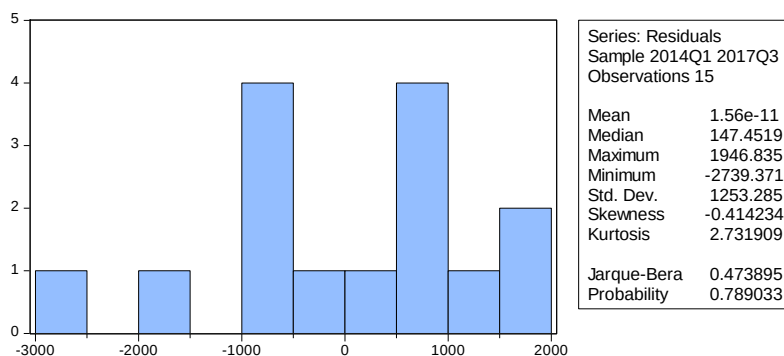
Pomocí ARCH testu budeme v tomto modelu testovat homoskedasticitu nesystematické složky. Z výsledku vyplývá, že na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu H_0 a nesystematická složka modelu je homoskedastická (obrázek 6.12).

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.583702	Prob. F(1,12)	0.4596
Obs*R-squared	0.649398	Prob. Chi-Square(1)	0.4203

Obrázek 6.12 – ARCH test – vliv měnového kurzu na HDP v období 2014-2017

Na základě Jarqueova-Berova testu normality konstatujeme, že na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu H_0 , a nesystematická složka má tedy normální rozdělení (viz obrázek 6.13).



Obrázek 6.13 – Test normality modelu – vliv měnového kurzu na HDP v období 2014-2017

Finálním modelem je model:

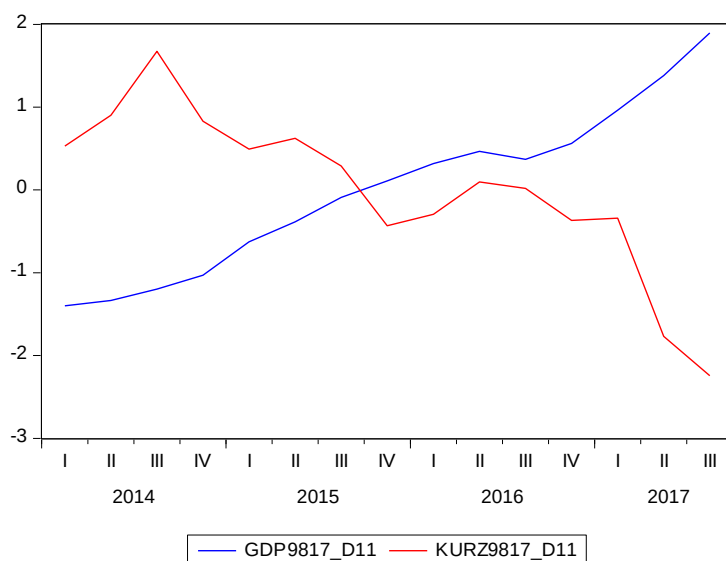
$$\widehat{GDP}_t = 213365,4 - 6291,65Kurz_d11_t$$

Na základě výsledku modelu můžeme říci, že hodnota HDP v čase t závisí na výši kurzu také v čase t .

Interpretovat výsledný model můžeme tak, že čím více roste měnový kurz, tzn. oslabuje, tím více klesá HDP.

Jak již bylo řečeno u modelu výše, pokles HDP může být způsobený více skutečnostmi, a to vzhledem k početní metodě, jakou HDP počítáme. V této práci byl použit hrubý domácí produkt vypočtený výrobní metodou, proto můžeme usuzovat na pokles produkce, která vede k nárůstu nezaměstnanosti nebo nižším výplatám. Dále tedy navazuje na pokles spotřeby, jelikož lidé méně utrácí nebo jednoduše peníze nemají. Vzhledem k situaci zavedení devizových intervencí můžeme také usuzovat, že se lidé báli o svou budoucnost a ekonomickou prosperitu státu, proto právě spotřebu omezili a HDP tedy klesá.

Opět tuto skutečnost můžeme pozorovat i v grafu normalizovaných dat (obrázek 6.14) níže.



Obrázek 6.14 – časové řady HDP a měnového kurzu, normalizovaná data – období 2014-2017

Dlouhodobý multiplikátor β se rovná:

$$\beta = -6291,65$$

Z modelu tedy vyplývá, že změna měnového kurzu dlouhodobě nepřímě úměrně ovlivňuje výši HDP. Tento výsledek se shoduje s výsledkem, který byl uveden v rámci finálního modelu.

2) Vliv změny měnového kurzu na dovoz

a. Období 1998-2013

Jak již bylo zmíněno výše, u některých modelů ukázal test jednotkového kořene nestacionaritu reziduí (tabulka 6.4), a tedy zdánlivou regresi. Proto bylo nutné časové řady zdiferencovat, abychom byli schopni odhadnout alespoň krátkodobý vztah mezi časovými řadami. Tento model, týkající se vlivu měnového kurzu na dovoz, je také právě tím případem, kdy musely být časové řady zdiferencovány. Výsledný model uvádíme v tabulce 6.8.

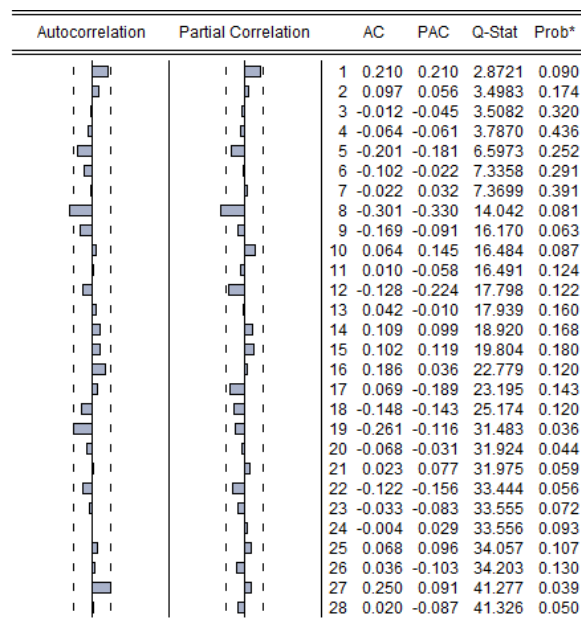
Tabulka 6.8 – výsledky modelu – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1998-2013

Výsledný model - vliv měnového kurzu na dovoz v období 1998-2013				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
C	270,6699	108,0408	2,5053	0,0150
D(KURZ9817_D11)	-606,6058	140,7594	-4,3095	0,0001

Diagnostika	Statistiky	Pravděpodobnost
R²	0,236369	
F-test	18,57199	0,000062
Durbin-Watson	1,555051	

Koeficient determinace R^2 má hodnotu 0,24. Hodnota Durbinovy-Watsonovy statistiky je 1,55.

Na základě korelogramu tohoto modelu (obrázek 6.15) vidíme, že se v modelu nevyskytuje autokorelace, jelikož se všechny sloupce nacházejí uvnitř mezí.



Obrázek 6.15 – Korelogram modelu – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1998-2013

Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace ukazuje, že nesystematická složka není autokorelovaná, tzn. nezamítáme nulovou hypotézu H_0 na hladině významnosti 5 % (obrázek 6.16).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.468768	Prob. F(2,58)	0.2386
Obs*R-squared	2.988753	Prob. Chi-Square(2)	0.2244

Obrázek 6.16 – Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1998-2013

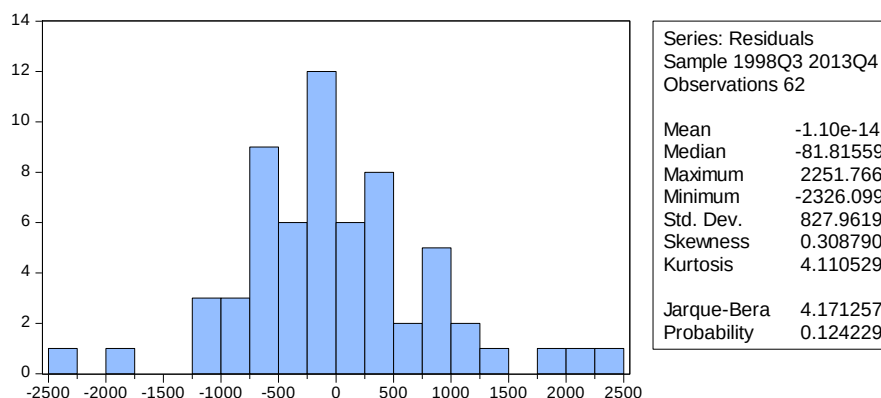
Z výsledku ARCH testu vyplývá, že na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu H_0 a nesystematická složka modelu je homoskedastická (obrázek 6.17).

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.529363	Prob. F(1,59)	0.2211
Obs*R-squared	1.541255	Prob. Chi-Square(1)	0.2144

Obrázek 6.17 – ARCH test – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1998-2013

Na základě Jarqueova-Berova testu normality můžeme říci, že na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu H_0 a nesystematická složka má tedy normální rozdělení (viz obrázek 6.18).



Obrázek 6.18 – Test normality modelu – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1998-2013

Finální model tedy můžeme zapsat jako:

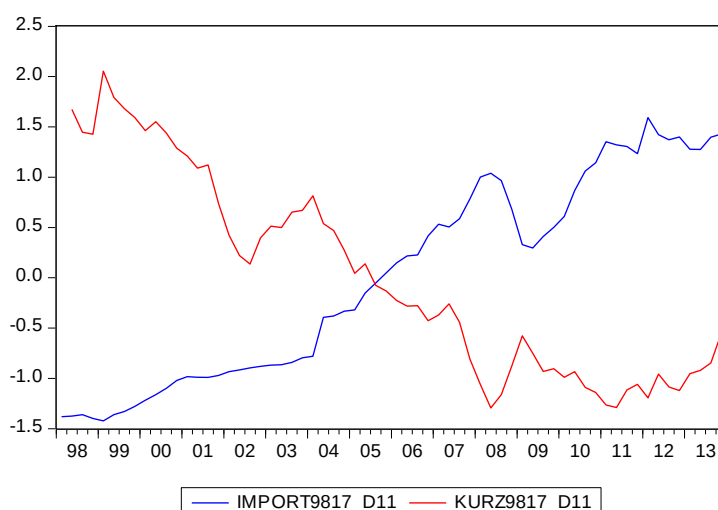
$$\Delta \widehat{Import}_t = 270,67 - 606,60 \Delta Kurz_{d11}_t$$

Dovoz v čase t tedy závisí pouze na výši kurzu taktéž v čase t .

Vzhledem k opětovně přítomné zdánlivé regresi není možné v tomto modelu popsat dlouhodobý vztah.

Na základě výsledku výše můžeme z krátkodobého hlediska říci, že čím více kurz koruny vůči euru roste, tzn. oslabuje, tím více klesá dovoz. Tato situace je z ekonomického pohledu logická, jelikož pro dovozce je situace oslabení kurzu negativní z důvodu, že je pro ně koruna dražší. Tudíž tedy za dovezené služby a zboží zaplatí v přepočtu víc.

Opět tuto skutečnost můžeme pozorovat v grafu (obrázek 6.19), kde jsou zobrazena normalizovaná data proměnných v daném období.



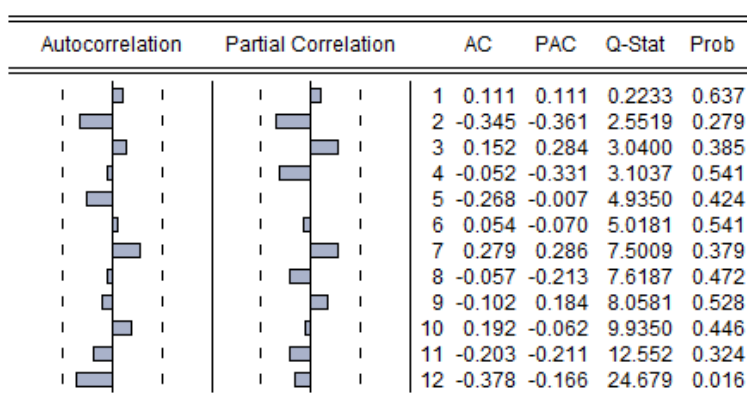
Obrázek 6.19 – časové řady dovozu a měnového kurzu, normalizovaná data – období 1998-2013

b. Období 2014-2017

Naopak v období po intervencích není nutné časové řady diferencovat, protože test kointegrace indikuje, že mezi časovými řadami je možný kointegrační vztah, lze tedy tak odhadnout i dlouhodobý vztah.

Nejprve provedeme jednoduchou lineární regresi, uložíme rezidua a zobrazíme korelogram, abychom zjistili, zda se v modelu vyskytuje autokorelace.

Průběh ACF a PACF, který je zobrazen na obrázku 6.20 ukazuje, že se v modelu autokorelace nevyskytuje, jelikož se všechny sloupce nacházejí uvnitř mezí.



Obrázek 6.20 – Korelogram modelu – vliv měnového kurzu na dovoz v období 2014-2017

Uvedeme tedy finální model, kterým je jednoduchá lineární regrese daných proměnných (tabulka 6.9).

Tabulka 6.9 – výsledky modelu – vliv měnového kurzu na dovoz v období 2014-2017

Výsledný model - vliv měnového kurzu na dovoz v období 2014-2017				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
C	115867,4000	16408,7400	7,0613	0,0000
KURZ9817_D11	-3104,3590	605,4427	-5,1274	0,0002

Diagnostika	Statistiky	Pravděpodobnost
R ²	0,669131	
F-test	26,29043	0,000194
Durbin-Watson	1,529719	

Koeficient determinace R^2 má hodnotu 0,67. Hodnota Durbinovy-Watsonovy statistiky se blíží hodnotě 2.

Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace také ukazuje, že nesystematická složka není autokorelovaná, tzn. nezamítáme nulovou hypotézu H_0 na hladině významnosti 5 % (obrázek 6.21).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	2.619524	Prob. F(2,11)	0.1174
Obs*R-squared	4.839306	Prob. Chi-Square(2)	0.0890

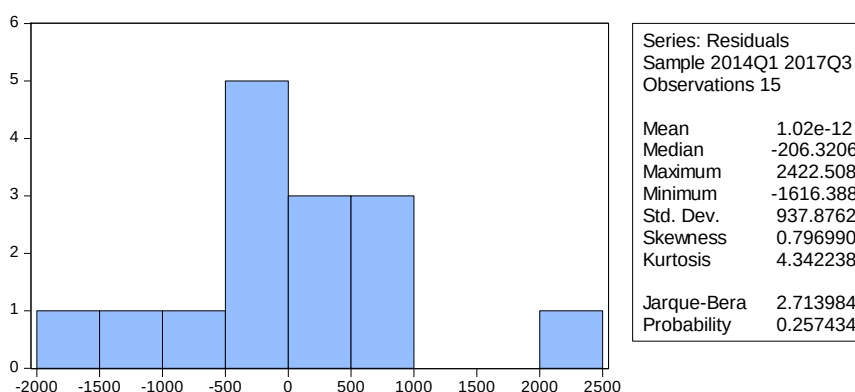
Obrázek 6.21 – Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace – vliv měnového kurzu na dovoz v období 2014-2017

ARCH test, kterým budeme v tomto modelu testovat homoskedasticitu, má hodnotu 0,7. Z tohoto výsledku vyplývá, že na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu H_0 a nesystematická složka modelu je tedy homoskedastická (obrázek 6.22).

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.145891	Prob. F(1,12)	0.7092
Obs*R-squared	0.168162	Prob. Chi-Square(1)	0.6818

Obrázek 6.22 – ARCH test – vliv měnového kurzu na dovoz v období 2014-2017

Jarqueův-Berův test normality má hodnotu 0,26 a tudíž na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu H_0 a nesystematická složka má normální rozdělení (obrázek 6.23).



Obrázek 6.23 – Test normality modelu – vliv měnového kurzu na dovoz v období 2014-2017

Model dlouhodobého vlivu měnového kurzu na dovoz v období 2013-2017 můžeme tedy zapsat jako:

$$\widehat{Import_d11}_t = 115867,40 - 3104,36Kurz_d11_t$$

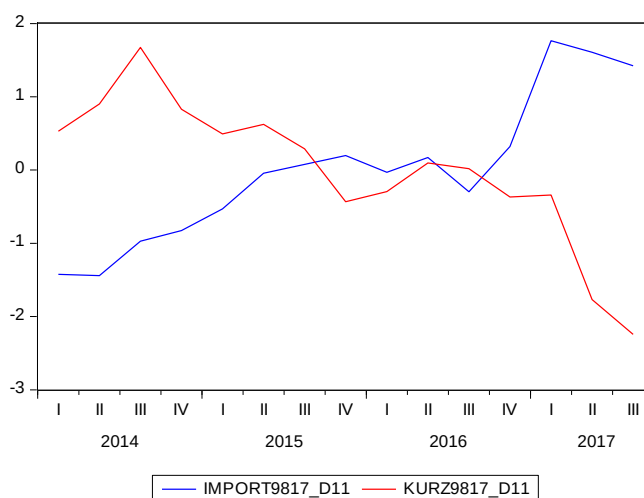
Dovoz v čase t tedy závisí pouze na výši kurzu taktéž v čase t .

Dle (www.czso.cz) ekonomika České republiky patří mezi dovozně nejnáročnější v EU i přes fakt, že až tři čtvrtiny dovozu putují na mezispotřebu a jen jedna čtvrtina připadá na konečné užití, tj. spotřebu domácností, vládního sektoru a investice.

Dle (www.czso.cz) se také vyskytuje patrná korelace mezi změnou hodnoty dovozu do ČR a pohybem měnového kurzu koruny. Tento vztah však není příliš výrazný. V roce 2012 musela ekonomika České republiky vynaložit 73 korun v podobě dovezeného zboží a služeb na vyprodukování stokoruny nové přidané hodnoty, naproti tomu v roce 2002 stačilo na stejnou hodnotu nové přidané hodnoty vynaložit 60 korun.

Výsledný model výše tedy můžeme interpretovat tak, že v případě rostoucího měnového kurzu, tzn. oslabení vůči euru, dovoz klesá. Dle (www.czso.cz) zavedení devizových intervencí způsobilo stagnaci dovozní náročnosti České republiky. Tento model tuto skutečnost tedy potvrdil.

Níže zobrazíme graf normalizovaných dat (obrázek 6.24), kde je možné tuto skutečnost pozorovat.



Obrázek 6.24 – časové řady dovozu a měnového kurzu, normalizovaná data – období 2014-2017

Dlouhodobý multiplikátor β se rovná:

$$\beta = -3104,36$$

Z modelu tedy vyplývá, že změna měnového kurzu dlouhodobě nepřímě úměrně ovlivňuje výši dovozu. Tento výsledek se shoduje s výsledkem, který byl uveden v rámci finálního modelu.

3) Vliv změny měnového kurzu na vývoz

a. Období 1998-2013

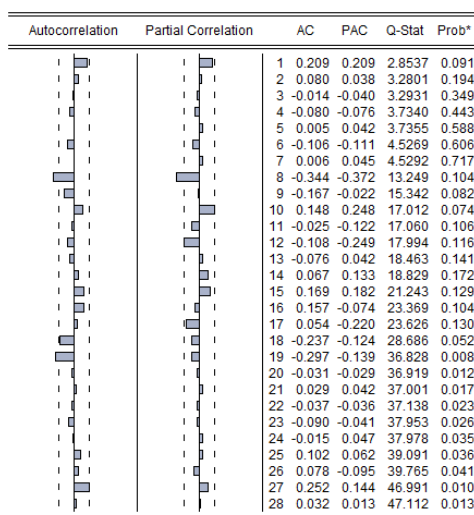
Stejně jako při analýze vlivu změny měnového kurzu na HDP a dovoz v období před intervencemi, při zkoumání vlivu změny kurzu na vývoz test jednotkového kořene reziduí ukázal, že v časových řadách se vyskytuje zdánlivá regrese. Tudíž bylo potřeba časové řady zdiferencovat, abychom byli schopni odhadnout alespoň krátkodobý vztah mezi řadami. Výsledný model uvádíme v tabulce 6.10.

Tabulka 6.10 – výsledky modelu – vliv měnového kurzu na vývoz v období 1998-2013

Výsledný model - vliv měnového kurzu na vývoz v období 1998-2013				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
C	306,5730	106,5847	2,8763	0,0056
D(KURZ9817_D11)	-608,1353	138,8623	-4,3794	0,0000
Diagnostika		Statistiky	Pravděpodobnost	
R ²		0,242226		
F-test		19,17926	0,000048	
Durbin-Watson		1,543379		

Hodnota koeficientu determinace R^2 má v tomto modelu hodnotu 0,24, Durbinova-Watsonova statistika ukazuje na nepřítomnost autokorelace, jelikož se blíží k hodnotě 2, konkrétně má hodnotu 1,54.

Průběh ACF a PACF je zobrazen v grafu (obrázek 6.25). Můžeme říci, že se v tomto modelu nevyskytuje autokorelace, jelikož se všechny sloupce nacházejí uvnitř mezí.



Obrázek 6.25 – Korelogram modelu – vliv měnového kurzu na vývoz v období 1998-2013

Test sériové autokorelace, kterou testujeme pomocí Breuschova-Godfreyova testu, ukazuje, že nesystematická složka není autokorelovaná, jelikož nulovou hypotézu H_0 nezamítáme na hladině významnosti 5 % (obrázek 6.26).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	1.427468	Prob. F(2,58)	0.2482
Obs*R-squared	2.908655	Prob. Chi-Square(2)	0.2336

Obrázek 6.26 – Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1998-2013

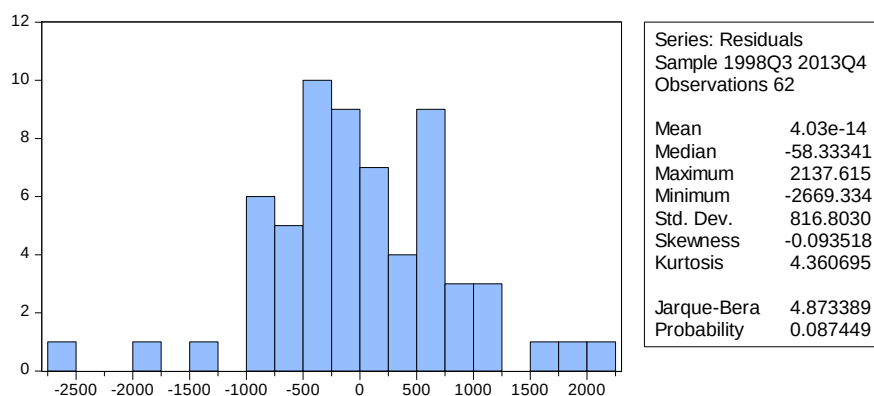
Hodnota ARCH testu, který testuje homoskedasticitu, je 0,21. Nesystematická složka modelu je tedy homoskedastická, jelikož na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu H_0 (obrázek 6.27).

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.578994	Prob. F(1,59)	0.2139
Obs*R-squared	1.589968	Prob. Chi-Square(1)	0.2073

Obrázek 6.27 – ARCH test – vliv měnového kurzu na vývoz v období 1998-2013

Jarqueův-Berův test ukazuje, že na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu H_0 a tudíž můžeme říci, že nesystematická složka pochází z normálního rozdělení (obrázek 6.28).



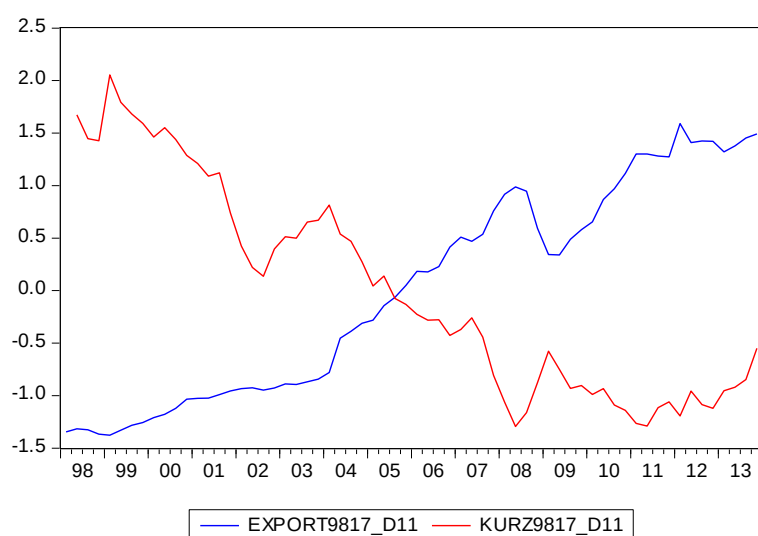
Obrázek 6.28 – Test normality modelu – vliv měnového kurzu na vývoz v období 1998-2013

Finální model tedy můžeme zapsat jako:

$$\widehat{\Delta Export}_t = 306,57 - 608,14\Delta Kurz_d11_t$$

Opět se nám v tomto modelu vyskytuje zdánlivá regrese, tudíž je možné shrnout pouze krátkodobý vztah. Z tohoto krátkodobého vztahu vyplývá, že vývoz v čase t závisí pouze na výši měnového kurzu taktéž v čase t .

Z krátkodobého hlediska můžeme uvedený model interpretovat tak, že s růstem kurzu, tzn. oslabením kurzu, dochází k poklesu vývozu. Centrální banka si od umělého oslabení slibovala nejen zabránění hrozící deflace, ale i zvýšení vývozu. Na základě výsledků tohoto modelu můžeme ale říci, že centrální banka přistoupila k umělému oslabování kurzu za účelem zvýšení vývozu zřejmě chybně, jelikož vztah mezi těmito proměnnými se jeví jako opačný, jak ukazuje i graf normalizovaných dat (obrázek 6.29).



Obrázek 6.29 – časové řady vývozu a měnového kurzu, normalizovaná data – období 1998-2013

b. Období 2014-2017

Vzhledem k existující zdánlivé regresi mezi těmito časovými řadami, kterou jsme zjistili pomocí testu jednotkového kořene reziduí, provedeme diferencování, abychom byli opět schopni odhadnout alespoň krátkodobý vztah mezi časovými řadami.

Tabulka 6.11 – výsledky modelu – vliv měnového kurzu na vývoz v období 2014-2017

Výsledný model - vliv měnového kurzu na vývoz v období 2014-2017				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
C	474,082	223,1010	2,1246	0,0534
D(KURZ9817_D11)	615,5617	917,0336	0,6712	0,5138

Výše uvádíme nejlepší model, který jsme byli schopni získat (tabulka 6.11). Na základě výsledků konstatujeme, že mezi těmito časovými řadami v tomto období nebyl identifikován

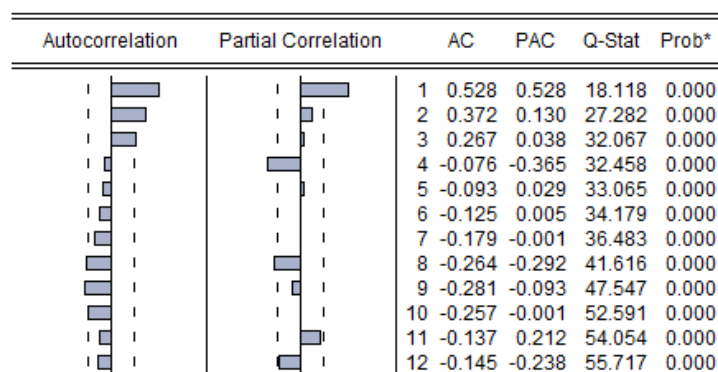
žádný vztah, a tudíž změna měnového kurzu neměla žádný vliv na vývoz v období po intervencích. Tato analýza tedy nepotvrdila, že by umělé oslabení kurzu, a tedy zavedení devizových intervencí, mělo na vývoz značný vliv, jak si centrální banka představovala.

I přes tuto skutečnost, dle (www.euro.cz, ©2018 Mladá fronta a. s.) zavedení devizových intervencí mělo na vývoz značný vliv, jelikož vývozcům údajně přinesly přímo 687 miliard korun a nepřímou 590 miliard korun.

4) Vliv změny měnového kurzu na nezaměstnanost

a. Období 1998-2013

Nyní přistoupíme k analýze vztahů mezi nezaměstnaností a změnou měnového kurzu. I v tomto modelu se objevuje zdánlivá regrese, proto bylo nutné časové řady zdiferencovat, abychom byli schopni odhadnout alespoň krátkodobý vztah mezi časovými řadami. Nejprve provedeme jednoduchou lineární regresi, uložíme rezidua a zobrazíme korelogram (obrázek 6.30), abychom zjistili, zda se v modelu vyskytuje autokorelace.



Obrázek 6.30 – Korelogram modelu – vliv měnového kurzu na nezaměstnanost v období 1998-2013

Jelikož se v modelu autokorelace vyskytuje, přistoupíme k sestavení ADL modelu, kterým autokorelaci odfiltrujeme (tabulka 6.12).

Tabulka 6.12 – výsledky ADL modelu – vliv měnového kurzu na nezaměstnanost v období 1998-2013

ADL model - vliv měnového kurzu na nezaměstnanost v období 1998-2013				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
D(NEZAM9817_D11(-1))	0,4132	0,1200	4,4422	0,0011
D(NEZAM9817_D11(-2))	0,2591	0,1248	2,0758	0,0426
D(NEZAM9817_D11(-4))	-0,3167	0,1005	-3,1498	0,0026
D(KURZ9817_D11(-2))	0,0666	0,0300	2,2158	0,0309

Diagnostika	Statistiky	Pravděpodobnost
R ²	0,478643	
F-test	x	
Durbin-Watson	1,994457	

Koeficient determinace R^2 má v tomto modelu hodnotu 0,48. Durbinova-Watsonova statistika ukazuje na nepřítomnost autokorelace, jelikož se pohybuje okolo hodnoty 2.

Průběh ACF a PACF je zobrazen v grafu (obrázek 6.31). V tomto modelu se nevyskytuje autokorelace, jelikož se všechny sloupce nacházejí uvnitř mezí.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.019	-0.019	0.0223	0.881
		2 0.197	0.196	2.4628	0.292
		3 -0.009	-0.003	2.4681	0.481
		4 -0.080	-0.123	2.8858	0.577
		5 0.045	0.047	3.0207	0.697
		6 -0.123	-0.085	4.0461	0.670
		7 0.066	0.045	4.3431	0.740
		8 -0.262	-0.242	9.1971	0.326
		9 -0.092	-0.122	9.8036	0.367
		10 -0.108	-0.036	10.656	0.385
		11 -0.034	0.020	10.744	0.465
		12 -0.119	-0.178	11.830	0.459
		13 -0.003	-0.002	11.830	0.542
		14 0.131	0.154	13.209	0.510
		15 -0.169	-0.185	15.550	0.413
		16 0.106	-0.048	16.494	0.419
		17 -0.176	-0.173	19.151	0.320
		18 -0.028	-0.105	19.220	0.378
		19 -0.090	-0.112	19.946	0.398
		20 0.016	-0.030	19.970	0.460
		21 0.077	-0.025	20.527	0.488
		22 -0.066	-0.019	20.947	0.524
		23 0.039	-0.109	21.102	0.575
		24 0.139	0.157	23.091	0.514

Obrázek 6.31 – Korelogram ADL modelu – vliv měnového kurzu na nezaměstnanost v období 1998-2013

Na základě Breuschova-Godfreyova testu sériové autokorelace můžeme říci, že nesystematická složka není autokorelovaná, jelikož nulovou hypotézu H_0 nezamítáme na hladině významnosti 5 % (obrázek 6.32).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.053962	Prob. F(2,53)	0.9475
Obs*R-squared	0.103700	Prob. Chi-Square(2)	0.9495

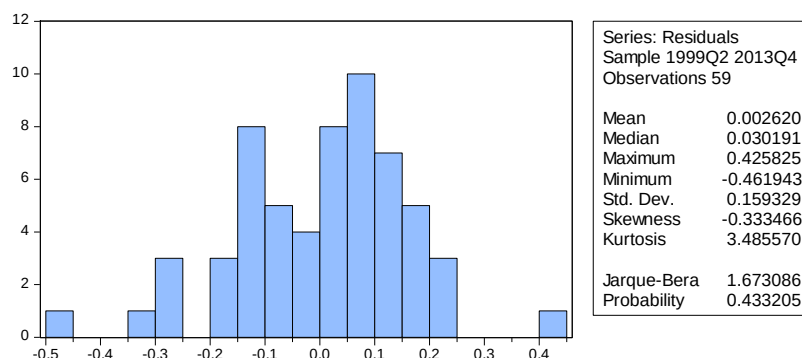
Obrázek 6.32 – Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1998-2013

Hodnota testového kritéria ARCH testu, který v tomto modelu testuje homoskedasticitu, je 0,17. Na hladině významnosti 5 % tedy nezamítáme nulovou hypotézu H_0 a nesystematická složka modelu je homoskedastická (obrázek 6.33).

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.136969	Prob. F(1,56)	0.7127
Obs*R-squared	0.141515	Prob. Chi-Square(1)	0.7068

Obrázek 6.33 – ARCH test – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1998-2013

Jarqueův-Berův test má v tomto modelu hodnotu 0,43, nezamítáme tedy nulovou hypotézu H_0 na hladině významnosti 5 % a nesystematická složka má normální rozdělení (obrázek 6.34).



Obrázek 6.34 – Test normality ADL modelu – vliv měnového kurzu na nezaměstnanost v období 1998-2013

Výsledný model můžeme zapsat jako:

$$\Delta \widehat{Nezam}_t = 0,4132\Delta Nezam_d11_{t-1} + 0,2591\Delta Nezam_d11_{t-2} - 0,3167\Delta Nezam_d11_{t-4} + 0,0666\Delta Kurz_d11_{t-2}$$

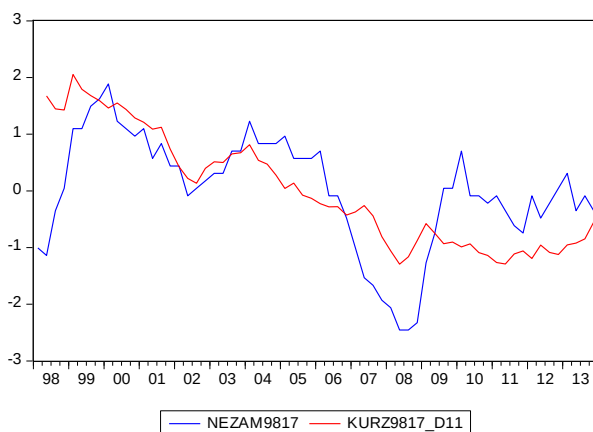
Nezaměstnanost v čase t tedy závisí na hodnotě nezaměstnanosti v čase $t - 1$, $t - 2$ a $t - 4$ a zároveň na hodnotě kurzu v čase $t - 2$. Jelikož se i u tohoto modelu vyskytuje zdánlivá regrese, není možné na základě výsledného modelu popsat dlouhodobý vztah. Můžeme tedy pouze popsat krátkodobý vztah mezi časovými řadami. Jak můžeme ve výsledné rovnici vidět, nezaměstnanost v čase t byla ovlivněna hlavně svými hodnotami z předchozích období a vliv měnového kurzu je statisticky významný pouze v čase $t - 2$.

Vztah mezi nezaměstnaností v čase t a v čase z předchozích období můžeme popsat tak, že pokud roste nezaměstnanost v čase $t - 1$, pak roste i nezaměstnanost v čase t . Totéž platí i pro vztah mezi nezaměstnaností v čase $t - 2$. Mezi těmito proměnnými tedy platí přímo úměrný vztah.

Naopak pokud se podíváme na nezaměstnanost v čase $t - 4$, můžeme zde pozorovat nepřímou úměrnost. Interpretovat tuto skutečnost můžeme tak, že pokud nezaměstnanost v čase $t - 4$ roste, pak nezaměstnanost v čase t klesá.

Vliv měnového kurzu v čase $t - 2$ způsobuje situaci, že pokud roste měnový kurz, tzn. oslabuje, nezaměstnanost roste také.

Níže zobrazíme graf normalizovaných dat (obrázek 6.35), kde můžeme vlivy popsané výše vypořádat.



Obrázek 6.35 – časové řady nezaměstnanosti a měnového kurzu, normalizovaná data – období 1998-2013

b. Období 2014-2017

Na základě výsledku testu jednotkového kořene reziduí bylo i u tohoto modelu prokázáno, že je u této kombinace přítomna zdánlivá regrese. Z tohoto důvodu musely být opět časové řady zdiferencovány a níže uvádíme finální model (tabulka 6.13).

Tabulka 6.13 – výsledky modelu – vliv měnového kurzu na nezaměstnanost v období 2014-2017

Model - vliv měnového kurzu na nezaměstnanost v období 2014-2017				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
D(NEZAM9817_D11(-1))	0.68088	0.195779	3.477803	0.0037

Jelikož z modelu vypadl kurz a tím pádem mezi těmito časovými řadami nebyl identifikován žádný vztah, můžeme konstatovat, že v tomto období na proměnnou nezaměstnanost vliv změny měnového kurzu vůbec nepůsobil. Dle (www.kurzy.cz, ©2000-2018) se nezaměstnanost České republiky od roku 2014 každoročně snižovala asi o 1 %. Vzhledem k současné situaci míry nezaměstnanosti v České republice, kdy úroveň nezaměstnanosti na konci roku 2017 byla 3,8 %, je výsledek tohoto modelu celkem překvapivý. Pokud bychom spojili myšlenky na zavedení intervencí na konci roku 2013 a postupně lineárně klesající míru nezaměstnanosti, očekávali bychom alespoň krátkodobý vztah mezi těmito časovými řadami. Jak ale můžeme vidět výše, tento předpoklad se nepotvrdil.

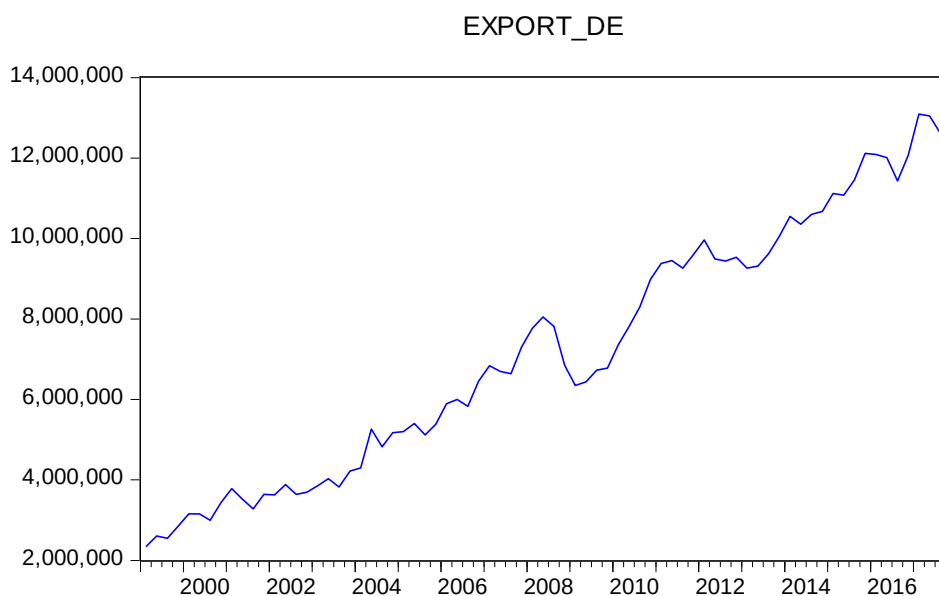
7 Analýza vlivu devizových intervencí na zahraniční obchod

České republiky s Německou spolkovou republikou

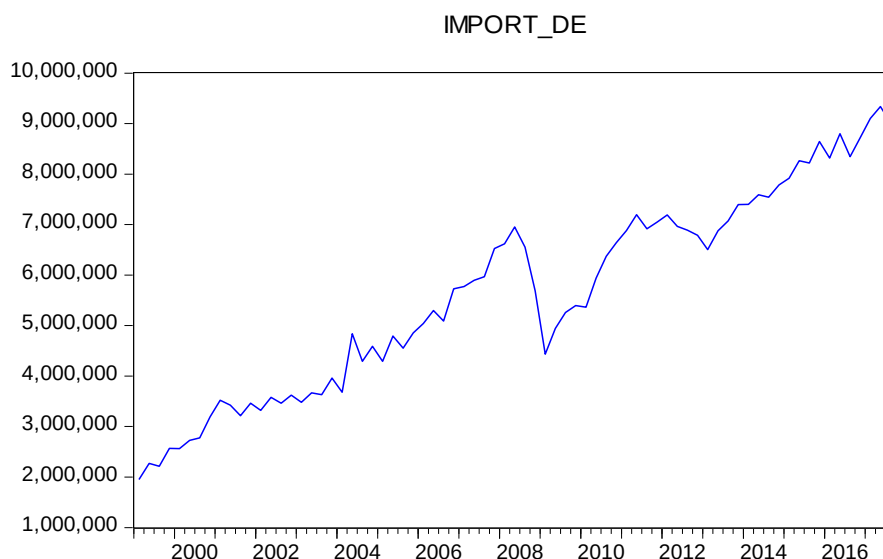
Jak již bylo zmíněno v úvodu této práce, budeme se zabývat i analýzou vlivu zavedení devizových intervencí na zahraniční obchod České republiky s Německou spolkovou republikou. Dle (www.businessinfo.cz, © 1997-2018 CzechTrade) dosáhl v roce 2016 objem zahraničního obchodu ČR s Německem rekordních 80,69 mld. €. Jak vývoz do Německa (42,4 miliard. €), tak dovoz z Německa (38,28 miliard €) dosáhly v roce 2016 historicky nejvyšších hodnot. Německo je tedy pro Českou republiku nejvýznamnějším obchodním partnerem s podílem na vývozu okolo 30 % a na dovozu okolo 27 %.

Na základě informací výše můžeme předpokládat, že zavedení devizových intervencí bude mít na zahraniční obchod s Německem vliv a tedy mezi časovými řadami by se měl vyskytovat vztah. Vzhledem k tomu, že počáteční postup této analýzy je totožný s analýzou předchozí, nebudeme znovu uvádět veškeré statistické metody, které jsme použili.

Data pro tuto analýzu byla získána z veřejné databáze ČSÚ a budeme analyzovat čtvrtletní časové řady v časovém období 1999-2017. Níže uvedeme grafy dovozu a vývozu (obrázek 7.1 a 7.2) mezi Českou republikou a Německem, a stručně je popíšeme.



Obrázek 7.1 – vývoz z ČR do Německa v období 1999-2017



Obrázek 7.2 – dovoz do ČR z Německa v období 1999-2017

Na základě grafů 29 a 30 můžeme konstatovat, že od roku 1999 do roku 2017 docházelo každoročně k růstu dovozu i vývozu. Opět v roce 2008 a 2009 můžeme pozorovat značný propad u obou ukazatelů, který byl opět způsoben celosvětovou finanční krizí.

Z grafů je také patrné, že se v časových řadách pravděpodobně vyskytuje sezónnost. Tuto skutečnost ověříme pomocí F-testu sezónnosti, který provedeme v softwaru Eviews. Níže uvedeme F-testy sezónnosti pro každou časovou řadu zvlášť (tabulka 7.1 a 7.2)

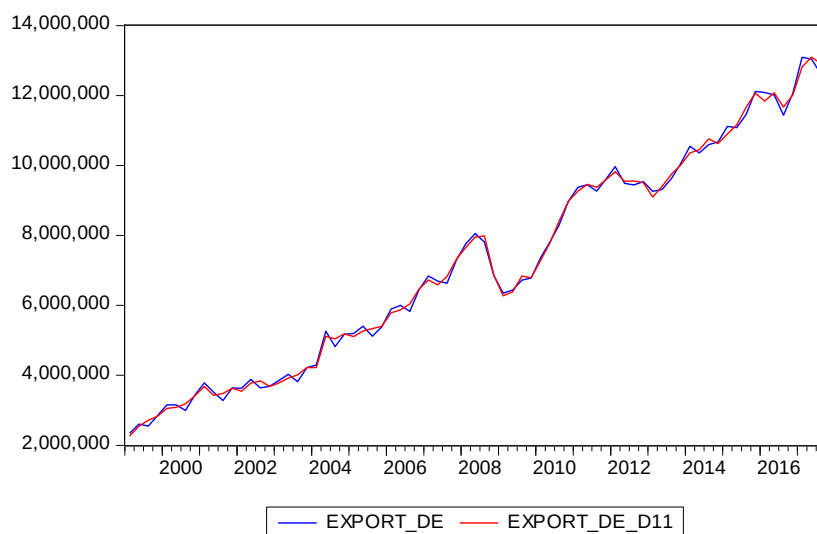
Tabulka 7.1 – F-test sezónnosti – vývoz do Německa 1999-2017

D 8.A F-tests for seasonality				
Test for the presence of seasonality assuming stability.				
	Sum of	Dgrs.of	Mean	
	Squares	Freedom	Square	F-Value
Between quarters	252.0260	3	84.00866	14.659**
Residual	406.8800	71	5.73070	
Total	658.9060	74		
**Seasonality present at the 0.1 per cent level.				

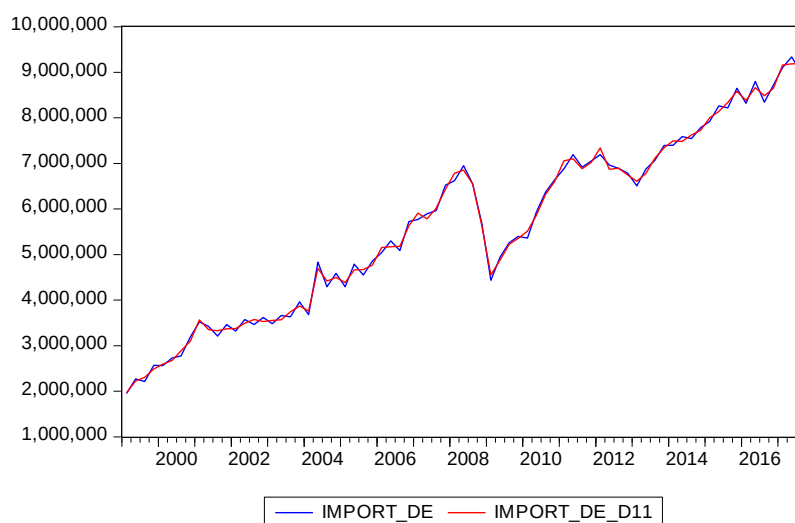
Tabulka 7.2 – F-test sezónnosti – dovoz z Německa 1999-2017

D 8.A F-tests for seasonality				
Test for the presence of seasonality assuming stability.				
	Sum of	Dgrs.of	Mean	
	Squares	Freedom	Square	F-Value
Between quarters	265.8870	3	88.62899	11.694**
Residual	538.1307	71	7.57931	
Total	804.0177	74		
**Seasonality present at the 0.1 per cent level.				

F-testy sezónnosti potvrdili, že se v časových řadách sezónní složka vyskytuje, proto jí musíme pro potřeby analýzy odfiltrout. Níže uvedeme grafy (obrázek 7.3 a 7.4) původních a sezónně očištěných časových řad obou ukazatelů.



Obrázek 7.3 – vývoz z ČR do Německa v období 1999-2017



Obrázek 7.4 – dovoz do ČR z Německa v období 1999-2017

Vzhledem k tomu, že budeme zkoumat krátkodobé a dlouhodobé vztahy mezi časovými řadami, musíme nejprve zjistit, zda jsou časové řady stacionární či nestacionární. K ověření stacionarity použijeme Dickeyho-Fullerův test a výsledky zobrazíme v tabulce 7.3.

Jak můžeme vidět v tabulce 7.3, výsledky Dickeyho-Fullerova testu ukázaly, že na hladině významnosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu o nestacionaritě časových řad. Všechny časové řady jsou tedy typu $I(1)$ a je tedy možné odhadnout i dlouhodobý vztah mezi časovými řadami.

Tabulka 7.3 – výsledky rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu - Německo

1999Q1 - 2017Q4	Původní hodnoty		1. difference	
	t _{ADF}	p-hodnota	t _{ADF}	p-hodnota
Vývoz z ČR	0,143936	0,9670	-6,739777	0,0000
Dovoz do ČR	-1,717686	0,8353	-7,073080	0,0000

Opět v případě, kdy jsou všechny analyzované časové řady typu I(1), je potřeba testem kointegrace ověřit, zda se mezi časovými řadami vyskytuje pravá nebo zdánlivá regrese. Budeme vycházet z testování stacionarity reziduí v jednorovnicových modelech dle rovnice (1.3).

Jelikož budeme analyzovat, stejně jako v předchozím případě, období „před“ zavedením devizových intervencí a „po“ zavedení, uvedeme níže dvě tabulky (tabulka 7.4 a 7.5) s výsledky rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu pro každé období zvlášť.

Tabulka 7.4 – výsledky rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu reziduí v období 1999-2013

ADF test jednotkového kořene - rezidua 1998-2013			
Proměnné	t-statistika	p-hodnota	Kointegrace / zdánlivá regrese
Vývoz / kurz	-0,986434	0,7524	Zdánlivá regrese
Dovoz / kurz	-2,273226	0,1840	Zdánlivá regrese

Tabulka 7.5 – výsledky rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu reziduí v období 2014-2017

ADF test jednotkového kořene - rezidua 2014-2017			
Proměnné	t-statistika	p-hodnota	Kointegrace / zdánlivá regrese
Vývoz / kurz	-1,489559	0,5042	Zdánlivá regrese
Dovoz / kurz	-2,096240	0,2486	Zdánlivá regrese

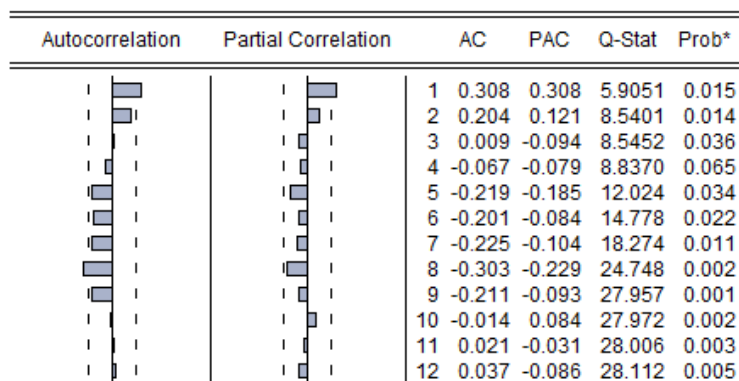
Tabulky 7.4 a 7.5 ukazují, že se u obou kombinací v obou časových obdobích vyskytuje mezi časovými řadami zdánlivá regrese. Vzhledem k vyskytující se zdánlivé regresi musíme časové řady při analýze zdiferencovat, abychom byli schopni odhadnout alespoň krátkodobý vztah.

Nyní přistoupíme k vlastní analýze časových řad. Nejprve uvedeme výsledné modely, následně provedeme diagnostickou kontrolu finálních modelů a výsledky interpretujeme.

1) Vliv změny měnového kurzu na vývoz - Německo

a. Období 1999-2013

Jak již bylo řečeno výše, vzhledem k vyskytující se zdánlivé regresi musíme časové řady nejdříve zdiferencovat. Po zdiferencování provedeme jednoduchou lineární regresi, uložíme rezidua a zobrazíme korelogram (obrázek 7.5), abychom zjistili, zda se v časové řadě vyskytuje autokorelace.



Obrázek 7.5 – Korelogram jednoduché lineární regrese – vliv měnového kurzu na vývoz v období 1999-2013 – Německo

Jelikož se v modelu vyskytuje autokorelace, přistoupíme k sestavení ADL modelu (tabulka 7.6), který pomůže autokorelaci odfiltrovat.

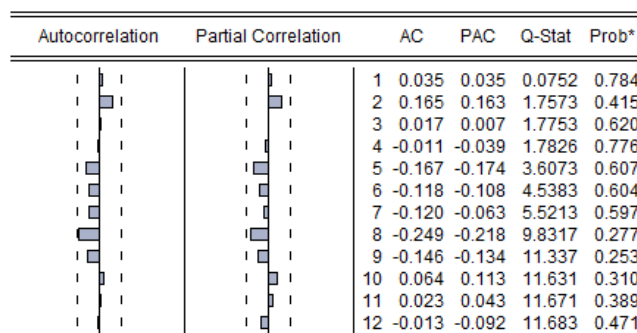
Tabulka 7.6 – výsledky ADL modelu – vliv měnového kurzu na nezaměstnanost v období 1999-2013

ADL model - vliv měnového kurzu na vývoz - Německo - období 1998-2013				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
D(KURZ_D11)	-231818,6	50269,79	-4,611489	0,0000
D(EXPORT_DE_D11(-1))	0,280531	0,107312	2,614173	0,0115

Diagnostika	Statistiky	Pravděpodobnost
R ²	0,268926	
F-test	x	
Durbin-Watson	1,799717	

Koeficient determinace R^2 má v tomto modelu hodnotu 0,27. Durbinova-Watsonova statistika ukazuje na nepřítomnost autokorelace, jelikož se pohybuje okolo hodnoty 2.

Průběh ACF a PACF je zobrazen v grafu 34. V tomto modelu se autokorelace nevyskytuje, jelikož se všechny sloupce nacházejí uvnitř mezí.



Obrázek 7.6 – Korelogram ADL modelu – vliv měnového kurzu na vývoz v období 1999-2013 – Německo

Na základě Breuschova-Godfreyova testu sériové autokorelace můžeme říci, že nesystematická složka není autokorelovaná, jelikož nulovou hypotézu H_0 nezamítáme na hladině významnosti 5 % (obrázek 7.7).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.970719	Prob. F(2,54)	0.0597
Obs*R-squared	3.296125	Prob. Chi-Square(2)	0.1924

Obrázek 7.7 – Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace – vliv měnového kurzu na vývoz v období 1999-2013 – Německo

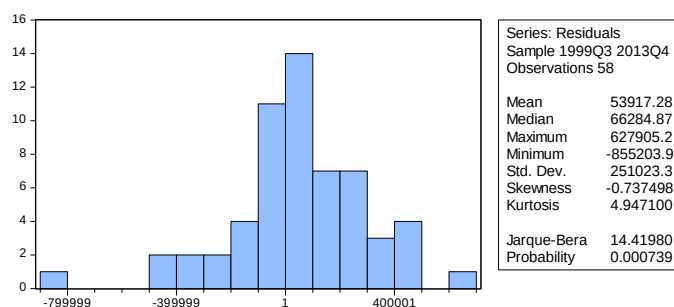
Hodnota testového kritéria ARCH testu, který testuje homoskedasticitu, je 0,96. Na hladině významnosti 5 % tedy nezamítáme nulovou hypotézu H_0 a nesystematická složka modelu je homoskedastická (obrázek 7.8).

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.002376	Prob. F(1,55)	0.9613
Obs*R-squared	0.002462	Prob. Chi-Square(1)	0.9604

Obrázek 7.8 – ARCH test – vliv měnového kurzu na vývoz v období 1999-2013 – Německo

Jarqueův-Berův test má v tomto modelu hodnotu 0,0007, zamítáme tedy nulovou hypotézu H_0 na hladině významnosti 5 % a nesystematická složka nemá normální rozdělení (obrázek 7.9).



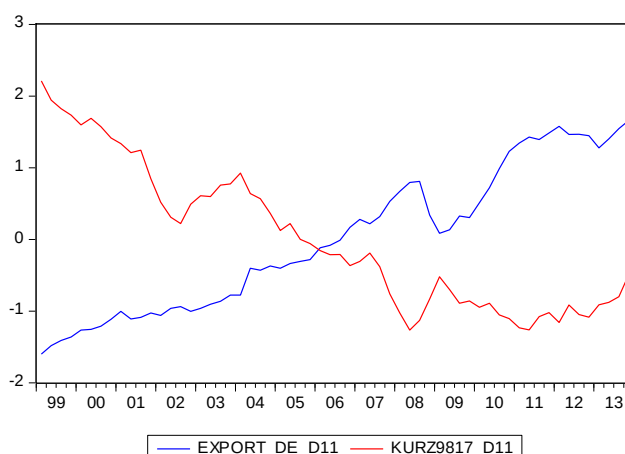
Obrázek 7.9 – Test normality ADL modelu – vliv měnového kurzu na vývoz v období 1999-2013 – Německo

Výsledný model tedy můžeme zapsat jako:

$$\Delta \widehat{Export_de}_t = -231818,6 \Delta Kurz_d11_t + 0,280531 \Delta Export_de_d11_{t-1}$$

Interpretovat tento výsledek můžeme tak, že vývoz v čase t závisí na hodnotě kurzu taktéž v čase t a zároveň na své vlastní hodnotě v čase $t - 1$. Jelikož se i u tohoto modelu vyskytuje zdánlivá regrese, je možné popsat pouze vztah krátkodobý.

Z krátkodobého hlediska můžeme říci, že mezi vývozem a změnou kurzu je nepřímý úměrný vztah, jelikož pokud měnový kurz roste tzn. oslabuje, vývoz klesá. Stejně jako v předchozí analýze tedy tento výsledek vyhodnotíme tak, že centrální banka přistoupila k umělému oslabení měny za účelem zvýšení vývozu zřejmě chybně, jelikož se vztah na základě této analýzy jeví jako opačný. Naopak mezi vývozem v čase t a v čase $t - 1$ existuje přímo úměrný vztah. Pokud v čase $t - 1$ vývoz roste, roste i vývoz v čase t . Tuto skutečnost můžeme také pozorovat v grafu (obrázek 7.10) normalizovaných dat níže.



Obrázek 7.10 – časové řady vývozu a měnového kurzu, normalizovaná data – období 1998-2013 - Německo

b. Období 2014-2017

Vzhledem k výsledku testu jednotkového kořene reziduí v tabulce 7.5 bylo u tohoto modelu prokázáno, že je přítomna zdánlivá regrese. Z tohoto důvodu musely být opět časové řady zdiferencovány a níže uvádíme finální model (tabulka 7.7).

Tabulka 7.7 – výsledky modelu – vliv měnového kurzu na vývoz v období 2014-2017 – Německo

ADL model - vliv měnového kurzu na vývoz - Německo - období 1998-2013				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
C	196610,1	88383,74	2,224506	0,0444
D(KURZ_D11(-1))	372218,8	363292,3	0,102457	0,9200

V tabulce 7.7 uvádíme nejlepší model, jaký jsme byli schopni získat. Na základě výsledků můžeme říci, že mezi těmito časovými řadami nebyl identifikován žádný vztah a tudíž změna měnového kurzu neměla žádný vliv na vývoz v období po zavedení devizových intervencí.

Stejně jako při analýze vlivu změny měnového kurzu na celkový vývoz v analýze výše, ani tato analýza neprokázala, že by umělé oslabení kurzu, a tedy zavedení devizových intervencí, mělo na vývoz vliv, jak si centrální banka představovala. Vzhledem k výsledkům předchozí analýzy byl tento výsledek očekáván i přes vysoké vývozní procento do Německa.

2) Vliv změny měnového kurzu na dovoz - Německo

a. Období 1999-2013

Na základě výsledků v tabulce 7.4 můžeme říci, že se mezi těmito časovými řadami vyskytuje zdánlivá regrese. Z tohoto důvodu je potřeba opět nejdříve časové řady zdiferencovat, abychom byli schopni odhadnout alespoň krátkodobý vztah.

Do modelu byla přidána umělá proměnná D2 z důvodu rozkolísanosti časové řady v době světové finanční krize v roce 2008-2009. Na základě prozkoumání reziduí modelu byla umělá proměnná D2 přidána do období 2009Q1. Výsledný model uvádíme v tabulce 7.8.

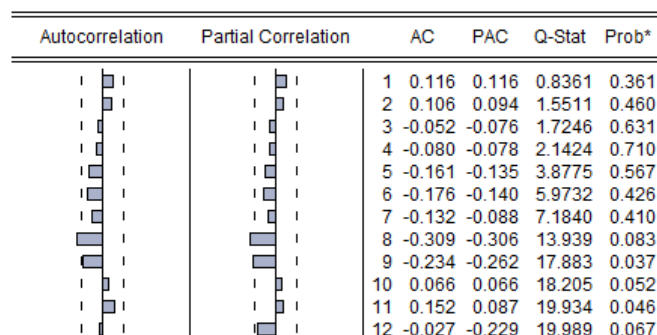
Tabulka 7.8 – výsledky modelu – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1999-2013 – Německo

ADL model - vliv měnového kurzu na dovoz - Německo - období 1998-2013				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
C	71923,49	33068,02	2,175017	0,0339
D(KURZ_D11)	-191011,5	48035,59	-3,976459	0,0002
D2	-914903,5	252013,4	-3,630377	0,0006

Diagnostika	Statistiky	Pravděpodobnost
R ²	0,416124	
F-test	19,95538	0,000000
Durbin-Watson	1,720470	

Koeficient determinace R^2 má hodnotu 0,42. Durbinova-Watsonova statistika se pohybuje okolo hodnoty 2 a ukazuje na nepřítomnost autokorelace.

Průběh ACF a PACF je zobrazen v grafu níže (obrázek 7.11). V tomto modelu se autokorelace nevyskytuje, jelikož se všechny sloupce nacházejí uvnitř mezí.



Obrázek 7.11 – Korelogram modelu – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1999-2013 – Německo

Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace říká, že nesystematická složka není autokorelovaná, jelikož nulovou hypotézu H_0 nezamítáme na hladině významnosti 5 % (obrázek 7.12).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	0.844634	Prob. F(2,54)	0.4353
Obs*R-squared	1.789694	Prob. Chi-Square(2)	0.4087

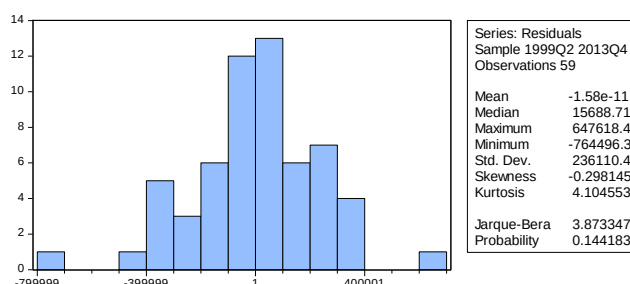
Obrázek 7.12 – Breuschův-Godfreyův test sériové autokorelace – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1999-2013 – Německo

Hodnota testového kritéria ARCH testu, který testuje homoskedasticitu, je 0,59. Na hladině významnosti 5% nezamítáme nulovou hypotézu H_0 a nesystematická složka modelu je homoskedastická (obrázek 7.13).

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.293480	Prob. F(1,56)	0.5901
Obs*R-squared	0.302376	Prob. Chi-Square(1)	0.5824

Obrázek 7.13 – ARCH test – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1999-2013 – Německo

Jarqueův-Berův test má v tomto modelu hodnotu 0,144, nezamítáme tedy nulovou hypotézu H_0 na hladině významnosti 5 % a nesystematická složka má normální rozdělení (obrázek 7.14).



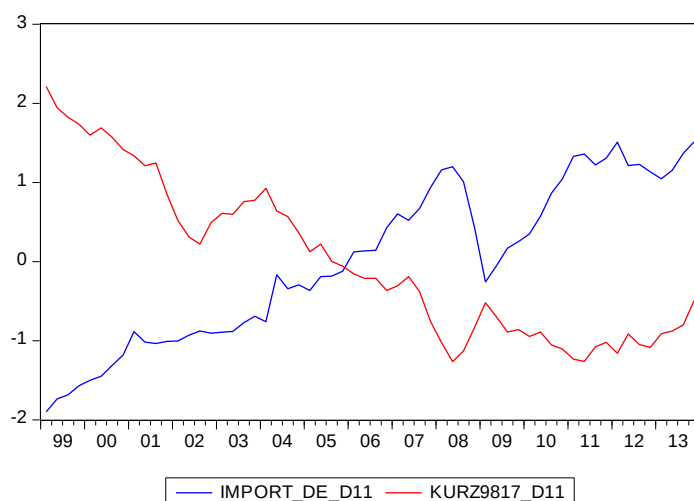
Obrázek 7.14 – Test normality modelu – vliv měnového kurzu na dovoz v období 1999-2013 – Německo

Výsledný model tedy můžeme považovat za vhodný model a lze ho zapsat jako:

$$\Delta \widehat{import}_t = 71923,49 - 191011,5 \Delta Kurz_d11_t - 914903,5 D2$$

Na základě výsledné rovnice můžeme říci, že hodnota dovozu v čase t závisí na výši měnového kurzu v čase t . Do modelu byla přidána umělá proměnná D2 z důvodu rozkolísanosti časové řady dovozu způsobené světovou finanční krizí a můžeme říci, že tato proměnná je statisticky významná a vliv této proměnné je v modelu patrný.

Výsledný model výše můžeme z krátkodobého hlediska interpretovat tak, že v případě rostoucího měnového kurzu, tzn. oslabení kurzu, klesá i dovoz. Stejně jako u předchozí analýzy můžeme říci, že tato situace je z ekonomického pohledu logická, jelikož pro dovozce je situace oslabení kurzu negativní z důvodu, že je pro ně koruna dražší. Tudíž tedy za dovezené složby a zboží zaplatí v přepočtu víc. Opět tuto skutečnost můžeme pozorovat v grafu normalizovaných dat níže (obrázek 7.15).



Obrázek 7.15 – časové řady vývozu a měnového kurzu, normalizovaná data – období 1998-2013 - Německo

b. Období 2014-2017

Vzhledem k existující zdánlivé regresi ve zkoumané kombinaci proměnných, musíme časové řady nejprve zdiferencovat, abychom mohli odhadnout alespoň krátkodobý vztah.

Tabulka 7.9 – výsledky modelu – vliv měnového kurzu na dovoz v období 2014-2017 – Německo

ADL model - vliv měnového kurzu na dovoz - Německo - období 2014-2017				
Proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba odhadu	t-statistika	Pravděpodobnost
C	125099,5	51155,78	2,445461	0,0295
D(KURZ_D11)	30862,52	210270,6	0,146775	0,8856

Na základě výsledků v tabulce 7.9 můžeme vidět, že v modelu až na konstantu není žádná jiná proměnná, která by byla statisticky významná. Na základě této skutečnosti můžeme konstatovat, že mezi časovými řadami nebyl identifikován žádný vztah a vliv změny měnového kurzu na proměnnou dovoz vůbec nepůsobil.

Pokud tento výsledek porovnáme s analýzou vlivu změny měnového kurzu na celkový dovoz, kde byl prokázán vzájemný vztah, je tento výsledek celkem překvapivý. Můžeme usuzovat na to, že i přes skutečnost, že je Německo největší obchodní partner České republiky s přibližně 26% podílem na dovozu, nemá takovou sílu, aby byl schopen ovlivnit dovoz celkový.

8 Závěr

Zavedení devizových intervencí bylo pozorně sledováno jak odborníky, tak širokou veřejností a nutno říci, působilo velké rozpaky ve všech kruzích naší společnosti. Objevilo se velké množství kritiků, ale i podporovatelů tohoto kroku, ke kterému se Česká národní banka uchýlila. Během více jak 3 let, kdy byl kurz koruny uměle uvlivňován, jsme všichni mohli pocítit tuto „nevýhodu“, které jsme čelili, ať už se jednalo o dražší dovolenou nebo o mezi Čechy velmi oblíbené nakupování v sousedním Německu či Rakousku. Euro pro nás bylo dražší a běžní občané tuto skutečnost vnímali mnohem více než vliv na makroekonomickou situaci země.

Cílem této diplomové práce bylo prozkoumat, zda zavedení devizových intervencí, kterými Česká národní banka uměle oslabovala kurz koruny vůči euru, ovlivnilo vybrané makroekonomické agregáty, kterými byly dovoz, vývoz, HDP a nezaměstnanost. Analýza byla provedena za pomoci kointegrační analýzy, kde pomocí jednorovnicových modelů zkoumala vliv změny výše měnového kurzu na jednotlivé ukazatele. Důraz byl kladen na popis krátkodobých a dlouhodobých vztahů mezi časovými řadami.

Dalším cílem této práce bylo zjištění, zda zavedení devizových intervencí mělo vliv na zahraniční obchod České republiky s Německem, jakožto nejvýznamnějším obchodním partnerem. Analýza byla provedena obdobně jako v prvním případě, tedy za pomoci kointegrační analýzy. Také v tomto případě byl kladen důraz na popis krátkodobých a dlouhodobých vztahů mezi časovými řadami.

Neméně důležitým cílem práce bylo také shrnutí a objasnění pojmů týkající se problematiky funkce České národní banky, měnové politiky a shrnutí celkového průběhu zavedení devizových intervencí na tuzemském trhu.

Výše uvedené cíle se podařilo naplnit. V první části práce byl čtenář uveden do problematiky měnové politiky a měnového kurzu. Také byla popsána funkce České národní banky, jakožto centrální banky na tuzemském trhu, a její cíle. Dále byl popsán vznik a průběh zavedení devizových intervencí mezi koncem roku 2013 a začátkem roku 2017.

V následující části se práce věnovala popisu vybraných makroekonomických agregátů. Jednotlivé ukazatele byly stručně popsány a jejich průběh graficky zobrazen. U všech vybraných ukazatelů bylo možné pozorovat dopady celosvětové finanční krize, které se projevíly propadem, u ukazatele HDP růstem, v letech 2008 a 2009.

Poslední a nejrozsáhlejší část práce se věnovala analýze působení měnového kurzu na vybrané makroekonomické agregáty ČR, kde byly popsány jednotlivé statistické metody, které jsme při analýze použili. Jak již bylo zmíněno výše, analýza byla provedena za pomoci kointegrační analýzy. Vysvětlující proměnnou byl měnový kurz a vysvětlovanými proměnnými jednotlivé makroekonomické agregáty. Všechny časové řady, až na řadu měnového kurzu, vykazovaly sezónnost, proto byly pomocí metody X13ARIMA od sezónnosti očištěny. Dále byl proveden rozšířený Dickeyho-fullerův test jednotkového kořene, který indikoval požadovanou nestacionaritu časových řad. Jelikož byla analýza provedena pomocí jednorovnicových modelů, byl následně proveden test kointegrace mezi jednotlivými časovými řadami, abychom zjistili, zda se mezi nimi vyskytuje pravá nebo zdánlivá regrese. Tento test ukázal, že v období 1998-2013 se u všech kombinací vyskytovala zdánlivá regrese, v období 2014-2017 se u kombinací HDP / kurz a dovoz / kurz vyskytovala kointegrace a u kombinací vývoz / kurz a nezaměstnanost / kurz také zdánlivá regrese. V případech zdánlivé regrese musely být časové řady zdiferencovány. Tím jsme bohužel ztratili informaci o dlouhodobém vlivu, proto u těchto modelů mohl být identifikován pouze krátkodobý vztah. U kointegrovaných časových řad bylo možné identifikovat i vztah dlouhodobý. Všechny modely následně prošly diagnostickou kontrolou, která ověřovala autokorelaci, homoskedasticitu a normalitu nesystematické složky.

Vztah mezi změnou měnového kurzu a HDP v období „před“ zavedením intervencí byl identifikován jako nepřímo úměrný, tzn. pokud rostl kurz, HDP klesalo. V tomto modelu se vyskytovala zdánlivá regrese, proto tento vztah můžeme považovat pouze za krátkodobý. Navíc zde působí i umělá proměnná, která byla do modelu přidána z důvodu rozkolísanosti časové řady ve čtvrtém čtvrtletí 2008. Naopak v období „po“ zavedení intervencí byla prokázána kointegrace, proto výsledný vztah můžeme považovat za dlouhodobý. Stejně jako v předchozím období, i v tomto období působil nepřímo úměrný vztah.

Vztah mezi změnou měnového kurzu a dovozem v období „před“ zavedením intervencí byl taktéž zdánlivý, proto bylo možné popsat pouze krátkodobý vztah. Stejně jako u HDP, pokud kurz rostl, dovoz klesal. Období „po“ zavedení intervencí indikoval jednoduchou lineární regresi. V tomto vztahu se vyskytovala kointegrace, proto bylo možné popsat i vztah dlouhodobý. Směr závislosti je opět nepřímo úměrný – pokud kurz rostl, dovoz klesal.

Mezi časovými řadami měnového kurzu a vývozu se v období „před“ zavedením intervencí vyskytoval zdánlivý a opět nepřímo úměrný vztah. Z krátkodobého hlediska tedy můžeme říci, že pokud kurz rostl, vývoz klesal. V období „po“ zavedení intervencí nebyl naopak

prokázán vztah žádný. Vzhledem k tomu, že centrální banka intervence zavedla i za cílem zvýšení vývozu, tato analýza ukázala, že krok uměle oslabit kurz byl k dosažení tohoto stavu zřejmě zvolen chybně.

Mezi časovými řadami měnového kurzu a nezaměstnanosti byla v období „před“ zavedením intervencí detekována zdánlivá regrese, proto bylo možné odhadnout pouze krátkodobý vztah. V tomto modelu se ale vyskytovala autokorelace nesystematické složky, proto byl použit ADL model, který pomocí přidání zpožděných proměnných autokorelaci z modelu odstranil. Nezaměstnanost byla v tomto období ovlivněna nejen změnou měnového kurzu, ale i vlastními zpožděnými proměnnými. Naopak v období „po“ zavedení intervencí nebyl prokázán vztah žádný.

Poslední část práce se věnovala analýze vlivu zavedení devizových intervencí na zahraniční obchod České republiky s Německem. Nejdříve byla stručně popsána situace mezi ČR a Německem vzhledem k zahraničnímu obchodu. Dále jsme uvedli grafický průběh dovozu do ČR a vývozu do Německa. Časové řady vykazovaly sezónnost, proto musela být sezónnost odstraněna pomocí metody X13ARIMA. Také jsme u těchto časových řad mohli pozorovat v období 2008-2009 dopad celosvětové finanční krize. Dále byl proveden test jednotkového kořene, který prokázal požadovanou nestacionaritu. Mezi jednotlivými kombinacemi byla také prokázána zdánlivá regrese, jak ukázal test jednotkového kořene a tudíž bylo možné popsat pouze krátkodobé vztahy mezi časovými řadami.

Vztah mezi časovými řadami kurzu a vývozu byl v období „před“ zavedením intervencí identifikován jako zdánlivý. V modelu se vyskytovala autokorelace, proto byl k jejímu odstranění použit ADL model. Stejně jako u analýzy vlivu změny kurzu na celkový vývoz, platí zde nepřímo úměrný vztah, tzn. pokud kurz rostl, vývoz klesal. V tomto modelu byl vývoz zároveň přímo úměrně ovlivněn i vývozem z předchozího období. V období „po“ zavedení intervencí nebyl identifikován žádný vztah mezi časovými řadami. Opět se potvrdila skutečnost, že Česká národní banka přistoupila k umělému oslabení měnového kurzu za účelem zvýšení vývozu zřejmě chybně.

Mezi časovou řadou dovozu a časovou řadou kurzu se vyskytovala v období „před“ zavedením intervencí zdánlivá regrese, proto bylo možné odhadnout pouze krátkodobý vztah. Opět zde platí nepřímo úměrný vztah a navíc v modelu působila i umělá proměnná D2. Naopak v období „po“ intervencích neidentifikujeme žádný vztah. Vliv zavedení intervencí na dovoz v tomto období byl nulový.

Hlavním přínosem této práce je ucelený pohled na problematiku zavedení devizových intervencí, které byly společností přijaty velmi negativně. Česká národní banka zavedla intervence hlavně za účelem zabránění deflace a slibovala si také zvýšení vývozu z ČR. Tento cíl byl v práci vyvrácen. Celkový výsledek této práce je komplexní analýza zavedení devizových intervencí a do jaké míry ovlivnily vybrané makroekonomické ukazatele.

Jelikož v čase psaní této práce od ukončení umělého ovlivňování měnového kurzu uplynula celkem krátká doba, bylo by velmi zajímavé tuto analýzu zopakovat o pár let později a prozkoumat, zda se zavedení devizových intervencí na makroagregátech projevilo ve větším měřítku než v tento moment.

Literatura

ŘEZANKOVÁ, H. , LÖSTER, T. Úvod do statistiky. Praha: Oeconomica, 2010. ISBN 978-80-245-1514-4.

HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J., FISCHER, J. Statistika pro ekonomy. 8. vyd. Praha: PROFESSIONAL PUBLISHING, 2007. 417 s. ISBN 978-80-86946-43-6.

ARLT, J., ARLTOVÁ, M. Ekonomické časové řady. 1. vyd. Praha: PROFESSIONAL PUBLISHING, 2009. 275 s. ISBN 978-80-86946-85-6.

ARLT, J.: Moderní metody modelování ekonomických časových řad. Grada Publishing, 1999

ARLT, J. , ARLTOVÁ, M. , RUBLÍKOVÁ, E. Analýza ekonomických časových řad s příklady. 1. vyd. Praha: VŠE, 2002. 148 s. ISBN 80-245-0307-7.

Internetové zdroje

ČNB: Bankovní rada ČNB, www.cnb.cz , © 2003-2018

Dostupné z: http://www.cnb.cz/cs/o_cnb/bankovni_rada/index.html

ČNB: O ČNB, www.cnb.cz , © 2003-2018

Dostupné z: http://www.cnb.cz/cs/o_cnb/

ČNB: Jak dopadly “intervence” ČNB. Mýty versus fakta – díl první, www.cnb.cz , © 2003-2018

Dostupné z:

http://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/clanky_rozhovory/media_2017/cl_17_171120_hampl_hlidaci_pes.html

ČNB: Jak dopadly “intervence” ČNB. Mýty versus fakta – díl druhý, www.cnb.cz , © 2003-2018

Dostupné z:

http://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/clanky_rozhovory/media_2017/cl_17_171122_hampl_hlidaci_pes_2.html

Finance.cz - 13 faktů, které vám řeknou vše o intervencích ČNB, 2017

Dostupné z: <https://www.finance.cz/489618-intervence-cnb/>

ČNB: Úloha měnové politiky, www.cnb.cz , © 2003-2018

Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/uloha.html

ČNB: Cílování inflace v ČR, www.cnb.cz , © 2003-2018

Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/cilovani.html

ČNB: Jaké jsou režimy měnové politiky? www.cnb.cz , © 2003-2018

Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/faq/jake_jsou_rezimy_menove_politiky.html

ČNB: Co to je nominální a reálný měnový kurz? www.cnb.cz , © 2003-2018

Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/faq/co_to_je_nominalni_a_realny_menovyy_kurz.html

ČSÚ: Analýza zahraničního obchodu ČR se zbožím v letech 1999-2012, 2013

Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20533828/118613a04.pdf/5a48ee87-76aa-4488-8fca-838bac264bd2?version=1.0>

ČSÚ: Hrubý domácí produkt (HDP) – Metodika, 2018

Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hruby_domaci_produkt_-hdp-

Nezaměstnanost, 2018Ekonomie otázky – Míra nezaměstnanosti, 2018

Dostupné z: <https://cs.wikipedia.org/wiki/Nezam%C4%9Bstnanost>

cs.wikipedia.org: Ekonomická krize od 2007, 2018

Dostupné z: https://cs.wikipedia.org/wiki/Ekonomick%C3%A1_krize_od_2007

ČNB: Měnový kurz jako nástroj při nulových úrokových sazbách: případ ČR, 2014

Dostupné z:

https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/vyzkum/vyzkum_publikace/rpn/download/rpn_3_2014_cz.pdf

Euro.cz – ČNB ukončila intervence. Koruna posílila k hranici 26,60 za euro, 2017

Dostupné z: <https://www.euro.cz/politika/cnb-ukoncila-intervence-koruna-posilila-k-hranici-26-60-za-euro-1340727>

ČSÚ: Co znamená vysoká dovozní náročnost české ekonomiky, 2013

Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20533812/csav121613.pdf/1608be60-b9e0-4403-96e8-8e2a5e6f6875?version=1.0>

Kurzy.cz – Nezaměstnanost v ČR, vývoj, rok 2018 - 5 let, 2018

Dostupné z: <https://www.kurzy.cz/makroekonomika/nezamestnanost/?G=4&A=2&page=1>

Německo: Obchodní a ekonomická spolupráce s ČR, 2018

Dostupné z: <http://www.businessinfo.cz/cs/clanky/nemecko-obchodni-a-ekonomicka-spoluprace-s-cr-19044.html>

Přílohy

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between quarters	961.4476	3	320.48253	81.321**
Residual	295.5729	75	3.94097	
Total	1257.0205	78		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Příloha 1 – F-test sezónnosti – Dovož 1998-2017

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between quarters	1383.4689	3	461.15628	403.514**
Residual	85.7139	75	1.14285	
Total	1469.1827	78		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Příloha 2 – F-test sezónnosti – HDP 1998-2017

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between quarters	8.5035	3	2.83451	2.626
Residual	79.8695	74	1.07932	
Total	88.3730	77		

No evidence of stable seasonality at the 0.1 per cent level.

Příloha 3 – F-test sezónnosti – Kurz 1998-2017

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between quarters	556.7620	3	185.58734	70.843**
Residual	196.4772	75	2.61970	
Total	753.2392	78		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Příloha 4 – F-test sezónnosti – Nezaměstnanost 1998-2017

Dependent Variable: D(GDP9817_D11)
Method: Least Squares
Date: 05/01/18 Time: 21:01
Sample (adjusted): 1998Q3 2013Q4
Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	336.8339	77.09520	4.369064	0.0001
D(KURZ9817_D11)	-682.3213	101.5878	-6.716568	0.0000
D1	-2612.157	607.4280	-4.300356	0.0001
R-squared	0.577888	Mean dependent var		395.4248
Adjusted R-squared	0.563579	S.D. dependent var		888.4665
S.E. of regression	586.9403	Akaike info criterion		15.63490
Sum squared resid	20325436	Schwarz criterion		15.73783
Log likelihood	-481.6819	Hannan-Quinn criter.		15.67531
F-statistic	40.38662	Durbin-Watson stat		1.483616
Prob(F-statistic)	0.000000			

Příloha 5 – model – HDP 1998-2013

Dependent Variable: GDP9817_D11
Method: Least Squares
Date: 04/30/18 Time: 13:22
Sample: 2014Q1 2017Q3
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	213365.4	21927.03	9.730705	0.0000
KURZ9817_D11	-6291.645	809.0539	-7.776546	0.0000
R-squared	0.823068	Mean dependent var		42868.89
Adjusted R-squared	0.809458	S.D. dependent var		2979.525
S.E. of regression	1300.596	Akaike info criterion		17.30260
Sum squared resid	21990133	Schwarz criterion		17.39700
Log likelihood	-127.7695	Hannan-Quinn criter.		17.30159
F-statistic	60.47467	Durbin-Watson stat		1.189114
Prob(F-statistic)	0.000003			

Příloha 6 – model – HDP 2014-2017

Dependent Variable: D(IMPORT9817_D11)
Method: Least Squares
Date: 04/30/18 Time: 11:42
Sample (adjusted): 1998Q3 2013Q4
Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	270.6699	108.0408	2.505256	0.0150
D(KURZ9817_D11)	-606.6058	140.7594	-4.309524	0.0001
R-squared	0.236369	Mean dependent var		360.2154
Adjusted R-squared	0.223642	S.D. dependent var		947.4769
S.E. of regression	834.8331	Akaike info criterion		16.32407
Sum squared resid	41816779	Schwarz criterion		16.39268
Log likelihood	-504.0461	Hannan-Quinn criter.		16.35101
F-statistic	18.57199	Durbin-Watson stat		1.555051
Prob(F-statistic)	0.000062			

Příloha 7 – model – dovoz 1998-2013

Dependent Variable: IMPORT9817_D11
Method: Least Squares
Date: 04/11/18 Time: 12:40
Sample: 2014Q1 2017Q3
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	115867.4	16408.74	7.061322	0.0000
KURZ9817_D11	-3104.359	605.4427	-5.127420	0.0002
R-squared	0.669131	Mean dependent var		31742.77
Adjusted R-squared	0.643679	S.D. dependent var		1630.487
S.E. of regression	973.2801	Akaike info criterion		16.72279
Sum squared resid	12314565	Schwarz criterion		16.81719
Log likelihood	-123.4209	Hannan-Quinn criter.		16.72178
F-statistic	26.29043	Durbin-Watson stat		1.529719
Prob(F-statistic)	0.000194			

Příloha 8 – model – dovoz 2014-2017

Dependent Variable: D(EXPORT9817_D11)
Method: Least Squares
Date: 04/30/18 Time: 12:01
Sample (adjusted): 1998Q3 2013Q4
Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	306.5730	106.5847	2.876333	0.0056
D(KURZ9817_D11)	-608.1353	138.8623	-4.379413	0.0000
R-squared	0.242226	Mean dependent var		396.3443
Adjusted R-squared	0.229596	S.D. dependent var		938.3123
S.E. of regression	823.5815	Akaike info criterion		16.29693
Sum squared resid	40697191	Schwarz criterion		16.36555
Log likelihood	-503.2048	Hannan-Quinn criter.		16.32387
F-statistic	19.17926	Durbin-Watson stat		1.543379
Prob(F-statistic)	0.000048			

Příloha 9 – model – vývoz 1998-2013

Dependent Variable: D(EXPORT9817_D11)
Method: Least Squares
Date: 04/30/18 Time: 16:16
Sample: 2014Q1 2017Q3
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	474.0082	223.1010	2.124635	0.0534
D(KURZ9817_D11)	615.5617	917.0336	0.671253	0.5138
R-squared	0.033499	Mean dependent var		426.6707
Adjusted R-squared	-0.040847	S.D. dependent var		803.5171
S.E. of regression	819.7636	Akaike info criterion		16.37947
Sum squared resid	8736161.	Schwarz criterion		16.47388
Log likelihood	-120.8461	Hannan-Quinn criter.		16.37847
F-statistic	0.450581	Durbin-Watson stat		2.249448
Prob(F-statistic)	0.513810			

Příloha 10 – model – vývoz 2014-2017

Dependent Variable: D(NEZAM9817_D11)
 Method: Least Squares
 Date: 04/30/18 Time: 16:24
 Sample (adjusted): 1999Q2 2013Q4
 Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NEZAM9817_D11(-1))	0.413200	0.120037	3.442276	0.0011
D(NEZAM9817_D11(-2))	0.259175	0.124853	2.075843	0.0426
D(NEZAM9817_D11(-4))	-0.316785	0.100570	-3.149899	0.0026
D(KURZ9817_D11(-2))	0.066631	0.030071	2.215830	0.0309
R-squared	0.478643	Mean dependent var		-0.014052
Adjusted R-squared	0.450205	S.D. dependent var		0.220692
S.E. of regression	0.163639	Akaike info criterion		-0.716919
Sum squared resid	1.472775	Schwarz criterion		-0.576069
Log likelihood	25.14910	Hannan-Quinn criter.		-0.661936
Durbin-Watson stat	1.994457			

Příloha 11 – model – nezaměstnanost 1998-2013

Dependent Variable: D(NEZAM9817_D11)
 Method: Least Squares
 Date: 05/01/18 Time: 21:07
 Sample: 2014Q1 2017Q3
 Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NEZAM9817_D11(-1))	0.680880	0.195779	3.477803	0.0037
R-squared	-1.061590	Mean dependent var		-0.170255
Adjusted R-squared	-1.061590	S.D. dependent var		0.104525
S.E. of regression	0.150079	Akaike info criterion		-0.890972
Sum squared resid	0.315331	Schwarz criterion		-0.843768
Log likelihood	7.682289	Hannan-Quinn criter.		-0.891475
Durbin-Watson stat	2.512432			

Příloha 12 – model – nezaměstnanost 2014-2017

Dependent Variable: D(EXPORT_DE_D11)
 Method: Least Squares
 Date: 05/02/18 Time: 22:53
 Sample (adjusted): 1999Q3 2013Q4
 Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KURZ9817_D11)	-231818.6	50269.79	-4.611489	0.0000
D(EXPORT_DE_D11(-1))	0.280531	0.107312	2.614173	0.0115
R-squared	0.268926	Mean dependent var		128670.9
Adjusted R-squared	0.255871	S.D. dependent var		300396.6
S.E. of regression	259130.8	Akaike info criterion		27.80193
Sum squared resid	3.76E+12	Schwarz criterion		27.87298
Log likelihood	-804.2559	Hannan-Quinn criter.		27.82960
Durbin-Watson stat	1.799717			

Příloha 13 – model – vývoz 1999-2013 - Německo

Dependent Variable: D(EXPORT_DE_D11)
Method: Least Squares
Date: 05/03/18 Time: 13:19
Sample: 2014Q1 2017Q3
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	196610.1	88383.74	2.224506	0.0444
D(KURZ9817_D11)	37221.88	363292.3	0.102457	0.9200
R-squared	0.000807	Mean dependent var		193747.7
Adjusted R-squared	-0.076054	S.D. dependent var		313070.8
S.E. of regression	324757.8	Akaike info criterion		28.34311
Sum squared resid	1.37E+12	Schwarz criterion		28.43752
Log likelihood	-210.5733	Hannan-Quinn criter.		28.34211
F-statistic	0.010497	Durbin-Watson stat		2.018159
Prob(F-statistic)	0.919957			

Příloha 14 – model – vývoz 2014-2017 - Německo

Dependent Variable: D(IMPORT_DE_D11)
Method: Least Squares
Date: 05/05/18 Time: 21:20
Sample (adjusted): 1999Q2 2013Q4
Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	71923.49	33068.02	2.175017	0.0339
D(KURZ9817_D11)	-191011.5	48035.59	-3.976459	0.0002
D2	-914903.5	252013.4	-3.630377	0.0006
R-squared	0.416124	Mean dependent var		91122.04
Adjusted R-squared	0.395271	S.D. dependent var		308997.4
S.E. of regression	240289.7	Akaike info criterion		27.66659
Sum squared resid	3.23E+12	Schwarz criterion		27.77222
Log likelihood	-813.1643	Hannan-Quinn criter.		27.70782
F-statistic	19.95538	Durbin-Watson stat		1.720470
Prob(F-statistic)	0.000000			

Příloha 15 – model – dovoz 1999-2013 - Německo

Dependent Variable: D(IMPORT_DE_D11)
Method: Least Squares
Date: 05/03/18 Time: 13:24
Sample: 2014Q1 2017Q3
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	125099.5	51155.78	2.445461	0.0295
D(KURZ9817_D11)	30862.52	210270.6	0.146775	0.8856
R-squared	0.001654	Mean dependent var		122726.1
Adjusted R-squared	-0.075141	S.D. dependent var		181279.7
S.E. of regression	187967.1	Akaike info criterion		27.24949
Sum squared resid	4.59E+11	Schwarz criterion		27.34389
Log likelihood	-202.3712	Hannan-Quinn criter.		27.24848
F-statistic	0.021543	Durbin-Watson stat		2.616316
Prob(F-statistic)	0.885561			

Příloha 16 – model – dovoz 2014-2017 - Německo