

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta informatiky a statistiky

Studijní program: Kvantitativní metody v ekonomice

Studijní obor: Statisticko-pojistné inženýrství



**ANALÝZA SMĚNNÝCH RELACÍ
A JEJICH VLIV NA AGREGÁTY NÁRODNÍHO HOSPODÁŘSTVÍ**

Diplomová práce

Autorka diplomové práce: Bc. Lucie Beranová

Vedoucí diplomové práce: Ing. Kristýna Vltavská, Ph.D.

školní rok 2014/2015

Prohlášení

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

V Praze dne 11. května 2015

.....

podpis

Poděkování

Ráda bych poděkovala vedoucí mé diplomové práce Ing. Kristýně Vltavské, Ph.D. za cenné rady a trpělivost během zpracování práce.

Abstrakt

Práce se zabývá analýzou směnných relací a jejich vlivem na agregáty národního hospodářství. Hlavním cílem bylo postihnout problematiku směnných relací a popsat jejich vývoj v České republice z hlediska souhrnných indexů a indexů za skupiny Standardní mezinárodní obchodní klasifikace (SITC). Byly využity metody analýzy časových řad a testování závislosti kvantitativních proměnných. Vývoj byl velmi proměnlivý a výsledné modely nevystihují mnoho variability. Souhrnný index směnných relací byl nejvíce ovlivňován skupinami Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály a Stroje a dopravní prostředky. Hodnoty agregátů národního hospodářství ovlivňuje ukazatel zisky (ztráty) ze změn směnných relací, jeho vliv při výpočtu hrubého národního důchodu a hrubého disponibilního důchodu se však snižuje. Dále bylo provedeno mezinárodní srovnání vývoje indexů směnných relací ve státech Evropské unie. K tomu byla využita shluková analýza podle jednotlivých skupin SITC. Nejvíce si byl meziroční vývoj indexu směnných relací v České republice podobný s indexem Slovenska. Přínos práce spočívá v podrobné analýze směnných relací, která dříve nebyla provedena, a popsání jejich vztahu s dalšími makroekonomickými ukazateli.

Klíčová slova: ceny zahraničního obchodu, reálné důchody, směnné relace, standardní mezinárodní obchodní klasifikace, zahraniční obchod, zisky (ztráty) ze změn směnných relací

Abstract

The thesis deals with the analysis of the terms of trade and their impact on the aggregates of the national economy. The main goal was to identify issues of the terms of trade and describe their development from the point of view of total indices and indices for groups of the Standard International Trade Classification (SITC) in the Czech Republic. In the thesis were used time series analysis and measurement of dependence between two quantities. The development of terms of trade indices was highly variable, and the resulting models do not describe too much variability. Total terms of trade index was the most influenced by groups Mineral fuels, lubricants and related materials and Machinery and transport equipment. Gains (losses) from changes in the terms of trade influence the values of aggregates of national economy, their impact on the gross national income and gross disposable income decrease in time. There was also the international comparison of developments of terms of trade indices across the European Union, in the thesis. For this

was used cluster analysis by SITC groups. The terms of trade index of the Czech Republic was the most similar to the terms of trade index of Slovakia. The contribution of the thesis is based on the detailed analysis of the terms of trade, which has not been performed before, and describe their relationship with other macroeconomic indicators.

Keywords: Export and Import Prices, External Trade, Gains (losses) from changes in the terms of trade, Real Incomes, Standard International Trade Classification, Terms of Trade

Obsah

ÚVOD	2
1 SMĚNNÉ RELACE A MAKROEKONOMICKÉ AGREGÁTY.....	4
1.1 ZAHRANIČNÍ OBCHOD.....	4
1.2 CENY ZAHRANIČNÍHO OBCHODU	7
1.3 SMĚNNÉ RELACE.....	9
1.3.1 Typy směnných relací	10
1.4 AGREGÁTY NÁRODNÍHO HOSPODÁŘSTVÍ	12
1.5 TESTOVÁNÍ ZÁVISLOSTI DVOU KVANTITATIVNÍCH PROMĚNNÝCH.....	15
1.6 ANALÝZA ČASOVÝCH ŘAD	16
1.6.1 Základní charakteristiky časových řad	16
1.6.2 Modely deterministického trendu.....	17
1.6.3 Boxova-Jenkinsova metodologie	22
1.6.4 Modelování vztahů časových řad	24
1.7 SHLUKOVÁ ANALÝZA	26
2 ANALÝZA SMĚNNÝCH RELACÍ	28
2.1 ANALÝZA ZÁVISLOSTI HDP NA SALDU VÝVOZU A DOVOZU.....	28
2.2 VÝVOJ SMĚNNÝCH RELACÍ	32
2.2.1 Modelování deterministického trendu I_{tt} indexů cen ZO	33
2.2.2 Stochastické modelování I_{tt} indexů cen ZO	35
2.2.3 Modelování deterministického trendu I_{tt} deflátorů ZO	36
2.2.4 Stochastické modelování I_{tt} deflátorů ZO	37
2.3 ANALÝZA VÝVOJE SMĚNNÝCH RELACÍ PODLE KLASIFIKACE SITC	38
2.4 PROVÁZANOST MEZIROČNÍHO VÝVOJE SMĚNNÝCH RELACÍ SKUPIN SITC.....	41
2.5 ANALÝZA VZTAHU SMĚNNÝCH RELACÍ A DEFLÁTORU HDP.....	44
2.6 VLIV SMĚNNÝCH RELACÍ NA AGREGÁTY NÁRODNÍHO HOSPODÁŘSTVÍ	46
2.7 ANALÝZA SMĚNNÝCH RELACÍ VE STÁTECH EVROPSKÉ UNIE.....	52
2.8 VÝVOZ A DOVOZ ZBOŽÍ MEZI ČR, SOUSEDNÍMI STÁTY A EU.....	58
2.9 SROVNÁNÍ VÝVOJE SMĚNNÝCH RELACÍ V ČR A NĚMECKU	60
ZÁVĚR.....	63
LITERATURA A ZDROJE	66
SEZNAM TABULEK A OBRÁZKŮ	68
SEZNAM POUŽITÝCH ZKRATEK.....	70
PŘÍLOHY	71

Úvod

Zahraníční obchod umožňuje státům získávat zboží, které není dostupné na jejich území, nebo se z důvodu nižších nákladů vyplatí vyrábět ho v jiné zemi. V současné době již není pro firmy problém obchodovat se státy z druhého konce světa a stále častěji si odtud i sami jednotlivci objednávají zboží. Zejména díky rozšíření internetu je možné snadněji vyhledávat dodavatele a porovnávat jejich nabídky. Dnes je stále více výrobků (včetně světoznámých značek) vyráběno ve východní Asii. Dříve tradiční a významná odvětví daných zemí se tímto stávají méně důležitými a nezřídka i upadají. Pro ekonomiky je vždy důležité nalézt nový způsob, jak proniknout na světový trh. Vyspělé státy se orientují převážně na technologicky náročnou výrobu a výzkumné činnosti. Propojení se zahraničím je důležité i u obchodu se službami. Například při cestě na dovolenou lidé využívají letecké společnosti jiných států, navštěvují v cizině památky, nebo ochutnávají místní gastronomické speciality. Je zřejmé, že zahraniční obchod v celosvětovém měřítku bude mít do budoucna stále větší význam.

Při obchodování se zahraničím jsou důležité i ceny. Nejen ty, které se vyskytují v dané zemi a v zahraničí, jejichž poměr určuje parita kupní síly, ale také ceny vývozní a dovozní. Poměr těchto cen vystihuje ukazatel směnné relace. Pozitivní vývoj relací umožňuje zemím více dovážet při nezměněné úrovni vývozu.

S rostoucí globalizací a otevřeností států nastává i problém, jaký ukazatel použít při srovnávání výkonnosti ekonomik. Za základní agregát národního hospodářství je považován hrubý domácí produkt. Ten však neobsahuje některé významné toky peněz se zahraničím, které svou hodnotou ovlivňují velikost reálných důchodů dané země. Proto se stávají stále důležitějšími i ukazatele hrubý domácí důchod, hrubý národní důchod a hrubý disponibilní důchod. Jednou ze složek odlišující velikosti těchto agregátů od hrubého domácího produktu jsou obchodní zisky (ztráty) ze změn směnných relací, které zahrnují dodatečný přínos z mezinárodního obchodu.

Směnné relace a jejich vztah k agregátům národního hospodářství nepatří v České republice k příliš často zkoumaným ukazatelům, ačkoliv jejich význam je důležitý. Tato práce je převážně empirická. Využívá data z webových stránek Českého statistického úřadu a Eurostatu z oblasti statistik zahraničního obchodu, cen zahraničního obchodu a směnných relací. Při zkoumání směnných relací a zahraničního obchodu budou použity statistické metody týkající se analýzy časových řad, testování závislosti proměnných a shlukové analýzy.

Hlavním cílem práce bude prozkoumání vývoje směnných relací v České republice, a to z hlediska souhrnných indexů i na základě analýzy ukazatelů za jednotlivé skupiny Standardní mezinárodní obchodní klasifikace. V práci bude také zkoumán vliv směnných relací na agregáty národního hospodářství a bude popsána závislost vývoje v čase. Dalším cílem práce bude seskupit země Evropské unie, které vykazovaly podobné vývoje indexů směnných relací, a pokusit se vysvětlit příčiny tohoto propojení. Poslední zkoumanou částí bude celková velikost zahraničního obchodu České republiky se sousedními státy a státy Evropské unie, na základě které bude určen nejvýznamnější obchodní partner. U toho bude zvlášť prozkoumáno, jak hodnoty jeho indexu směnných relací ovlivňují ty v České republice.

Práce se skládá ze dvou hlavních částí – teoretické a analytické. V první budou popsány metodologie týkající se zahraničního obchodu, cen zahraničního obchodu a agregátů národního hospodářství. Dále zde budou uvedeny statistické metody, které budou následně v práci použity. Druhá část bude obsahovat analýzu výše popsanych cílů práce. Celá práce bude zpracovávána v programech EViews 8, SPSS a MS Excel.

1 Směnné relace a makroekonomické agregáty

Směnné relace zaznamenávají poměr mezi vývozními a dovozními cenami dané země. Pozitivní vývoj tohoto ukazatele udává, že daný stát si může dovolit dovést více zboží při dané úrovni vývozu. Směnné relace ovlivňují ukazatel zisk (ztráta) ze změn směnných relací, který následně zvyšuje (snižuje) hodnotu reálných důchodů dané ekonomiky. V této části práce jsou popsány metodologie týkající se daného tématu a zároveň jsou zde uvedeny teoretické základy statistických metod použitých v analytické části.

1.1 Zahraniční obchod

Zahraniční obchod (ZO) se zabývá obchodováním se zbožím a službami mezi státy. Vzhledem k celosvětové globalizaci hraje v národních ekonomikách stále významnější roli. Na zahraniční obchod se zbožím kromě otevřenosti ekonomiky působí také přímé zahraniční investice, zušlechtění¹, kurzový vývoj a směnné relace. Náklady na přepravu už nebývají příliš vysoké, a tak se zemím spíše vyplácí dovážet zboží, než aby ho samy produkovaly či vyráběly a přitom na mezinárodní úrovni by nebyly konkurenceschopné. Zahraniční obchod nemusí na státy působit pouze pozitivně. Domácí produkce může být utlačována levnějším zbožím ze zahraničí a mnoho tuzemských producentů a výrobců musí ukončovat svou obchodní činnost. Státní orgány se proto snaží například pomocí dotací, daňových úlev, cel nebo kvót podporovat vlastní domácí trh.

Zahraniční obchod je možné dělit na ZO se zbožím a ZO se službami. ZO se zbožím je Českým statistickým úřadem (ČSÚ) zaznamenáván ve dvou pojetích – přeshraničním a národním. Od vstupu České republiky do Evropské unie (EU) v roce 2004 je systém sběru dat rozdělen na dvě části – Intrastat a Extrastat. V rámci Intrastatu jsou sbírány údaje o obchodu uvnitř EU na základě Výkazu pro Intrastat. Mezi respondenty Intrastatu se v České republice řadí všichni plátcí daně z přidané hodnoty, kteří překročí stanovenou hodnotu vývozu či dovozu zboží při obchodování s EU. Systém Extrastat eviduje obchod se státy mimo EU prostřednictvím Jednotných správních dokladů. ZO se službami je zjišťován prostřednictvím čtvrtletního šetření u poskytovatelů a příjemců služeb. Více informací je uvedeno například v publikaci Jílek a Moravová (2007) a metodice ČSÚ (ČSÚa).

¹ Zušlechtění je proces, kdy firmy dovezou zboží k přepracování a toto zboží není jejich majetkem (například ke zkompletování součástek), uvedl Kučera (2013).

Přeshraniční pojetí zaznamenává pouze fyzický pohyb zboží přes hranice. Údaje získané tímto přístupem jsou mezinárodně srovnatelné.

Národní pojetí sleduje obchod, při kterém dochází ke změně vlastnictví mezi rezidenty a nerezidenty. Jak je uvedeno v knize Hronová a kol. (2009), za rezidenta je považován subjekt, který na daném ekonomickém území² provádí ekonomickou činnost po dobu alespoň jednoho roku. Do hodnoty vývozu se započítává zboží nové nebo existující, které za úplatu nebo zdarma opouští ekonomické území směrem do zahraničí, a dále služby poskytnuté rezidenty nerezidentům. Do vývozu je také započítávána hodnota zboží a služeb spotřebovaných nerezidenty na ekonomickém území při soukromých i služebních cestách. Do dovozu je započítáváno zboží nové nebo existující, které za úplatu nebo zdarma vstupuje na ekonomické území od nerezidentů a služby poskytnuté nerezidenty rezidentům. Dále se započítává hodnota zboží a služeb spotřebovaných rezidenty v zahraničí při soukromých i služebních cestách. Za vývoz (dovoz) je tedy považována hodnota vyvezeného (dovezeného) zboží hlášená při přechodu hranic přímo rezidenty, dále také hodnota nakoupeného (prodaného) zboží zahraničními subjekty na území České republiky (ČR). Saldo (balance) zahraničního obchodu je ukazatel, který udává rozdíl mezi hodnotou vývozu a dovozu. Národní pojetí lépe vypovídá o obchodní bilanci ZO ekonomiky ČR než přeshraniční pojetí. Tento princip je dodržován v národních účtech a platební bilanci.

Ocenění dovozu je vyjadřováno v cenách na hranici dovážející země – CIF (cost, insurance, freight). Vývoz je oceněn cenami FOB (free on board), které zahrnují ceny na hranici vyvážející země. V národních účtech a platební bilanci je dovoz oceňován cenami FOB na hranici vyvážející země, ČSÚb.

V tabulce 1.1 jsou uvedeny hodnoty vývozu, dovozu a balance v konceptu národního i přeshraničního pojetí v běžných cenách (b.c.). V roce 2005 byly hodnoty dovozu i vývozu vyšší v národním pojetí, tudíž se větší část objemu zahraničního obchodu realizovala mezi rezidenty a nerezidenty než při skutečném přechodu hranic. Od roku 2006 začínal silně narůstat rozdíl mezi hodnotami ve prospěch přeshraničního pojetí. Zahraniční obchod byl silně ovlivněn začleněním země do EU. Česká republika jako významný evropský dopravní uzel začala být nerezidenty velmi využívána, například ke skladování zboží. V roce 2013 činil rozdíl vývozu mezi přeshraniční statistikou a národním pojetím 388 475 mil. Kč, rozdíl dovozu byl 143 775 mil. Kč. Nejznatelnější byly rozdíly v bilancích obou pojetí, obrázek 1.1.

² Definicí ekonomického území státu se zabývá publikace Hronová a kol. (2009). Zahrnuje především geografické území státu, národní vzdušný prostor, teritoriální enklávy, bezcelní zóny.

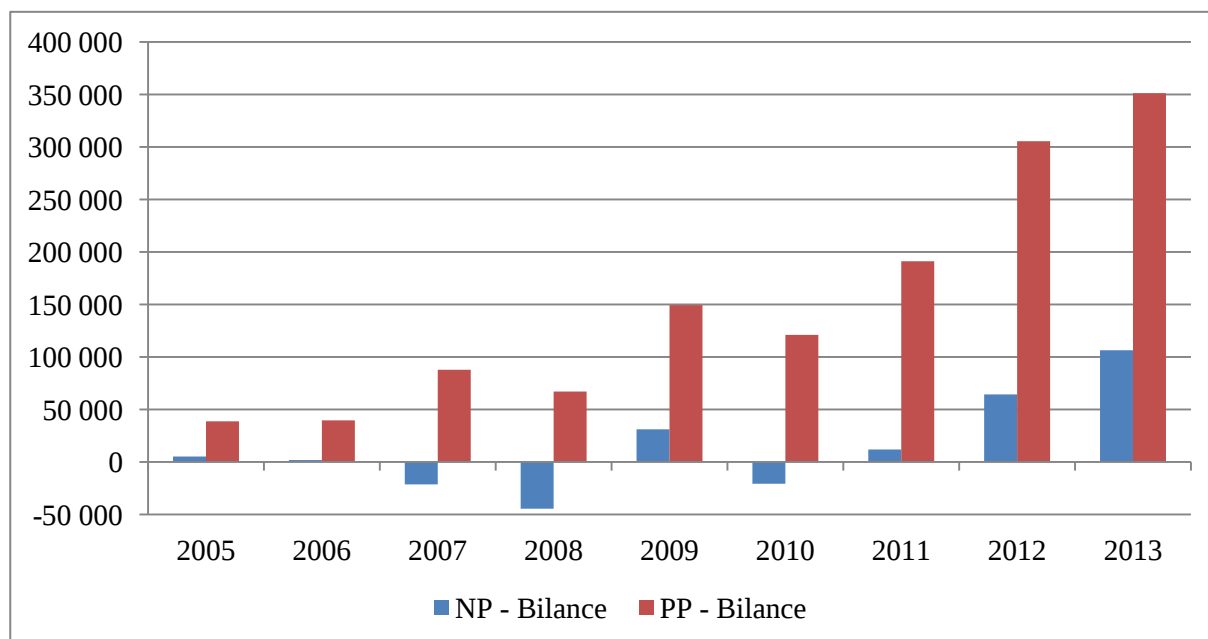
Zatímco se v národním pojetí občas dostalo saldo do záporných čísel, v přeshraničním pojetí bylo vždy kladné. Negativních hodnot bylo dosahováno, pokud rezidenti dané země více dováželi zboží od nerezidentů, než vyváželi. Největšího rozdílu bilancí bylo dosaženo v roce 2013 (244,7 mld. Kč) a dá se předpokládat, že bude i nadále narůstat.

Tabulka 1.1: Porovnání národního a přeshraničního pojetí za ČR, 2005–2013, mil. Kč (b.c.)

Rok	Národní pojetí			Přeshraniční pojetí		
	NP - Vývoz	NP - Dovoz	NP - Bilance	PP - Vývoz	PP - Dovoz	PP - Bilance
2005	1 883 790	1 878 625	5 165	1 868 586	1 829 962	38 624
2006	2 091 052	2 089 252	1 800	2 144 573	2 104 812	39 761
2007	2 314 157	2 335 398	- 21 241	2 479 234	2 391 319	87 915
2008	2 279 850	2 324 182	- 44 332	2 473 736	2 406 489	67 247
2009	2 033 354	2 002 287	31 067	2 138 623	1 989 036	149 587
2010	2 334 842	2 355 421	- 20 579	2 532 797	2 411 556	121 241
2011	2 570 941	2 558 964	11 977	2 878 691	2 687 563	191 128
2012	2 725 844	2 661 432	64 412	3 072 598	2 766 888	305 710
2013	2 786 229	2 679 710	106 519	3 174 704	2 823 485	351 219

Zdroj: ČSÚ

Pozn.: NP – národní pojetí, PP – přeshraniční pojetí



Obrázek 1.1: Porovnání bilance zboží v ČR, 2005–2013, mil. Kč (b.c.)

Zdroj: ČSÚ

1.2 Ceny zahraničního obchodu

Cenu je možné chápat jako množství statku (nejčastěji peněz) potřebného ke směně za jiný statek. Ceny významně ovlivňují životy všech osob. Ať už se jedná o nákup potravin nebo využívání služeb, vždy je potřeba uskutečnit směnu, aby bylo možné dosáhnout vytyčeného cíle. Mnoho lidí vnímá pouze ceny spotřebitelské, které jsou využívány při výpočtu míry inflace. Mimo tyto ceny zjišťuje ČSÚ i ceny výrobců, ceny zahraničního obchodu a ceny nemovitostí. Zveřejňované ceny bývají uváděny ve formě indexů.

Indexy cen zahraničního obchodu jsou v České republice zjišťovány měsíčně na základě státního statistického výkazu. Termín ukončení sběru dat je 16. kalendářní den po konci sledovaného měsíce. Na internetových stránkách ČSÚ jsou měsíční data zveřejňována o dva měsíce později. Hodnoty bývají dále přepočítávány na čtvrtletní a roční indexy. Publikované roční časové řady indexů vývozních cen začínají rokem 1994, indexů dovozních cen rokem 1995, jak je uvedeno v datech ČSÚ (ČSÚc).

Mezi reprezentanty, u nichž se ceny zjišťují, spadají výrobní podniky a podniky zabývající se pouze zahraničně obchodní činností. Celkem je šetření prováděno u asi 580 ekonomických subjektů pro vývoz a 590 pro dovoz. Ceny jsou zjišťovány u přibližně 2 150 vyvážených a 2 250 dovážených výrobků, surovin a materiálů. U vývozu jsou ceny sledovány na franko české hranici, u dovozu se započítávají ceny fakturované zahraničním dodavatelem. Ceny neobsahují clo, spotřební daň, ani daň z přidané hodnoty, viz metodika cen zahraničního obchodu ČSÚ (ČSÚd).

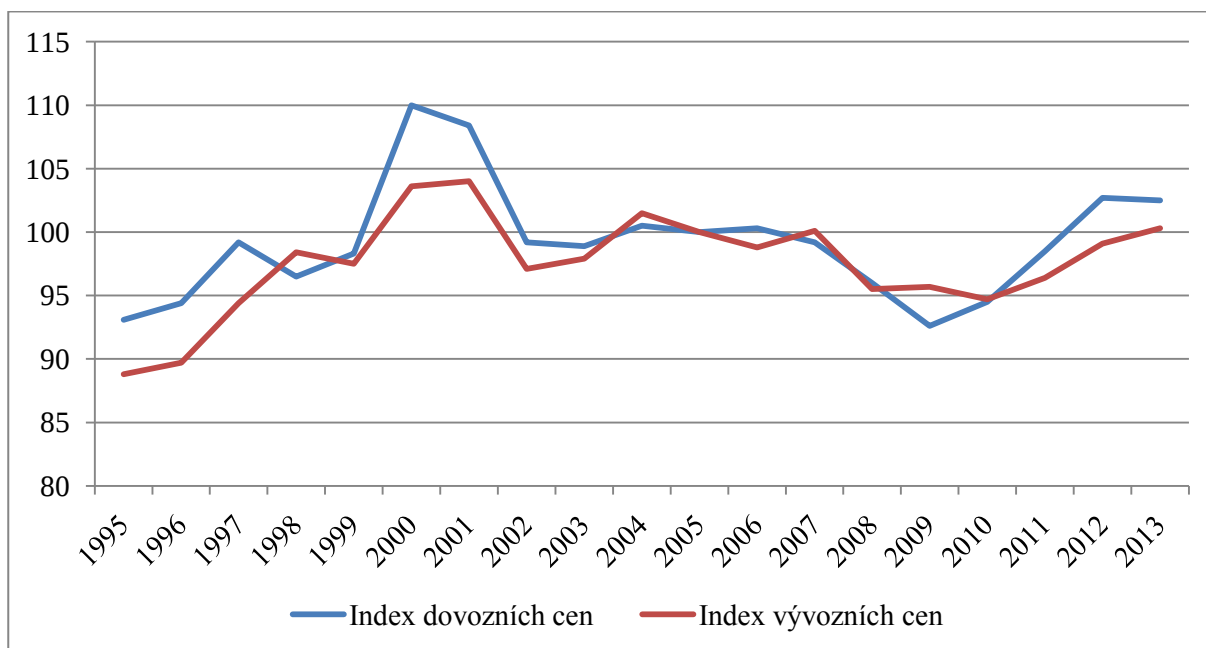
Indexy jsou spočteny na základě modifikovaného Laspeyresova cenového indexu:

$$I = \frac{\sum \frac{p_1}{p_0} \cdot p_0 \cdot q_0}{\sum p_0 \cdot q_0} \cdot 100, \quad (1.1)$$

kde p_1 je cena reprezentanta ve sledovaném období, p_0 cena reprezentanta v základním období, $p_0 \cdot q_0$ stálá váha.

Cenové indexy jsou počítány na struktuře zahraničního obchodu roku 2010, k cenovému základu průměr roku 2010 = 100. Pro návaznost předchozí časové řady jsou řetězeny k průměru roku 2005 = 100. Jejich časový vývoj v České republice je zachycen na obrázku 1.2. V okolí bazického roku se indexy pohybovaly přibližně na shodných hodnotách. Ceny byly velmi ovlivňovány světovými cenami ropy a zdražení v roce 2000 způsobilo nejvyšší hodnotu indexu dovozních cen (110,0), meziročně vzrostly ceny nafty

i benzínu o 5 Kč / litr, jak vyplývá z obrázku publikovaného na stránkách ČSÚ (ČSÚe). Vývozní ceny se také zvýšily, ale svého maxima dosáhl index až o rok později (104,0). Byl tedy zaznamenán jistý časový odstup mezi vývojem obou indexů. Čeští exportéři zvyšovali ceny i v letech, kdy se ceny dovezeného zboží již snižovaly. Zřejmě to bylo způsobeno jednak obavou ze zvyšování dovozních cen i v následujících letech, také to mohl být jistý způsob kompenzace možných vzniklých ztrát, které postihly vývozce v předchozím roce.



Obrázek 1.2: Indexy vývozních a dovozních cen, 1995–2013, ČR, (2005 = 100)

Zdroj: ČSÚ

V práci je využito členění indexů podle hlavních skupin Standardní mezinárodní obchodní klasifikace SITC, přičemž pro skupinu 9 se údaje o cenách nepublikují. V tabulce 1.2 jsou uvedeny váhy nomenklatury SITC při výpočtu souhrnných indexů vývozních a dovozních cen, jak uvádí ČSÚf a ČSÚg.

Nejvyšší podíl představuje skupina Stroje a dopravní prostředky, která má váhu ve vývozních cenách vyšší než 55 %. Ve dvoumístném členění zaujímá nejvyšší procento podskupina skupiny 7 Silniční vozidla (SITC 78), a to 17 %. Projevuje se tedy významný podíl automobilového průmyslu v České republice.

Tabulka 1.2: Váhové schéma klasifikace SITC

Kód	Název	Stálé váhy roku 2010 v ‰	
		Vývozní ceny	Dovozní ceny
0	Potraviny a živá zvířata	30,50	50,82
1	Nápoje a tabák	7,10	6,41
2	Suroviny nepoživatelné, s výjimkou paliv	30,29	23,03
3	Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály	37,65	99,47
4	Živočišné a rostlinné oleje, tuky a vosky	1,99	1,51
5	Chemikálie a příbuzné výrobky jinde neuvedené	65,46	109,52
6	Tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu	171,92	179,02
7	Stroje a dopravní prostředky	551,60	432,86
8	Průmyslové spotřební zboží	103,50	97,35
9	Komodity a předměty obchodu jinde nezatříděné	–	–

Zdroj: ČSÚ

1.3 Směnné relace

Směnné relace (Terms of Trade - TT) charakterizují efektivnost ekonomiky ve vztahu k zahraničí. Tento ukazatel vyjadřuje vztah mezi pohybem vývozních a dovozních cen (blíže se problematice věnuje Jirges, 2002).

Na základě indexů cen dovozu a vývozu lze spočítat index směnné relace (I_{tt}) dle vzorce (1.2):

$$I_{tt} = \frac{I_{ex}}{I_{im}} \cdot 100, \quad (1.2)$$

kde I_{ex} označuje index cen vývozu a I_{im} značí index cen dovozu. Je-li hodnota indexu směnné relace větší než 100, tak ve sledovaném období oproti základnímu období vzrostly vývozní ceny daného výrobku více než ceny dovozní (nebo byl pokles vývozní ceny menší než pokles ceny dovozní) a směnná relace se zlepšila. Pokud velikost indexu směnné relace informuje o svém zhoršování (hodnoty I_{tt} menší než 100), tak nastal ve sledovaném období ve srovnání se základním menší růst vývozní ceny výrobků než ceny dovozní (nebo byl pokles vývozní ceny větší než pokles dovozní ceny), viz Jirges (2002).

Jak bylo uvedeno výše, indexy cen zahraničního obchodu se publikují na úrovni klasifikace SITC, a tedy i indexy směnných relací je možné spočítat v tomto členění. Jedná se o agregované hodnoty jednotlivých reprezentantů v dané skupině. Směnné relace patří mezi hlavní makroekonomické ukazatele a časová řada jejich vývoje v České republice začíná rokem 1993. Dále je zjišťován souhrnný index směnných relací, který umožňuje měřit směnné relace zahrnující celkové vývozy a dovozy země. Soubory různých druhů výrobků

vyvážených ze země a dovážených do země neumožňují kvantifikovat stav směnných relací například kvůli kvalitativním rozdílnostem jednotlivých druhů zboží. Je ovšem možné měřit změnu a vývoj směnných relací odrážející reálnou směnu zboží a její dopad do reálné ekonomiky. Pro statistickou ročenku jsou směnné relace počítány jako poměr deflátoru vývozu a deflátoru dovozu, viz popis ukazatele z veřejné databáze ČSÚ (ČSÚh).

1.3.1 Typy směnných relací

Názvů směnných relací existuje více, jak uvádí Jirges (2002). Zde budou uvedeny pouze ty nejčastěji používané.

Komoditní směnné relace

Jedná se o nejčastěji používaný ukazatel směnných relací v mezinárodních statistikách. Často je též nazýván zbožovými, komoditními (reálnými), čistými barterovými nebo časovými komoditními směnnými relacemi. Lze je spočítat na základě vzorce (1.2). Čím je index směnné relace vyšší než 100, tím vyšší je zvýhodnění dané země, které způsobil cenový vývoj v zahraničním obchodě.

Faktorové směnné relace

Tento typ zohledňuje kromě vývoje cen v zahraničním obchodě i vývoj produktivity. Jestliže například dojde ke zhoršení směnných relací vlivem poklesu vývozních cen, nemusí to znamenat snížení disponibilních zdrojů. Pokud je pokles cen kompenzován nárůstem produktivity ve větším rozsahu, tak dané výrobní faktory reprezentují stále více dovozů. Výhody ze zvýšené produktivity v domácí zemi zároveň sdílejí i zahraniční země, protože k nim odchází část produkce. V domácí ekonomice však dochází k růstu spotřeby. Tyto směnné relace je možné dále dělit na jednofaktorové a dvoufaktorové. Způsob výpočtu indexu jednofaktorové směnné relace ($I_{tt,f}$) lze vyjádřit pomocí vzorce (1.3):

$$I_{tt,f} = \frac{I_{ex}}{I_{im}} \cdot f_{ex} \cdot 100, \quad (1.3)$$

kde I_{ex} index cen vývozu, I_{im} index cen dovozu, f_{ex} index vývoje produktivity v exportních odvětvích. Rozdíl mezi indexem produktivity a indexem komoditních směnných relací získávají reálně zahraniční země.

Pro výpočet dvoufaktorových směnných relací je obtížné získat potřebná data a i jejich ekonomická interpretace bývá složitá. Dvoufaktorové směnné relace vyjadřují prostřednictvím komodit směnný poměr mezi službou výrobního faktoru za jednotku času v dané zemi a službou výrobního faktoru v jiné zemi.

Index dvoufaktorové směnné relace ($I_{tt,ff}$) se spočte podle:

$$I_{tt,ff} = \frac{I_{ex}}{I_{im}} \cdot \frac{f_{ex}}{f_{im}} \cdot 100, \quad (1.4)$$

kde I_{ex} označuje index cen vývozu, I_{im} index cen dovozu, f_{ex} index vývoje produktivity v exportních odvětvích, f_{im} index vývoje produktivity zahraničních výrobních faktorů, které vstupují do dovozů.

Důchodové směnné relace

Tento ukazatel se získá úpravou komoditních směnných relací o fyzický objem exportů. Vychází z předpokladu, že růst relativní ceny vývozu vedoucí ke zlepšení komoditních směnných relací, může znamenat snížení poptávky po vývozu v dané zemi. Pokles celkových vývozu může způsobit snížení dovozní kapacity země. Vzorec pro výpočet indexu důchodové směnné relace ($I_{tt,d}$) je pak (1.5):

$$I_{tt,d} = \frac{I_{ex}}{I_{im}} \cdot Q_{ex} \cdot 100, \quad (1.5)$$

kde I_{ex} značí index cen vývozu, I_{im} index cen dovozu, Q_{ex} index fyzického objemu vývozu.

Hrubé barterové směnné relace

Uvádí-li se poměr fyzického množství dovozu určité komodity k fyzickému množství vývozu jiné komodity, jedná se o ukazatel hrubé barterové směnné relace. Využívají se především při směně zboží za zboží. Jestliže se hodnota vývozu rovná hodnotě dovozů, je možné index těchto relací spočítat podle (1.6):

$$I_{tt,GB} = \frac{Q_{im}}{Q_{ex}} \cdot 100, \quad (1.6)$$

kde $I_{tt,GB}$ označuje index hrubé barterové směnné relace, Q_{im} fyzický objem dovozu, Q_{ex} fyzický objem vývozu. Čím je hodnota indexu vyšší, tím výhodnější je směna pro danou ekonomiku, protože za svůj vývoz dané komodity získá větší množství dovozu jiné komodity.

Prostorové směnné relace

Jestliže je porovnáván poměr komoditních směnných relací dosahovaných ve vztahu k vybraným zemím s relacemi docilovanými na základním trhu, jedná se o prostorové (teritoriální) směnné relace. Za základní trh je zvolen významný trh pro danou ekonomiku, který je určen například velikostí obrátu zahraničního obchodu. Jsou-li hodnoty indexu prostorových směnných relací větší než 100, tak daná země dovezla větší fyzický objem zboží za stejný fyzický objem vývozu díky tomu, že se ceny v zahraničním obchodě dané ekonomiky při obchodování s vybranými zeměmi lišily od cen základního trhu.

1.4 Agregáty národního hospodářství

Ukazatelů, které jsou využívány k popisu makroekonomické situace v dané zemi, existuje celá řada. Ať už se jedná o míru nezaměstnanosti, měnový kurz či deficit a dluh vládních institucí, každý z nich je bedlivě sledován a hraje podstatnou roli nejen při hodnocení dopadů státních zásahů v dané ekonomice, ale i v mezinárodním srovnání. Mezi nejsledovanější agregát se jistě řadí hrubý domácí produkt (HDP), který informuje o ekonomické výkonnosti národního hospodářství. Vzhledem k rostoucímu významu zahraničního obchodu nejen v ČR ale i jinde na světě se doporučuje hodnotit postavení ekonomik i podle dalších agregátů. Mezi nejdůležitější se řadí hrubý domácí důchod, hrubý národní důchod a hrubý disponibilní důchod. Problematikou agregátů se zabývá Hronová a kol. (2009).

Hrubý domácí produkt (HDP)

Hrubý domácí produkt v tržních cenách udává hodnotu statků a služeb nově vytvořených v daném období na území národního hospodářství. Tímto agregátem se srovnává životní úroveň, ekonomická vyspělost země i tempo růstu domácí ekonomiky. Ukazatel je publikován v rámci ročních i čtvrtletních národních účtů. Předběžné roční odhady jsou k dispozici 9 měsíců³ od konce referenčního období, definitivní sestavy do 33 měsíců.

Hrubý domácí produkt i další agregáty je možné oceňovat v běžných cenách, ve stálých cenách, nebo v cenách předchozího roku. Pokud je ukazatel oceněn v cenách platných v daném hodnoceném období, tak není vhodné sledovat vývoj jevu, který ukazatel popisuje, v čase. Agregát v běžných cenách neinformuje pouze o své objemové změně, ale také o té cenové. HDP v běžných cenách se někdy nazývá nominální. Stálé ceny oceňují agregáty cenami daného základního období. S jejich pomocí je možné sledovat pouze vývoj objemu, ale čím dále se vyskytují sledované hodnoty od zvoleného základu, tím horší vypovídající schopnost má daná velikost agregátu. Toto vyjádření se přestalo používat. Kompromis mezi výše uvedenými způsoby představují ceny předchozího roku (cpr). Při tomto výpočtu nejsou tempa růstu deformována cenovou strukturou. Pokud jsou cpr zřetězené k danému základnímu období, tak jsou publikovány jako stálé ceny daného roku (s.c.). Tyto ceny jsou nejvhodnější při posuzování ekonomického vývoje, vzniká však problém nerovnosti zdrojů a užití. Agregáty oceněné srovnatelnými cenami se nazývají reálné.

³ Jedná se o termíny platné v dubnu 2015.

HDP v kupních cenách je možné získat třemi způsoby.

1. Výrobní (odvětvová) metoda

Tento odhad vychází z údajů o hrubé přidané hodnotě jako důchodu z produktivní činnosti vytvořené rezidentskými sektory nebo odvětvími činnosti. Hrubý domácí produkt je dán součtem hrubé přidané hodnoty za celé národní hospodářství a čistých daní z produktů.

2. Výdajová metoda

Tato metoda vyjadřuje způsob užití HDP. Na straně užití stojí konečná spotřeba, hrubá tvorba kapitálu a vývoz zboží a služeb, na straně zdrojů stojí HDP a dovoz zboží a služeb, přičemž se zdroje rovnají užití (v běžných cenách a cenách předchozího roku). HDP se odhaduje jako součet konečné spotřeby, hrubé tvorby kapitálu a salda zahraničního obchodu.

3. Důchodová metoda

Pomocí tohoto způsobu je možné ukázat hodnotovou strukturu HDP jako důchodu z výrobních činitelů. HDP se odhaduje jako součet náhrad zaměstnancům vyplacených rezidentskými sektory, hrubého provozního přebytku národního hospodářství, smíšeného důchodu a daní z výroby a z dovozu snížených o dotace. Důchodová metoda výpočtu je publikována pouze v běžných cenách.

Hrubý národní důchod (HND)

Hrubý národní důchod udává součet primárních důchodů plynoucích z výrobních faktorů. Národní důchod bývá zpravidla vyjadřován jako čistý (bez spotřeby fixního kapitálu), pro srovnání s ostatními agregáty je v práci uváděn jako hrubý. Z údajů posloupnosti národních účtů je možné HND v tržních cenách vyjádřit třemi způsoby:

1. jako součet hrubých prvotních důchodů rezidentských sektorů,
2. jako součet důchodů získaných výrobními činiteli, tedy součet náhrad zaměstnanců, čistých daní z výroby a z dovozu, salda důchodů z vlastnictví, hrubého provozního přebytku a smíšeného důchodu,
3. pomocí HDP, ke kterému je připočteno saldo prvotních důchodů s nerezidenty.

Hrubý disponibilní důchod (HDiD)

Hrubý disponibilní důchod v tržních cenách je výsledkem rozdělování prvotních i druhotných důchodů. Jeho hodnota je určena k pokrytí konečné spotřeby a úspor. Opět lze jeho velikost získat třemi možnostmi:

1. jako součet hrubých disponibilních důchodů rezidentských institucionálních sektorů,
2. na základě jeho užití, jako součet konečné spotřeby (vyjádřené hodnotou výdajů na konečnou spotřebu) a hrubé úspory,
3. pomocí ukazatele hrubý národní důchod, ke kterému je připočteno saldo běžných transakcí rozdělování s nerezidenty.

Hrubý domácí důchod (HDD)

Hrubý domácí důchod je v Úředním věstníku EU (2013) definován jako hrubý domácí produkt upravený o obchodní zisk (nebo ztrátu) ze změn směnných relací. Zveřejňován je pouze v cenách předchozího roku a stálých cenách (2010). Tento ukazatel je ovlivněn objemem výroby i poměrem, za který se obchoduje při vývozu a dovozu. Vyjadřuje reálný objem důchodu, který může být vydán na nákupy a na úspory. Obchodní zisk (ztráta) ze změn směnných relací (ZZTT) je definován jako (1.7):

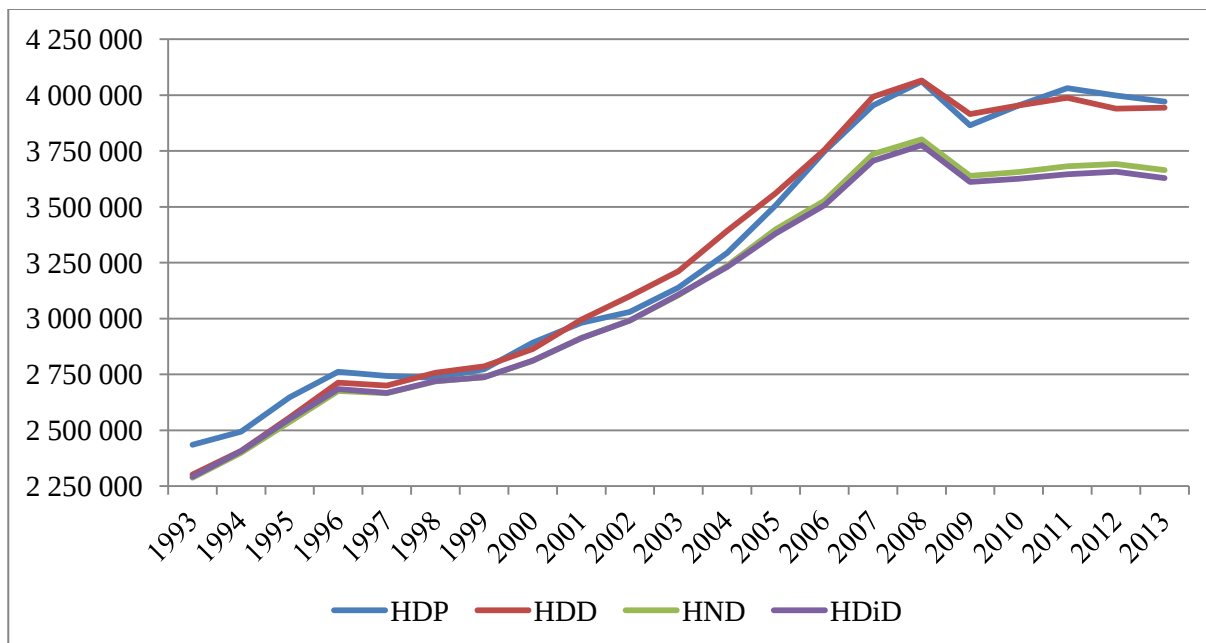
$$ZZTT = \frac{X-M}{P} - \left(\frac{X}{P_X} - \frac{M}{P_M} \right), \quad (1.7)$$

kde symbol X označuje vývoz, M dovoz, P_X deflátor vývozu, P_M deflátor dovozu, P je průměr z deflátorů vývozu a dovozu.

Jak je uvedeno například v publikaci Hronová a kol. (2009), k názvu tohoto agregátu je často přidáván termín reálný ve smyslu dopadu výhodnosti či nevýhodnosti zahraniční směny. Ostatní reálné důchody národního hospodářství jsou počítány podle jejich vztahů s HDP, který je však nahrazen hodnotou hrubého domácího důchodu. Podrobnější popis je uveden v Úředním věstníku EU (2013).

Na obrázku 1.3 je zachycen vývoj reálných důchodů v České republice v letech 1993–2013. V devadesátých letech se hodnoty agregátů HDD, HND a HDiD od sebe neodlišovaly o více než 50 mld. Kč, zatímco rozdíly od HDP byly znatelnější. Přibližně od roku 1998 byl HDD svou velikostí bližší HDP, tedy obchodní zisky (ztráty) ze změn směnných relací dosahovaly nižších hodnot než saldo prvotního důchodu. V posledních letech se ukazatele HDP a HDD svými hodnotami oddálily od zbylých dvou. To bylo způsobeno především

narůstající zápornou velikostí čistých prvotních důchodů s nerezidenty, které od roku 2007 dosahovaly nižších hodnot než – 250 mld. Kč (s výjimkou roku 2012, – 248 mld. Kč). V roce 2011 byly čisté prvotní důchody nižší než – 300 mld. Kč, ale v následujících letech už byl vývoj příznivější.



Obrázek 1.3: Vývoj reálných důchodů v ČR, 1993–2013, mil. Kč (s.c. 2010)

Zdroj: ČSÚ

1.5 Testování závislosti dvou kvantitativních proměnných

Zkoumání závislosti proměnných umožňuje zjistit, zda se proměnné vzájemně ovlivňují a v případě že ano, tak je posouzena síla tohoto vztahu. Různými typy závislostí a vztahy dvou proměnných se zabývá například publikace Hebák a kol. (2013). Pro testování závislosti kvantitativních proměnných se využívá Pearsonův korelační koeficient $\rho(X,Y)$, který zjišťuje lineární závislost či nezávislost mezi dvojicemi proměnných. Lze ho vyjádřit ve tvaru:

$$\rho(X,Y) = \rho(Y,X) = \frac{C(X,Y)}{\sqrt{D(X) \cdot D(Y)}}, \quad (1.8)$$

kde $C(X,Y)$ vyjadřuje kovarianci mezi dvojicí proměnných, $D(X)$ je rozptyl proměnné X , $D(Y)$ rozptyl proměnné Y . Nabývá hodnot z intervalu $\langle -1, 1 \rangle$, přičemž -1 označuje nepřímou lineární závislost, 0 lineární nezávislost, 1 přímou lineární závislost.

1.6 Analýza časových řad

Analýza časových řad patří mezi statistické metody, pomocí kterých lze hodnotit vývoj ukazatelů v čase. Sledování průběhu ekonomických řad může odhalit zákonitosti, díky nimž je možné lépe porozumět vzájemným vztahům uvnitř národního hospodářství ale i odhalit provázanost vývoje se zahraničím.

Časovou řadou je označována řada hodnot jistého věcně a prostorově vymezeného ukazatele, která je uspořádaná v čase směrem od minulosti do přítomnosti. V práci jsou využity roční časové řady, proto je zde uvedena pouze teorie týkající se dlouhodobých intervalových řad. Problematika prvních dvou podkapitol je blíže vysvětlena především v literatuře Arlt a kol. (2004), následujících pak v Arlt a Arltová (2009).

1.6.1 Základní charakteristiky časových řad

Mezi základní charakteristiky časových řad patří popisné charakteristiky a míry dynamiky. Hodnota časové řady v čase t je dále značena symbolem y_t , $t = 1, \dots, T$. Nejjednodušší popisnou charakteristikou je prostý aritmetický průměr:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{t=1}^T y_t}{T}. \quad (1.9)$$

Míry dynamiky umožňují charakterizovat základní rysy časových řad a pomáhají formulovat kritéria pro jejich modelování. Základní mírou dynamiky je absolutní přírůstek (první difference), který vyjadřuje, o kolik se změnila hodnota časové řady v čase t oproti hodnotě v čase $t - 1$. Lze ho vyjádřit takto:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}. \quad (1.10)$$

Často je využíván také průměrný absolutní přírůstek, vyjadřující o kolik se v průměru změnila hodnota časové řady během jednoho roku za dané období. Spočítat ho lze na základě prvních diferencí nebo z hodnot časové řady podle (1.11):

$$\bar{\Delta} = \frac{\sum_{t=2}^T \Delta y_t}{T-1} = \frac{y_T - y_1}{T-1}. \quad (1.11)$$

Diferencování je významné zejména při stochastickém modelování časových řad, ale také se využívá při modelování deterministického trendu k výběru vhodné trendové funkce. Diference vyšších řádů vznikají diferencováním diferencí řádů nižších. Například druhou diferenci lze získat diferencováním první difference takto:

$$\Delta^2 y_t = \Delta y_t - \Delta y_{t-1}. \quad (1.12)$$

Další významnou mírou dynamiky je koeficient růstu, který po vynásobení stem udává, na kolik procent hodnoty v čase $t - 1$ vzrostla hodnota v čase t . Výpočetní tvar je následující:

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}}. \quad (1.13)$$

Z hodnot časové řady nebo z jednotlivých koeficientů růstu se s pomocí geometrického průměru získá průměrný koeficient růstu:

$$\bar{k} = \sqrt[T]{k_2 \cdot k_3 \cdot \dots \cdot k_T} = \sqrt[T]{\frac{y_T}{y_1}}. \quad (1.14)$$

Relativní přírůstek po vynásobení stem udává, o kolik procent se změnila hodnota časové řady v čase t ve srovnání s časem $t - 1$. Spočítat ho lze více způsoby:

$$\delta_t = \frac{\Delta y_t}{y_{t-1}} = \frac{y_t}{y_{t-1}} - 1 = k_t - 1. \quad (1.15)$$

Pomocí průměrného koeficientu růstu je dále možné získat průměrný relativní přírůstek:

$$\bar{\delta} = \bar{k} - 1. \quad (1.16)$$

1.6.2 Modely deterministického trendu

Před samotnou teorií modelování trendu je vhodné zmínit dekompozici časových řad. Klasická analýza ekonomických časových řad předpokládá, že je možné časovou řadu y_t , $t = 1, \dots, T$ rozložit na složku trendovou, cyklickou, sezónní a nesystematickou.

Trendová složka (T_t) odráží dlouhodobé změny v průměrném chování časové řady. Je výsledkem faktorů, které dlouhodobě působí ve stejném směru, například demografické podmínky, technologie výroby, podmínky na trhu v dané oblasti apod.

Cyklická složka (C_t) vyjadřuje fluktuaci okolo trendu, při které se střídají fáze růstu s fázemi poklesu. Jednotlivé cykly se vytvářejí za období delší než jeden rok a mají nepravidelný charakter. Cykly jsou způsobeny ekonomickými i neekonomickými faktory.

Sezónní složka (S_t) je tvořena pravidelným kolísáním okolo trendu v rámci jednoho roku. Každý rok se výkyvy opakují ve stejných obdobích zejména v důsledku střídání ročních období či institucionalizovaných zvyků (dovolené, svátky apod.).

Nesystematická složka (a_t) vyjadřuje nahodilé, nevysvětlitelné, nesystematické pohyby v časových řadách i chyby v měření.

Mezi hlavní důvody pro provádění dekompozice časových řad patří přesnější konstrukce předpovědí a samostatná analýza jednotlivých složek řady, pomocí které se dají odhalit zákonitosti vývoje zkoumaného jevu. Samotnou dekompozici časové řady je možné provádět dvěma způsoby, a to aditivně nebo multiplikativně.

1. Aditivní dekompozice se využívá, pokud jsou jednotlivé složky časové řady ve stejných měrných jednotkách jako původní časová řada a pokud je variabilita hodnot časové řady přibližně konstantní v čase. Hodnoty časové řady je možné určit jako součet hodnot jednotlivých složek:

$$y_t = T_t + C_t + S_t + a_t. \quad (1.17)$$

2. V multiplikativní dekompozici je trendová složka ve stejných měrných jednotkách jako původní časová řada a ostatní složky jsou v relativním vyjádření. Využívá se, pokud variabilita časové řady roste v čase, nebo se mění. Hodnoty časové řady se dají určit pomocí součinu hodnot jednotlivých složek:

$$y_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot a_t. \quad (1.18)$$

Při modelování deterministického trendu časové řady pomocí trendových funkcí je trend funkcí času t , tj. $T_t = f(t)$. Za předpokladu aditivní dekompozice se model skládá z trendové a nesystematické složky $y_t = T_t + a_t$, $t = 1, 2, \dots, T$. Nesystematická složka by měla mít vlastnosti procesu bílého šumu, tzn. že náhodné veličiny a_t mají v čase t nulovou střední hodnotu, konstantní rozptyl, vzájemně jsou lineárně nezávislé a mají normální rozdělení:

$$E(a_t) = 0, D(a_t) = \sigma_a^2, \text{cov}(a_t, a_{t-k}) = 0, a_t \sim N(0, \sigma_a^2). \quad (1.19)$$

Trendové funkce

Mezi základní funkce, u kterých se dají parametry odhadovat metodou nejmenších čtverců, patří konstantní, lineární, kvadratická a exponenciální. Konstantní trend je modelem, který předpokládá, že hodnoty trendu se vzhledem k časové proměnné t nemění. Lze ho vyjádřit pomocí vzorce (1.20):

$$T_t = \beta_0, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1.20)$$

kde odhad parametru β_0 je získán jako průměr hodnot časové řady.

Lineární trendová funkce má tvar:

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot t, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (1.21)$$

Kvadratickou funkci lze zapsat ve tvaru:

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \beta_2 \cdot t^2, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (1.22)$$

Exponenciální trendová funkce je vyjádřena ve tvaru:

$$T_t = \beta_0 \cdot \beta_1^t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1.23)$$

ale není lineární v parametrech. Odhad parametrů $\beta_0, \beta_1 > 0$ se provádí metodou nejmenších čtverců až po logaritmické transformaci:

$$\ln T_t = \ln \beta_0 + t \cdot \ln \beta_1, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (1.24)$$

Ověřování vhodnosti modelu

Výběr modelu trendu časové řady se provádí na základě grafické analýzy, interpolačních a extrapolačních kritérií. Předběžný výběr pomocí grafu je subjektivní a nemusí vést k jednoznačným výsledkům. Naopak způsob výběru modelu trendu využívající matematicko-statistická kritéria je objektivnější.

Grafická analýza je prováděna pomocí grafu časové řady, diferencí nebo koeficientů růstu:

1. pokud řada prvních diferencí kolísá okolo nuly, volí se konstantní trend (1.20),
2. pokud řada prvních diferencí kolísá kolem nenulové konstanty, tak se v dané časové řadě vyskytuje lineární trend (1.21),
3. pokud řada prvních diferencí má přibližně lineární trend a řada druhých diferencí má přibližně konstantní trend, volí se kvadratický trend (1.22),
4. pokud řada koeficientů růstu kolísá okolo nenulové konstanty, dá se předpokládat výskyt exponenciálního trendu (1.23).

Interpolační kritéria hodnotí po odhadu parametrů modelu metodou nejmenších čtverců, jak přesně daný model vystihuje skutečnou časovou řadu. Rozdíly skutečných a vyrovnaných hodnot se nazývají rezidua a jsou odhadem nesystematické složky. Přesnost vyrovnaní časové řady je možné měřit průměrnými reziduálními charakteristikami, z nichž nejčastěji používanou je průměrná čtvercová chyba MSE:

$$MSE = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2, \quad (1.25)$$

kde $\hat{y}_t$ je vyrovnaná hodnota časové řady, $\hat{a}_t$ je reziduum. Čím nižší je hodnota tohoto kritéria, tím je model vhodnější.

Dalším významným kritériem je Durbinův-Watsonův test, který zjišťuje nepřítomnost autokorelace prvního řádu nesystematické složky pomocí hypotézy:

$H_0 : \rho_1 = 0$ autokorelace se v modelu nevyskytuje,

$H_1 : \rho_1 \neq 0$ autokorelace se v modelu vyskytuje.

Durbin-Watsonovu statistiku lze vyjádřit takto:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2}. \quad (1.26)$$

Nabývá hodnoty z intervalu $\langle 0, 4 \rangle$, kritické hodnoty mezi důležitých pro výpočet jsou tabelovány. Obecně se předpokládá, že pokud je hodnota DW blízká 2, tak sousední náhodné veličiny a_t nejsou korelované – nezamítá se H_0 .

Reziduální autokorelační funkce umožňuje posuzovat i autokorelace vyšších řádů. Koeficienty autokorelace reziduí jsou definovány vztahem:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T \hat{a}_t \cdot \hat{a}_{t-k}}{\sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2} \in \langle -1, 1 \rangle. \quad (1.27)$$

Pokud žádný z koeficientů r_k nepřekračuje meze 95 % intervalu spolehlivosti $(-2/\sqrt{T}, 2/\sqrt{T})$ je možné předpokládat, že nesystematická složka není autokorelovaná.

Mezi další kritéria lze zařadit index determinace, který hodnotí, jak model vystihuje trend časové řady. Je vyjádřen ve tvaru:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}_t)^2} \in \langle 0, 1 \rangle. \quad (1.28)$$

Čím vyšších hodnot dosahuje, tím je model vhodnější. Koeficient determinace však závisí na počtu parametrů trendové funkce, proto bývá přepočítáván do své modifikované podoby:

$$R_M^2 = R^2 - \frac{(1 - R^2) \cdot (k - 1)}{T - k}, \quad (1.29)$$

kde číslo k vyjadřuje počet parametrů modelu.

U jednotlivých parametrů se testuje jejich významnost pomocí t-testů. Hypotézu je možné vyjádřit takto:

$$\begin{array}{ll} H_0 : \beta_i = 0 & \text{parametr } i \text{ je nulový – nevýznamný,} \\ H_1 : \beta_i \neq 0 & \text{parametr } i \text{ je nenulový – významný, pro } i = 0, 1, \dots, k. \end{array}$$

Testové kritérium má tvar:

$$t = \frac{\hat{\beta}_i}{s_{\hat{\beta}_i}} \sim t(T - k), \quad (1.30)$$

kde $\hat{\beta}_i$ je odhad parametru trendové funkce, $s_{\hat{\beta}_i}$ odhad směrodatné chyby odhadu testovaného parametru. Vysoké hodnoty testového kritéria svědčí ve prospěch alternativní hypotézy a tedy i významnosti parametru v modelu.

Extrapoláční kritéria jsou využívána, pokud je k modelu trendu zároveň konstruována i předpověď na další období. Vycházejí z principu, že časovou řadu y_t , pro $t = 1, 2, \dots, T$ je možné rozložit na dvě části. První část se nazývá testovací, slouží k výběru modelu trendu, odhadu parametrů a ověření vhodnosti pomocí interpolačních kritérií. Má délku T_1 . Druhá část obsahuje $T_2 = T - T_1$ pozorování a využívá se k určení předpovědi známé skutečnosti („ex-post“) a pro ověření jejich přesností. Přesnost předpovědi je možné hodnotit pomocí průměrných charakteristik reziduí upravených pro dané časové intervaly. Další možností, pomocí které lze hodnotit kvalitu modelu, je Chowův test, jak je uvedeno například v EViews 8 User's Guide II (2013). Spočívá v testování hypotézy:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2, \sigma_1^2 = \sigma_2^2,$$

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

Porovnává hodnoty získané na základě modelu z intervalu T_1 a celé délky časové řady T . Nedojde-li k zamítnutí testované hypotézy H_0 , je možné provádět pomocí odhadnutého modelu kvalitní předpovědi budoucích hodnot časové řady („ex-ante“).

Extrapolace

Předpověďmi jsou nazývány kvantitativní odhady budoucích hodnot časové řady, které vznikají prodloužením vývoje z minulosti a přítomnosti do budoucnosti s horizontem h za předpokladu, že se tento vývoj nezmění. Čím delší je horizont předpovědi, tím se očekávají větší chyby předpovědí, které se dělí na chyby způsobené volbou modelu a na chyby způsobené odhadem parametrů modelu. Extrapolace se dají vyjádřit formou bodové předpovědi nebo $(1 - \alpha) \cdot 100$ % intervalu spolehlivosti.

1.6.3 Boxova-Jenkinsova metodologie

Boxova-Jenkinsova metodologie se využívá při stochastickém modelování časových řad. Za základní prostředky podávající informace o charakteru stochastického procesu se považuje autokorelační a parciální autokorelační funkce. Stochastický proces $\{X_t, t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ je v čase uspořádanou řadou náhodných veličin, časovou řadu X_t je tedy možné chápat jako realizaci stochastického procesu.

Výstavba modelů

Identifikace modelů časové řady se skládá z několika částí. Výchozí časová řada by měla být stabilizovaná. Pokud se v čase mění rozptyl časové řady, provádí se stabilizace pomocí logaritmické transformace.

Dalším krokem je zjištění, zda je časová řada stacionární, nebo nestacionární. Stochastický proces je stacionární, jestliže jsou charakteristiky (střední hodnota, rozptyl, kovarianční a korelační funkce) jeho náhodných veličin v čase neměnné. Pokud hodnoty časové řady nekolísají okolo konstanty, jedná se o nestacionární řadu. Vychází se z modelu náhodné procházky, který má tvar:

$$X_t = X_{t-1} + a_t. \quad (1.31)$$

Nestacionaritu lze odhalit z grafu časové řady, výběrové autokorelační funkce (první hodnota blízká 1, ostatní pomalu lineárně klesají), pomocí testů jednotkového kořene (Dickey Fuller, Augmented Dickey Fuller). Stacionarizace se provádí pomocí diferencování. Je-li ke stacionarizaci potřeba difference řádu d , označí se proces jako integrovaný řadu d : $I(d)$.

Volba řádu modelu ARMA se provádí s pomocí grafu výběrové autokorelační a parciální autokorelační funkce. Autoregresní modely řádu p : AR (p) jsou vyjádřeny ve tvaru:

$$X_t = \phi_1 \cdot X_{t-1} + \phi_2 \cdot X_{t-2} + \dots + \phi_p \cdot X_{t-p} + a_t. \quad (1.32)$$

U grafu výběrové autokorelační funkce (ACF) se hodnoty exponenciálně snižují, u parciální autokorelační funkce (PACF) je p hodnot různých od nuly. Modely klouzavých průměrů řádu q : MA (q) jsou dány vztahem:

$$X_t = a_t - \theta_1 \cdot a_{t-1} - \dots - \theta_q \cdot a_{t-q}. \quad (1.33)$$

Hodnoty výběrové PACF exponenciálně klesají, u ACF je q hodnot různých od nuly.

V případě smíšených modelů ARMA (p, q) se hodnoty u výběrové ACF i PACF exponenciálně snižují. Model lze obecně zapsat ve tvaru:

$$X_t = \phi_1 \cdot X_{t-1} + \phi_2 \cdot X_{t-2} + \dots + \phi_p \cdot X_{t-p} + a_t - \theta_1 \cdot a_{t-1} - \dots - \theta_q \cdot a_{t-q}. \quad (1.34)$$

Po zohlednění stacionarity časové řady je vytvořen model autoregresního integrovaného procesu klouzavých průměrů ARIMA (p, d, q) , který s pomocí operátoru zpoždění B získaného ze vztahu:

$$B^s \cdot X_t = X_{t-s}, \quad (1.35)$$

je možné zapsat takto:

$$\phi_p(B) \cdot (1-B)^d \cdot X_t = \theta_q(B) \cdot a_t, \quad (1.36)$$

kde

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 \cdot B - \phi_2 \cdot B^2 - \dots - \phi_p \cdot B^p,$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 \cdot B - \theta_2 \cdot B^2 - \dots - \theta_q \cdot B^q.$$

Následujícím krokem je odhad parametrů vybraného modelu ARIMA, k jehož provedení je k dispozici mnoho procedur. Za splnění určitých podmínek ho lze provést metodou nejmenších čtverců, nelineární metodou nejmenších čtverců, nebo podmíněnou metodou maximální věrohodnosti.

Velmi důležitou částí výstavby modelů je jeho diagnostická kontrola. Ověřuje se, zda nesystematická část modelu splňuje vlastnosti bílého šumu. Bílým šumem je nazýván proces, který je řadou nekorelovaných náhodných veličin jistého pravděpodobnostního rozdělení s nulovou střední hodnotou, konstantním rozptylem a nulovou korelační a parciální korelační funkcí. Je-li sdružené pravděpodobnostní rozdělení procesu normální, nazývá se proces gaussovským bílým šumem.

Testování vlastností je prováděno na odhadu nesystematické složky, tedy reziduích $\hat{a}_t$. K ověření neexistence autokorelace je možné využít například výběrovou autokorelační funkci (1.27). Pokud první hodnota přesahuje stanovené meze, rozšíří se model o další proces. Konečný rozptyl reziduí (homoskedasticita) lze posuzovat pomocí ARCH testu. Jestliže je nesystematická složka podmíněně heteroskedastická, je potřeba danou časovou řadu stabilizovat. Normalitu je možné ověřit pomocí Jarque-Bera testu a je velmi důležitým předpokladem pro testování parametrů modelu, testování autokorelace a pro konstrukci intervalových předpovědí.

Při nalezení více vhodných modelů je možné vybrat ten nejlepší pomocí dodatečných kritérií: Akaikeho, modifikované Akaikeho, Schwartzovo a Hannanovo-Quinnovo kritérium.

Konstrukce předpovědí

Před samotnou konstrukcí předpovědí je důležité stanovit práh predikce T (poslední známá hodnota časové řady) a horizont predikce h (počet období, na která je předpověď konstruována). Předpověď modelů ARIMA (p, d, q) v čase T , tj. $X_T(h)$ je dána podmíněnou střední hodnotou $E(X_{T+h} | X_T, X_{T-1}, \dots)$. Z tohoto důvodu je možné pro výpočet předpovědí použít přímo model (1.36). Předpověď s horizontem h konstruovaná v čase T má tvar:

$$X_T(h) = \phi_1 \cdot X_T(h-1) + \dots + \phi_{p+d} \cdot X_T(h-p-d) + a_T(h) - \theta_1 \cdot a_T(h-1) - \dots - \theta_q \cdot a_T(h-q), \quad (1.37)$$

kde

$$\begin{aligned} X_T(j) &= E(X_{T+j} | X_T, X_{T-1}, \dots), & j \geq 1, \\ X_T(j) &= X_{T+j}, & j \leq 0, \\ a_T(j) &= 0, & j \geq 1, \\ a_T(j) &= X_{T+j} - X_{T+j-1}(1) = a_{T+j}, & j \leq 0. \end{aligned}$$

Po odhadu parametrů modelu ARIMA se pro konstrukci předpovědí do vzorce (1.37) dosadí místo známých hodnot parametrů jejich odhady. Optimální předpověď je taková, která má minimální střední čtvercovou chybu. Stejně jako u modelů deterministických trendů je možné provádět předpověď bodovou nebo intervalovou.

1.6.4 Modelování vztahů časových řad

Při modelování vztahů více časových řad je vhodné rozlišovat krátkodobé a dlouhodobé vztahy. Krátkodobé vztahy existují pouze v krátkém období a časem mizí, dlouhodobé vztahy mají dlouhodobé trvání a s postupujícím časem nemizí.

Systém, který popisuje časové řady, je vystaven neustálým šokům, proto se nikdy nenachází v rovnovážném stavu (ekvilibriu), ale může k rovnovážnému stavu konvergovat (být v dlouhodobém ekvilibriu). Kointegrace časových řad popisuje situaci, kdy lineární kombinace nestacionárních časových řad je řadou stacionární. Pokud je trend časové řady kompenzován trendem jiné časové řady, mají tyto časové řady společný stochastický trend.

Při zkoumání závislosti dvou časových řad se rozlišuje, zda se jedná o jednostranný, nebo oboustranný vztah. V případě jednostranné závislosti je možné přesně určit, která časová řada vystupuje jako endogenní (závisle proměnná) a je tedy generována uvnitř systému. Druhá řada je exogenní (nezávisle proměnná) a působí na systém zvnějšku. K analýze oboustranných vztahů se přistupuje, pokud není směr závislosti jednoznačně daný.

V případě analýzy jednostranného vztahu dvou časových řad se vychází z modelu statické regrese, který lze vyjádřit jako:

$$Y_t = c + \beta \cdot X_t + a_t, \quad (1.38)$$

kde Y_t je závisle proměnná, X_t nezávisle proměnná, a_t reziduum, c konstanta, β parametr, který determinuje vztah mezi proměnnými. Mohou nastat tyto situace:

- a) Jedna časová řada je stacionární a druhá nestacionární, rezidua modelu jsou nestacionární. Mezi těmito časovými řadami neexistuje vztah, situace bývá označována jako nesmyslná regrese.
- b) Obě časové řady jsou stacionární, rezidua vyjdou také stacionární. Vztah mezi těmito časovými řadami může být pouze krátkodobý. Mají-li rezidua vlastnosti bílého šumu, je možné použít pro popis vztahu statický model (1.38). Pokud se u nich vyskytuje například autokorelace, je nutné do modelu zahrnout zpožděné hodnoty obou proměnných, tedy použít dynamický model ADL. Například ADL(1, 1):

$$Y_t = c + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \beta_1 \cdot X_t + \beta_2 \cdot X_{t-1} + a_t, \quad (1.39)$$

kde Y_{t-1} a X_{t-1} jsou zpoždění daných časových řad.

- c) Obě časové řady jsou nestacionární, jejich rezidua jsou také nestacionární. Modelovat takovýto vztah není možné, protože zbytková složka je silně autokorelovaná, vyskytuje se tzv. zdánlivá regrese. Je potřeba časové řady diferencovat a pokračovat podle b), může tedy existovat pouze krátkodobý vztah.
- d) Obě časové řady jsou nestacionární, jejich rezidua jsou stacionární. Situace se nazývá kointegrační regrese (pravá regrese). Vztah může být krátkodobý i dlouhodobý. Pokud mají rezidua vlastnosti bílého šumu, existuje pouze dlouhodobý vztah. Jsou-li rezidua například autokorelovaná, využívá se model korekce chyby. Ten vyjadřuje krátkodobé (mezi diferencovanými časovými řadami) i dlouhodobé vztahy. Pro model (1.39) ho lze vyjádřit ve tvaru:

$$\Delta \hat{Y}_t = c + \beta_1 \cdot \Delta X_t + \gamma \cdot (Y_{t-1} - \beta \cdot X_{t-1}) + a_t, \quad (1.40)$$

kde

$$\beta = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \alpha_1}, \quad (1.41)$$

$$\gamma = \alpha_1 - 1. \quad (1.42)$$

Po sestavení modelu je nutná kontrola jeho vhodnosti, která se provádí pomocí testování vlastností reziduí. Požaduje se, aby rezidua byla bílým šumem. V práci je autokorelace ověřována pomocí Breusch-Godfrey LM testu, podmíněná homoskedasticita prostřednictvím ARCH(q) testu, normalita pomocí Jarque-Bera testu.

V případě sledování oboustranných vztahů jsou pro zachycení krátkodobých vztahů využívány vektorové autoregresní procesy a k popisu dlouhodobých vztahů vektorové modely korekce chyby. Jejich zápis i konstrukce jsou velmi složité.

1.7 Shluková analýza

Shluková analýza je řazena mezi vícerozměrné statistické metody, které zkoumají vztahy mezi objekty. Hlavním cílem je klasifikace jednotek do jednoho z předem neznámého počtu vzájemně se vylučujících shluků na základě jejich vzájemných podobností. Objekty uvnitř shluků by si měly být co nejvíce podobné a od objektů z jiných shluků by se měly co nejvíce odlišovat. Mezi výsledné cíle zároveň patří i stanovení optimálního počtu shluků a identifikace odlehlých objektů. Problematikou se zabývá Hebák a kol. (2013).

Metody shlukové analýzy je možné rozdělit na hierarchické a nehierarchické. V první skupině je vytvářena hierarchická posloupnost rozkladů, a to pomocí aglomerativních nebo divizivních algoritmů. U aglomerativních dochází k postupnému spojování objektů a jejich shluků až do vytvoření jediného shluku. Divizivní algoritmy postupují opačně. Postupně rozkládají shluk zahrnující všechny objekty na podmnožiny a tak dále až na samostatné jednotky. Nehierarchické metody především rozlišují, zda se jednotlivé shluky mohou překrývat (fuzzy shlukování), nebo musí být disjunktní. Mezi algoritmy vytvářející disjunktní shluky se řadí metody k -shlukování.

Často využívanou metodou hierarchického shlukování je Wardova metoda. Principem je minimalizace součtu variabilit ve všech shlucích na dané úrovni shlukování. Nejznámějším postupem metod k -shlukování je metoda k -průměrů. Na počátku je určeno k shluků, u kterých jsou spočteny centroidy. V dalších krocích jsou objekty přemisťovány ke svému nejbližšímu centroidu, který může být po každém takovémto přesunu přepočten.

Měření vzdálenosti mezi dvojicí objektů závisí na typu proměnných, kterými jsou tyto objekty charakterizovány. Datový soubor může obsahovat kvantitativní, nebo nominální proměnné, nebo jejich kombinaci. V případě kvantitativních proměnných se nejčastěji využívá euklidovská vzdálenost. Mezi další možnosti patří například čtvercová euklidovská, manhattanská nebo Mahalanobisova vzdálenost. Pro určení podobnosti dvou shluků existuje

taktéž řada možností, používá se například vzdálenost průměrné vazby mezi shluky, vzdálenost nejbližšího souseda, nejvzdálenějšího souseda, vzdálenost založená na variabilitě shluku. Při shlukové analýze lze za použití různých metod podobnosti dvou shluků nebo měr vzdálenosti mezi objekty získat odlišné výsledky.

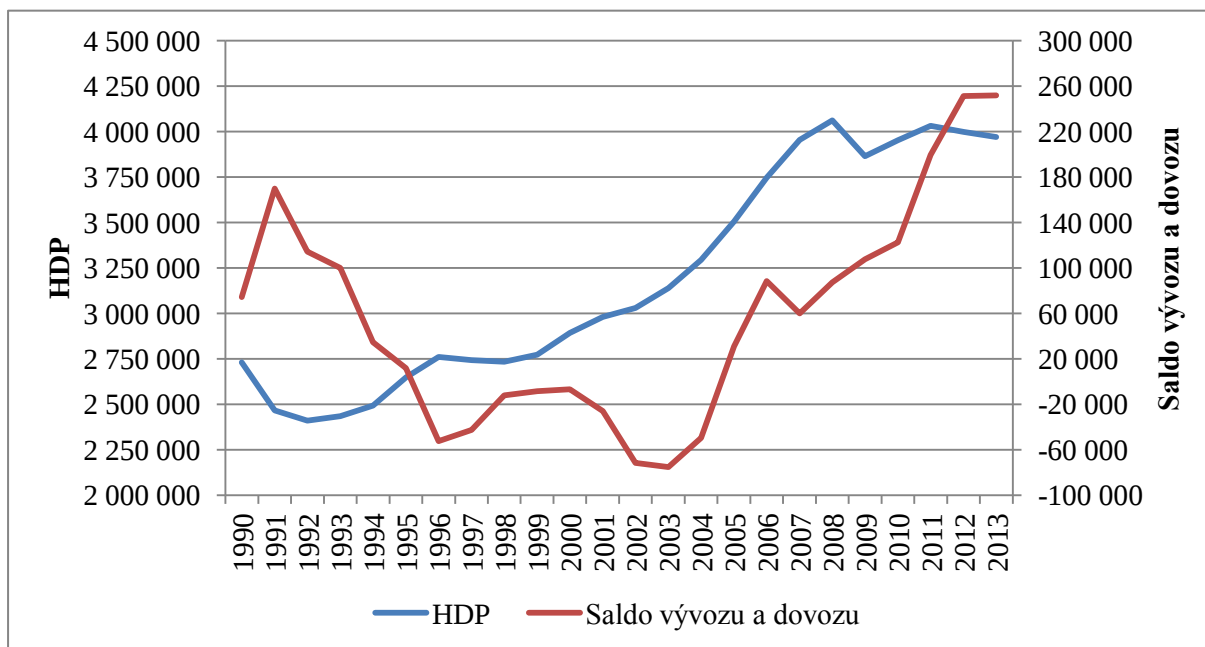
Objekty je možné předběžně rozřadit do shluků pomocí znázornění ve dvourozměrném prostoru s využitím například metody hlavních komponent. Postup shlukování jednotlivých objektů a shluků vytvořených v předchozích krocích znázorňuje graf zvaný dendrogram. Jedná se o stromový diagram, kde se na jedné ose nacházejí listy, které představují jednotlivé objekty. Z listů vycházejí větve, které se spojují podle vypočtených vzdáleností znázorněných na druhé ose. Dalším způsobem grafického znázornění je rampouchový graf.

2 Analýza směnných relací

Vývoj indexu směnných relací je v České republice meziročně velmi proměnlivý nejen v celkové hodnotě, ale i v jednotlivých skupinách nomenklatury SITC. Velmi na něj působí zejména celosvětové ceny ropy. Velikost zahraničního obchodu poměrně silně ovlivňuje hodnoty agregátů národního hospodářství. Významnou složkou reálných důchodů jsou i zisky (ztráty) ze změn směnných relací, jejichž vliv však postupně opadá. V Evropské unii se indexy směnných relací vyvíjejí v některých státech podobným způsobem. Mírně podobný vývoj mají také indexy ČR s indexy jejího nejvýznamnějšího obchodního partnera.

2.1 Analýza závislosti HDP na saldu vývozu a dovozu

Saldo vývozu a dovozu je jedním z ukazatelů, které vstupují do výpočtu HDP výdajovou metodou, proto je vhodné zjistit skutečnou závislost těchto ukazatelů. Pro výpočet byla využita data za roky 1990–2013 ve stálých cenách roku 2010. Saldo vývozu a dovozu bylo spočítáno jako rozdíl vývozu a dovozu. Grafické porovnání vývojů HDP a salda vývozu a dovozu je znázorněno na obrázku 2.1.



Obrázek 2.1: HDP a saldo vývozu a dovozu v ČR, 1990–2013, mil. Kč (s.c. 2010)

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočet

Z obrázku 2.1 je zřetelná vyšší variabilita u ukazatele saldo vývozu a dovozu než u HDP. Ačkoliv v roce 1991 došlo k poklesu vývozu o více než 72 mld. Kč a k poklesu dovozu o téměř 168 mld. Kč oproti předchozímu roku bylo dosaženo nejvyššího absolutního přírůstku salda počítaného podle vzorce (1.10), a to 95 657 mil. Kč. Hrubý domácí produkt naopak zaznamenal v roce 1991 nejvyšší absolutní pokles o 263 775 mil. Kč, který byl způsoben meziročním poklesem všech složek HDP. V letech 1996–2004 v ČR převažoval dovoz nad vývozem a celkové saldo zahraničního obchodu bylo záporné. Po vstupu ČR do EU bylo v roce 2005 dosaženo druhého nejvyššího absolutního přírůstku salda (80 474 mil. Kč). U HDP byl nejvyšší absolutní přírůstek v roce 2006 (241 099 mil. Kč). Hospodářská krize v roce 2008 se projevila v roce 2009 negativně na vývozu i dovozu, pokles u dovozu byl však o 20 mld. Kč vyšší, proto saldo zůstalo pozitivní a absolutní přírůstek byl kladný. HDP v tomto roce zaznamenal pokles o více než 196 mld. Kč, který byl způsoben především poklesem hrubých domácích konečných výdajů, které se snížily vlivem poklesu výdajů na konečnou spotřebu domácností a hrubé tvorby fixního kapitálu. V následujících letech hodnoty vývozu i dovozu stále rostly a saldo zůstávalo pozitivní. Oproti tomu se HDP v posledních dvou letech snižoval. V roce 2013 zejména v důsledku poklesu hrubé tvorby kapitálu o téměř 54 mld. Kč.

Před samotným modelováním závislosti HDP na saldu vývozu a dovozu bylo zapotřebí prozkoumat stacionaritu časových řad. Ta byla ověřována pomocí testů jednotkového kořene. Bylo zjištěno, že časové řady HDP i salda vývozu a dovozu jsou nestacionární, proto bylo možné modelovat jejich závislost. HDP ve vztahu vystupuje jako vysvětlovaná proměnná (endogenní), saldo vývozu a dovozu jako vysvětlující (exogenní). Rezidua modelu statické regrese (1.38) vyšla stacionární, ale vyskytovala se u nich autokorelace, proto byl zvolen dynamický model ADL se zahrnutím jednoho zpoždění časových řad. Po vyřazení statisticky nevýznamných parametrů z modelu byly získány hodnoty uvedené v tabulce 2.1.

Pro rezidua daného modelu byly provedeny testy autokorelace, normality a homoskedasticity. Bylo zjištěno, že splňovala požadavky gaussovského bílého šumu. Upravený index determinace dosahoval vysoké hodnoty 0,968, daný popis vztahů mezi proměnnými byl tedy kvalitní. Model ADL na základě odhadnutých parametrů lze zapsat dle vzorce (1.39) ve tvaru:

$$\hat{HDP}_t = 1,029 \cdot HDP_{t-1} - 0,603 \cdot SALDO_t + a_t. \quad (2.1)$$

Tento model byl přepočten pomocí vztahů (1.40 až 1.42) na následující model korekce chyby:

$$\Delta \hat{HDP}_t = -0,603 \cdot \Delta SALDO_t + 0,029 \cdot (HDP_{t-1} - 20,873 \cdot SALDO_{t-1}) + a_t. \quad (2.2)$$

Tabulka 2.1: Parametry modelu závislosti HDP na saldu vývozu a dovozu

Dependent Variable: HDP

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1991 2013

Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HDP(-1)	1,028907	0,008777	117,2288	0,0000
SALDO	-0,603385	0,253225	-2,382798	0,0267
R-squared	0,969027	Mean dependent var	3212501,	
Adjusted R-squared	0,967552	S.D. dependent var	609388,7	
S.E. of regression	109770,9	Akaike info criterion	26,13312	
Sum squared resid	2,53E+11	Schwarz criterion	26,23186	
Log likelihood	-298,5309	Hannan-Quinn criter.	26,15795	
Durbin-Watson stat	1,190984			

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty v EViews 8

Model (2.2) obsahoval krátkodobé i dlouhodobé vztahy HDP a salda vývozu a dovozu. Z krátkodobého vztahu (diferencovaných časových řad) je zřejmé, že pokud by se saldo vývozu a dovozu zvýšilo o 1 mld. Kč, snížil by se HDP vlivem krátkodobého vztahu ve stejném období o 603 mil. Kč. Parametr 0,029 vyjadřuje sílu, jakou se prosazoval dlouhodobý vztah mezi časovými řadami. Nenabýval příliš vysoké hodnoty, což mohlo být způsobeno nižším podílem salda vývozu a dovozu na HDP, jak je uvedeno v tabulce 2.2.

Tabulka 2.2: Podíl salda vývozu a dovozu na HDP v % za ČR, 1990–2013, s.c. 2010

Rok	Podíl Salda vývozu a dovozu na HDP	Rok	Podíl Salda vývozu a dovozu na HDP	Rok	Podíl Salda vývozu a dovozu na HDP
1990	2,72	1998	– 0,45	2006	2,36
1991	6,89	1999	– 0,30	2007	1,52
1992	4,74	2000	– 0,24	2008	2,15
1993	4,11	2001	– 0,87	2009	2,79
1994	1,39	2002	– 2,36	2010	3,10
1995	0,44	2003	– 2,39	2011	4,95
1996	– 1,90	2004	– 1,50	2012	6,28
1997	– 1,55	2005	0,88	2013	6,34

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

V tabulce 2.2 je uvedeno, z kolika procent byl ovlivněn HDP v daném roce ukazatelem salda vývozu a dovozu. Záporné hodnoty uvádějí, že saldo vývozu a dovozu mělo negativní vliv na hodnoty HDP. Od roku 2008 byl zaznamenáván nárůst podílu, saldo zahraničního obchodu se tedy stávalo stále důležitějším ukazatelem při odhadu HDP.

Dalším možným způsobem jak zhodnotit vliv salda zahraničního obchodu na HDP je analýza příspěvku tohoto ukazatele k tempu růstu HDP. Tempo růstu HDP lze vypočítat jako relativní přírůstek podle vzorce (1.15) z časové řady agregátu ve stálých cenách. Příspěvek daného faktoru k růstu HDP d_i v procentech se počítá podle vzorce (2.3), jak je uvedeno v publikaci Jílek a Moravová (2007):

$$d_i = \frac{h_{i,t,\text{cpr}} - h_{i,t-1,\text{b.c.}}}{HDP_{t-1,\text{b.c.}}} \cdot 100 \%, \quad (2.3)$$

kde $h_{i,t,\text{cpr}}$ označuje hodnotu ukazatele i v čase t v cenách předchozího roku, $h_{i,t-1,\text{b.c.}}$ hodnotu ukazatele i v čase $t-1$ v běžných cenách a $HDP_{t-1,\text{b.c.}}$ hrubý domácí produkt v čase $t-1$ v běžných cenách.

V tabulce 2.3 jsou spočteny hodnoty tempa růstu HDP i příspěvky salda vývozu a dovozu k jeho růstu. Nejméně saldo ZO ovlivnilo tempo růstu HDP v roce 2003, kdy bylo poměrně vysoké tempo růstu HDP (3,6 %) sníženo vlivem salda o 0,01 %. Nejvyššího kladného příspěvku 7,42 % bylo dosaženo v roce 1991, ale tempo růstu HDP zůstalo negativní. Česká republika v tomto roce začala být více ovlivňována světovými cenami než dříve. Transformace ekonomiky pozitivně zapůsobila na saldo vývozu a dovozu, které dosáhlo vyšší hodnoty v cenách předchozího roku než v běžných cenách. Směnný kurs vůči americkému dolaru oproti předchozímu roku znehodnotil o téměř 7 Kč, což pozitivně zapůsobilo na vývoz ČR. Na negativní vývoj tempa růstu HDP měla vliv vysoká míra inflace, která způsobila pokles výdajů na konečnou spotřebu ve s.c. o 10 p.b. oproti předchozímu roku.

Tabulka 2.3: Tempo růstu HDP a příspěvek salda ZO k růstu HDP v % za ČR, 1991–2013

Rok	Tempo růstu HDP	Příspěvek Salda vývozu a dovozu k růstu HDP	Rok	Tempo růstu HDP	Příspěvek Salda vývozu a dovozu k růstu HDP	Rok	Tempo růstu HDP	Příspěvek Salda vývozu a dovozu k růstu HDP
1991	– 9,66	7,42	1999	1,44	0,20	2007	5,53	– 0,84
1992	– 2,26	– 6,46	2000	4,29	0,07	2008	2,71	0,77
1993	1,02	– 2,52	2001	3,05	– 1,06	2009	– 4,84	0,52
1994	2,39	– 4,95	2002	1,65	– 1,98	2010	2,30	0,55
1995	6,18	– 2,12	2003	3,60	– 0,01	2011	1,96	1,95
1996	4,28	– 4,11	2004	4,95	1,39	2012	– 0,81	1,27
1997	– 0,67	0,40	2005	6,44	3,19	2013	– 0,70	0,01
1998	– 0,32	1,47	2006	6,88	2,03			

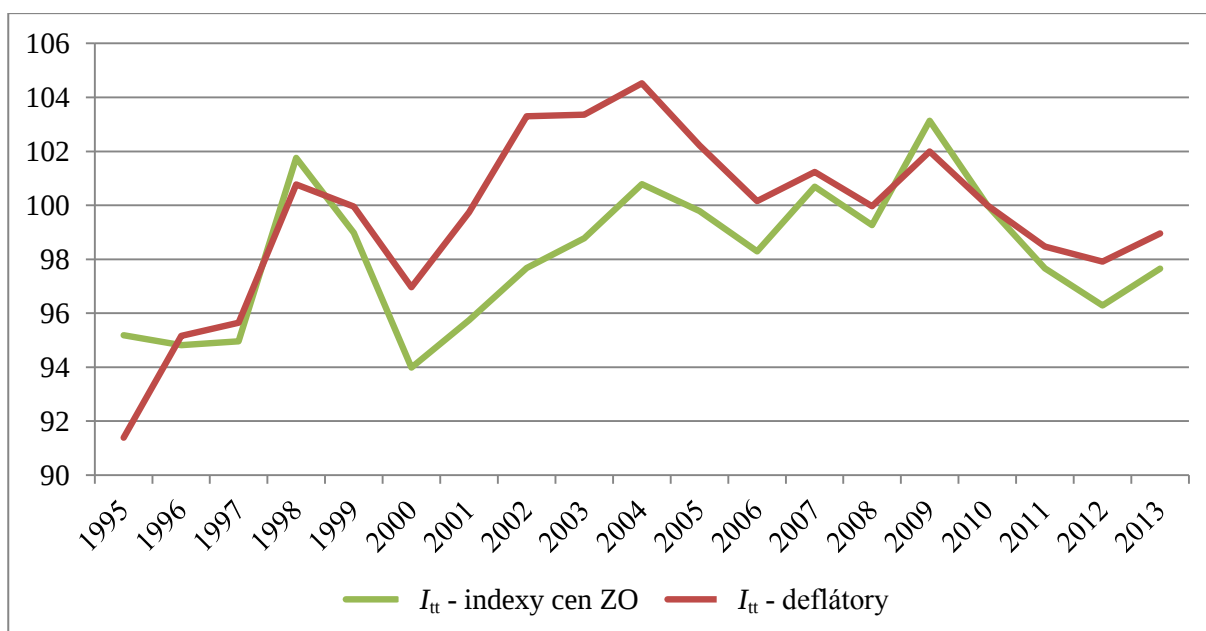
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Zajímavé byly také hodnoty z roku 2011, kdy se příspěvek salda zahraničního obchodu téměř vyrovnal tempu růstu HDP. V tomto roce došlo k přibližně vyrovnaným příspěvkům výdajů na konečnou spotřebu k růstu HDP – 0,49 % a hrubé tvorby kapitálu 0,51 %. V posledních dvou sledovaných letech docházelo k poklesu tempa růstu HDP, i když na něj saldo vývozu a dovozu působilo pozitivně.

2.2 Vývoj směnných relací

Směnné relace se nejčastěji publikují jako meziroční změny v cenách zahraničního obchodu. Jejich indexy je však možné vztáhnout k jednomu roku a vytvořit tak časovou řadu bazických indexů. Při analýze je zapotřebí rozeznávat, zda se jedná o indexy směnných relací počítané jako poměr indexů cen vývozu a dovozu, nebo jako poměr deflátoru vývozu a deflátoru dovozu v daném období, jak uvádí ČSÚh. Druhý výpočet je uplatňován zejména při výpočtu ukazatele obchodní zisk (ztráta) ze změn směnných relací a jsou v něm zahrnuty i pohyby jiných cen než výrobků, surovin a materiálů.

Obrázek 2.2 zachycuje rozdílný vývoj indexů směnných relací vztažených k roku 2010. Zeleně je označena řada indexu směnných relací počítaného jako poměr indexů cen zahraničního obchodu, červeně index směnných relací získaný na základě deflátorů. Obě časové řady se vyvíjely téměř shodným způsobem, ale zejména v letech 2000–2006 se mezi nimi nalézaly významné rozdíly v řádu více než 2 p.b. Nejvyšší odlišnost nastala v roce 2002, a to 5,6 p.b. Síla závislosti mezi vývojem obou indexů spočtená s pomocí korelačního koeficientu (1.8) dosahovala na 1 % hladině významnosti hodnoty 0,724. Jedná se o středně silnou lineární závislost, u které mezi řadami existovaly jisté odlišnosti vzniklé započtením více druhů cen při výpočtech deflátorů.



Obrázek 2.2: Vývoj indexů směnných relací v ČR, 1995–2013, (2010 = 100)

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Index směnných relací spočtený z indexů cen ZO dosáhl lepší hodnoty než v roce 2010 pouze v letech 1998, 2004, 2007, 2009. K nejvyššímu meziročnímu nárůstu ve sledovaném období došlo v roce 1998, kdy se hodnota zvýšila o více než 7 p.b., o dva roky později však došlo k poklesu o 5 p.b. Po roce 2010 nebyl vývoj příznivý a až do roku 2012 docházelo ke zhoršování tohoto indexu směnných relací. V roce 2013 se index směnných relací zlepšil o 1,6 p.b. a podle nejnovějších dat pokračoval pozitivní vývoj i v roce 2014, kdy se hodnoty dostaly téměř na úroveň roku 2010.

Poměr deflátorů vývozu a dovozu oproti tomu dosahoval v letech 2001–2009 podobné nebo vyšší hodnoty než v roce 2010. Tento index směnných relací také měl o téměř 4 p.b. vyšší rozptyl hodnot, rozdíl mezi maximální a minimální úrovní dosahoval více než 13 p.b.

2.2.1 Modelování deterministického trendu I_{it} indexů cen ZO

Při modelování deterministického trendu indexu směnných relací vycházejících z indexů cen zahraničního obchodu, vycházel jako nejvhodnější model konstanty (1.20). Odhad byl roven průměru hodnot časové řady 98,18, ale nevystihoval žádnou variabilitu. Zejména v důsledku velké změny hodnot indexu směnných relací v roce 1998 bylo do modelu nutné přidat šok představovaný proměnnou Z , která v daném roce nabývala hodnoty 1 a v ostatních 0. Po této úpravě bylo možné za vhodné modely z hlediska neautokorelace reziduí a významnosti parametrů považovat modely lineárního a kvadratického trendu (1.21, 1.22). Výsledné hodnoty byly uvedeny v tabulce 2.4.

Tabulka 2.4: Výsledky analýzy trendu I_{tt} indexů cen ZO

	Parametry				P-hodnoty t-testů				R^2_M	DW
	Z	β_0	β_1	β_2	Z	β_0	β_1	β_2		
Lineární trend	5,248	95,573	0,233	–	0,036	0,000	0,024	–	0,282	1,210
Kvadratický trend	5,523	92,696	1,046	–0,040	0,014	0,000	0,007	0,024	0,462	1,707

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty EViews 8

Všechny P-hodnoty t-testů potvrzovaly významnost daných parametrů v modelech. Hodnoty upravených indexů determinace spočtených podle vzorce (1.29) ukazovaly na slabou až středně silnou lineární závislost. Durbin-Watsonova statistika vycházející ze vztahu (1.26) se přiklápěla k neautokorelaci reziduí v obou modelech, která byla zkontrolována i na základě korelogramu. Vzhledem k vyšší hodnotě R_M^2 a bližší DW statistice ke 2 se jeví jako vhodnější model kvadratického trendu, který lze zapsat ve tvaru:

$$\hat{T} = 5,523 \cdot Z + 92,696 + 1,046 \cdot t - 0,040 \cdot t^2 + a_t, \quad (2.4)$$

kde t je pořadové číslo roku od počátku sledované časové řady, zároveň pro $t = 4$ platí $Z = 1$ (šok v roce 1998), $t \neq 4$ $Z = 0$. Z uvedeného modelu (2.4) je možné získat vyrovnané hodnoty, např. pro rok 2004 lze dosadit za $t = 10$ a $Z = 0$, získaný odhad je 99,16. Od skutečné velikosti (100,78) se liší o přibližně 1,6 p.b.

Na základě tohoto modelu bylo možné ověřit, zda je vhodný i pro výpočet předpovědi „ex-post“ na období posledních dvou sledovaných let 2012 a 2013. Výsledky Chowova předpovědního testu jsou uvedeny v tabulce 2.5. P-hodnoty F-testu i testu věrohodnostním poměrem byly vyšší než zvolená hladina významnosti 5 %, proto bylo možné na základě modelu tvořit kvalitní předpovědi „ex-ante“ na roky 2014–2015.

Tabulka 2.5: Výstup Chowova testu I_{tt} indexů cen ZO, 2012–2013

Chow Forecast Test			
Specification: $I_{tt,ZO}$ Z C @TREND(1994) @TREND(1994)^2			
Test predictions for observations from 2012 to 2013			
	Value	df	Probability
F-statistic	1,296951	(2, 13)	0,3065
Likelihood ratio	3,456682	2	0,1776

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty EViews 8

Vypočtené předpovědi tohoto indexu jsou pro rok 2014 (97,42) a pro rok 2015 (96,80), intervaly spolehlivosti se nachází v rozmezí okolo ± 4 p.b. od spočtených odhadů. Skutečná hodnota indexu směnných relací za rok 2014 činila 99,31, daná bodová předpověď tedy příliš neodpovídala skutečnosti. To by se dalo vysvětlit nízkou hodnotou upraveného indexu determinace a zároveň vysokou proměnlivostí časové řady indexu směnných relací.

2.2.2 Stochastické modelování I_{tt} indexů cen ZO

Nejprve bylo zapotřebí zjistit, zda je časová řada I_{tt} stacionární, nebo ne. Z grafu výběrové autokorelační funkce (příloha 1) se řada jevila jako stacionární, ale s pomocí testů jednotkového kořene, byla na 5 % hladině významnosti prokázána její nestacionarita. Ke stacionarizaci byla využita první diference. Model byl označen za integrovaný řádu 1: $I(1)$.

Korelogram první diference dosahoval vyšších hodnot u výběrové parciální autokorelační funkce, proto byl zvolen model klouzavých průměrů $MA(1)$ bez konstanty. Rezidua splňovala vlastnosti gaussovského bílého šumu. Do modelu byla následně připojena i část $AR(1)$, jejíž parametr vyšel také statisticky významný. Porovnání obou modelů $ARIMA(0,1,1)$ a $ARIMA(1,1,1)$ je uvedeno v tabulce 2.6.

Tabulka 2.6: Porovnání stochastických modelů I_{tt} indexů cen ZO

	Parametry		P-hodnoty parametrů		P-hodnoty testů reziduí			Kritéria		
	MA(1)	AR(1)	MA(1)	AR(1)	Breusch - Godfrey	ARCH	Jarque - Bera	Akaike	Schwarz	Hannan - Quinn
ARIMA (0,1,1)	-0,971	-	0,000	-	0,218	0,437	0,769	4,795	4,845	4,802
ARIMA (1,1,1)	-1,000	0,451	0,000	0,036	0,678	0,345	0,836	4,699	4,797	4,708

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty EViews 8

Vyšších P-hodnot u testů autokorelace a normality reziduí bylo dosaženo u druhého modelu, naopak ve prospěch homoskedasticity se jevil jako vhodnější první model. Spočtené hodnoty kritérií se u obou modelů příliš nelišily, ale ve všech případech vycházely nižší hodnoty u modelu $ARIMA(1,1,1)$, který by se dal považovat po zohlednění výše uvedených skutečností za vhodnější. Nicméně hodnota parametru $MA(1)$ dosahuje hodnoty -1 a daný proces není invertibilní⁴, proto byl zvolen model $ARIMA(0,1,1)$.

⁴ Invertibilita znamená, že se model $MA(1)$ dá za podmínky $|\theta_1| < 1$ zapsat jako konvergující reprezentace $AR(\infty)$. Tato vlastnost je důležitá pro tvorbu předpovědí, Arlt a Arltová (2009).

Vypočtený model ARIMA(0,1,1) má po dosazení odhadnutých parametrů do (1.36) tvar:

$$(1 - B) \cdot y_t = (1 + 0,971 \cdot B) \cdot a_t. \quad (2.5)$$

Pomocí Chowova předpovědního testu byl model opět označen jako vhodný pro vytváření předpovědí časové řady. Odhadnuté hodnoty indexu směnných relací pro roky 2014 a 2015 byly 98,03. Interval spolehlivosti díky vysoké variabilitě časové řady byly širší než u modelu deterministického trendu. Vzhledem k větší podobnosti předpovídané hodnoty na rok 2014 a skutečné známé hodnoty by se dalo stochastické modelování považovat za vhodnější při posuzování vývoje indexu směnných relací.

2.2.3 Modelování deterministického trendu I_{tt} deflátorů ZO

Index směnných relací získaný jako poměr deflátoru vývozu a deflátoru dovozu představuje mnohem vhodnější časovou řadu pro modelování trendu. Hodnoty kolísaly okolo křivky, která by na základě obrázku 2.2 mohla být shodná s parabolou. I na základě výpočtů bylo možné model kvadratického trendu označit za jediný vhodný z vyzkoušených (1.20 až 1.23). Výsledné hodnoty odhadů parametrů i jejich P-hodnoty jsou uvedeny v tabulce 2.7. Všechny tři parametry byly statisticky významné. Model byl vhodný pro modelování dané řady, hodnota upraveného indexu determinace dosahovala 0,702. Z velikosti Durbin-Watsonovy statistiky se dalo usuzovat na neexistenci autokorelace reziduí, v korelogramu byly všechny hodnoty v mezích 95 % intervalu spolehlivosti.

Tabulka 2.7: Výsledky analýzy trendu I_{tt} deflátorů ZO

	Parametry			P-hodnoty t-testů			R^2_M	DW
	β_0	β_1	β_2	β_0	β_1	β_2		
Kvadratický trend	91,137	2,002	-0,089	0,000	0,000	0,000	0,702	1,634

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty EViews 8

Spočtený model kvadratického trendu má tedy tvar:

$$\hat{T} = 91,137 + 2,002 \cdot t - 0,089 \cdot t^2 + a_t, \quad (2.6)$$

kde t je pořadové číslo roku od počátku sledované časové řady. Z modelu (2.6) je možné odhadnout vyrovnané hodnoty, např. pro rok 2008 se dosadí za $t = 14$, odhad indexu směnných relací je 101,69. Od skutečné velikosti (99,97) se liší přibližně o 1,7 p.b.

Pro tento model byl opět proveden Chowův předpovědní test na období 2012–2013, který na základě F-testu i testu věrohodnostním poměrem potvrdil kvalitu modelu pro konstrukci předpovědí. Odhadnutá velikost indexu směnných relací deflátorů zahraničního obchodu

pro rok 2014 byla 95,51 hodnoty roku 2010 a pro rok 2015 činila 93,86. Intervaly spolehlivosti dosahovaly ± 4 p.b. od daných odhadů a byly přibližně stejně široké jako v případě analýzy I_{tt} indexů cen zahraničního obchodu.

2.2.4 Stochastické modelování I_{tt} deflátorů ZO

V případě časové řady indexu směnných relací deflátorů ZO bylo možné na základě korelogramu i testů jednotkového kořene označit tuto řadu za stacionární. Tvar výběrové autokorelační funkce měl přibližně exponenciální pokles, proto byl nejprve zvolen model AR(1) s konstantou. Odhady parametrů byly statisticky významné a rezidua splňovala vlastnosti gaussovského bílého šumu. Za další vhodný model byl vybrán model MA(1) s konstantou. Jejich porovnání je uvedeno v tabulce 2.8.

Tabulka 2.8: Porovnání stochastických modelů I_{tt} deflátorů ZO

	Parametry		P-hodnoty parametrů		P- hodnoty testů reziduí			Kritéria		
	MA(1) / AR(1)	c	MA(1) / AR(1)	c	Breusch - Godfrey	ARCH	Jarque - Bera	Akaike	Schwarz	Hannan - Quinn
MA(1)_c	0,940	100,137	0,000	0,000	0,372	0,522	0,581	4,400	4,499	4,416
AR(1)_c	0,555	100,544	0,001	0,000	0,675	0,174	0,673	4,207	4,306	4,220

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty EViews 8

Oba modely je možné označit za dobře zvolené. Pro vybrání toho lepšího byly porovnány spočtené P-hodnoty testů reziduí a hodnoty uvedených kritérií. Model AR(1)_c vycházel hůře pouze z hlediska podmíněné homoskedasticity, proto byl označen za vhodnější.

Zvolený model AR(1)_c byl po dosažení odhadů parametrů do (1.32) zapsán do (2.7):

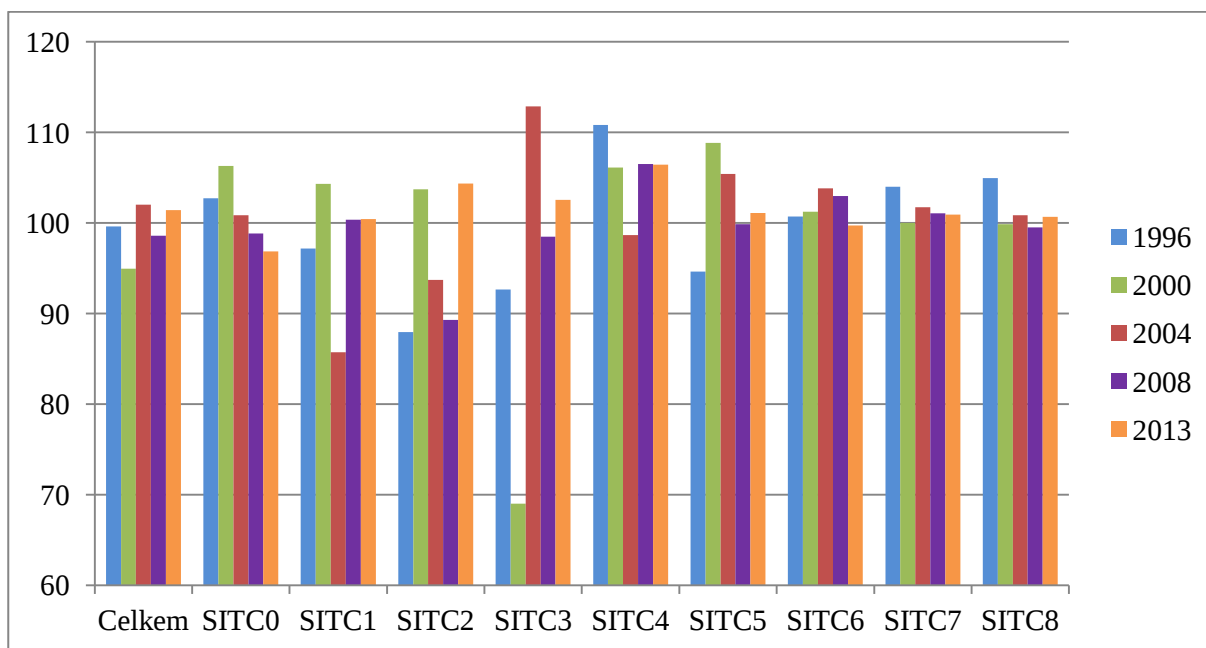
$$y_t = 100,544 + 0,555 \cdot y_{t-1} + a_t, \quad (2.7)$$

kde hodnota parametru $\phi_1 = 0,555$ vyjadřuje střední sílu závislosti hodnot časové řady v čase t na hodnotách v čase $t - 1$.

Předpovědi budoucích hodnot časové řady bylo možné zkonstruovat na základě výsledku Chowova testu. Velikost indexu směnných relací by se měla v roce 2014 dostat na 99,67 hodnoty roku 2010, o rok později na 100,06. Intervaly spolehlivosti těchto předpovědí byly jako v předchozích případech značně široké, proto by nebylo vhodné považovat tyto hodnoty za příliš dobře vypovídající.

2.3 Analýza vývoje směnných relací podle klasifikace SITC

Směnné relace se vyvíjejí v jednotlivých skupinách SITC odlišně, proto je zajímavá analýza jejich chování v čase. Hodnoty indexů směnných relací byly spočteny na základě indexů cen zahraničního obchodu za roky 1996–2013. I_{it} se častěji publikují jako meziroční indexy, proto byl tento způsob preferován i v další části práce. Pro lepší grafické znázornění indexů směnných relací za všechny skupiny SITC bylo vybráno pět let, hodnoty celých časových řad indexů směnných relací jsou uvedeny v příloze 2. Jako počátek sledovaného období byl zvolen rok 1996, který zároveň zachycoval situaci v 90. letech. Rok 2000 byl vybrán z důvodu, že v tomto roce bylo dosaženo obchodní ztráty ze změn směnných relací uprostřed časové řady zisků (ve s.c.). Rok 2004 byl vybrán z důvodu vstupu České republiky do Evropské unie, rok 2008 značí období, kdy propukla celosvětová hospodářská krize. Rok 2013 jako poslední zjištěná hodnota, která reprezentuje současný stav. Znázornění je uvedeno na obrázku 2.3.



Obrázek 2.3: Vývoj indexů směnných relací v ČR v letech 1996, 2000, 2004, 2008, 2013

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Hodnoty nad 100 udávají zlepšování indexů směnných relací, kdy si Česká republika mohla při stejném objemu vývozu dovézt více zboží. Velikost indexů směnných relací pod 100 znamenala zhoršování, kdy bylo naopak zapotřebí vyvézt více zboží pro daný objem dovozu. Z obrázku 2.3 byla patrná vysoká variabilita meziročních změn u skupiny SITC3 – Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály, do této kategorie je zařazeno například uhlí, ropa, topný plyn a elektrický proud. Výrazný pokles tohoto indexu směnné relace v roce 2000 ovlivnil

celosvětový růst cen ropy. Protože je Česká republika převážně dovozcem této komodity, zaznamenal index výrazný propad, oproti předchozímu roku o 31 p.b., viz příloha 2. Cena benzínu i nafty vzrostla během jednoho roku o více než 5 Kč / litr, jak je uvedeno v grafu ČSÚe. V tomto roce došlo k vůbec nejvyššímu meziročnímu nárůstu dovozních cen (o téměř 85 p.b.) a vývozních cen (o necelých 28 p.b.). V posledních letech se ceny dovozu snižovaly rychleji než ceny vývozu a směnné relace se zlepšovaly. Celkové směnné relace byly publikovány i s vyloučením skupiny SITC3, jak uvedl Klimeš (2013).

Kategorie SITC6-8 (Tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu, Stroje a dopravní prostředky, Průmyslové spotřební zboží) nezaznamenávaly ve sledovaných letech výrazný odklon od hranice 100. Z hodnot celé délky časových řad meziročních indexů byly také u těchto skupin zjištěny nejnižší hodnoty variability. Mezi tržní výrobky je zařazeno především železo a výrobky z kovu, kůže, pryže a papíru. U vývoje indexu směnné relace v této skupině bylo zajímavé, že byl pokles ve sledovaných letech vždy pouze nárazový a v následujících letech už docházelo k růstům. Je tedy možné, že čeští vývozci byli schopni rychle reagovat na změny cen na zahraničních trzích.

Nejvýznamnější skupinou z hlediska váhového schématu (tabulka 1.2) i objemem vývozu a dovozu je skupina Stroje a dopravní prostředky. Pouze do Německa a na Slovensko se v roce 2013 z ČR vyvezlo zboží v této kategorii za více než 647 mld. Kč, jak je uvedeno v databázi ZO ČSÚ. Ve vývoji směnných relací jsou např. zachyceny ceny kancelářských, kovozpracujících, průmyslových strojů a silničních vozidel. Velmi pozitivní skutečností pro Českou republiku bylo, že docházelo v období let 1996–2013 (s výjimkou roku 2010) pouze k meziročním nárůstům indexu směnné relace. Nejvyšší skok byl v roce 1998, a to o 7 p.b. Významné změny nenastaly po roce 2004 ani 2008, takže vývoj tohoto indexu směnné relace nebyl příliš ovlivněn změnami v zahraničním obchodě.

Za nejstabilnější v porovnání s ostatními skupinami je možné považovat kategorii SITC8, do které v podrobnějším členění spadají např. zdravotnické, instalační, oděvní výrobky, nábytek a fotografické přístroje. Nejvyšší změny I_{it} nastaly v letech 1996 (jednalo se o nárůst 4,9 p.b.) a 1997 (pokles o 1,5 p.b.). Začlenění ČR do EU se u této skupiny projevilo velmi pozitivně, kdy v letech 2005 a 2006 meziročně rostla hodnota indexu směnné relace o 3,5 p.b., což bylo způsobeno rychlejším poklesem cen dovozu než cen vývozu. Hospodářská krize se projevila pouze v roce 2008, od následujícího roku až do současnosti byl zaznamenán pouze růst tohoto indexu směnné relace.

Kategorie SITC0 zachycující pohyby cen Potravin a živých zvířat se vyvíjela převážně pozitivně, ale meziroční výkyvy již byly v některých letech značné. Mezi lety 2008 a 2009 zaznamenaly ceny vývozu pokles o téměř 10 p.b., ceny dovozu pokles o necelý 1 p.b., což způsobilo pokles indexu směnné relace ve skupině SITC0 v době hospodářské krize. Čeští exportéři potravin tedy museli zlevňovat své zboží, aby bylo v zahraničí konkurenceschopné. V posledních dvou sledovaných letech byl vývoj negativní, opět docházelo k poklesu indexu směnné relace. Ceny dovozu meziročně rostly o více než 2 p.b. rychleji než ceny vývozu. Způsobeno to mohlo být například tím, že lidé začali více než v předchozích letech upřednostňovat kvalitnější potraviny z dovozu. Byl zaznamenán nárůst masa i mléčných výrobků dovážených z Německa.

Další skupinou jsou směnné relace Nápoje a tabáku. Tato kategorie mohla být ovlivňována legislativními změnami významněji než ostatní. V důsledku růstu spotřebních daní z tabáku a alkoholu si mohou producenti navýšit i své zisky, čímž zvýší ceny těchto produktů. Nemusejí se obávat poklesu celkových tržeb, protože se jedná o zboží, u kterého se spotřebitelé příliš na ceny neohlíží. Nejvyššího poklesu dosáhl index směnné relace v roce 2004 přes 14 p.b., protože se ceny dovozu zvýšily o přibližně 5 p.b. a ceny vývozu klesly o téměř 10 p.b. Ačkoliv v roce 2012 došlo k růstu obou sledovaných cen zahraničního obchodu, vývoj indexu směnné relace byl negativní. Prohibice jako důsledek metanolové kauzy mohla zapříčinit zlevnění domácích lihovin pro export, čímž se ceny vývozu snížily. Alkoholických nápojů se z České republiky vyvezlo oproti předchozímu roku zboží v hodnotě o necelou 1 mld. Kč více, nicméně vzhledem k nárůstu v roce 2013 o 1,3 mld. Kč, je možné usuzovat, že hodnota měla být i v roce 2012 značně vyšší.

Z obrázku 2.3 by se dalo usuzovat na převážně negativní vývoj I_{tt} ve skupině SITC2 (Suroviny nepoživatelné), nicméně v celém sledovaném období 1996–2013 docházelo častěji k meziročním nárůstům. Do této kategorie jsou zařazovány ceny surové kůže, korku, textilních vláken, surových hnojiv a rud kovů. Variabilita hodnot byla vysoká. Nejvyšší nárůst byl v roce 2006 o téměř 20 p.b. oproti předchozímu roku, zejména v důsledku růstu cen vývozu těchto surovin. V letech 2008 a 2009 se hodnoty indexu směnných relací vyvíjely velmi negativně, meziroční propady byly okolo 11 a 15 p.b. Ceny surovin tedy byly nejspíš silně ovlivněné hospodářskou krizí.

U kategorie Živočišné a rostlinné oleje docházelo v ČR převážně k meziročním poklesům indexu směnných relací. Tato skupina má dle schématu z tabulky 1.2 nižší než 2 ‰ váhu a její význam při výpočtu souhrnného indexu směnných relací je tedy nejnižší ze všech.

Poslední výše neuvedenou skupinou Standardní mezinárodní obchodní klasifikace byly Chemikálie a příbuzné výrobky SITC5. Do této kategorie jsou zařazeny například barviva, plasty, umělá hnojiva, čisticí přípravky a léčiva. Vývoj indexu směnné relace byl ve sledovaném období pozitivní, protože docházelo především k meziročnímu zlepšování těchto hodnot, zejména díky rychleji rostoucím cenám vývozu než dovozu.

Celkový index směnných relací dosahoval pozitivních hodnot v letech 2004 a 2013 (obrázek 2.3). V letech 2001 až 2004 se index směnných relací meziročně zlepšoval zejména v důsledku růstu vývozních cen a poklesu dovozních cen. Tento trend byl jistě pozitivně posílen přípravou na začlenění a následným vstupem země do EU. V období mezi roky 2010–2012 docházelo ke zhoršování indexu relací, příčinou byl rychlejší růst dovozních než vývozních cen. V posledním sledovaném roce 2013 byl zaznamenán pozitivní vývoj indexu směnných relací, který pokračoval podle nejaktuálnějších dat i v roce 2014.

2.4 Provázanost meziročního vývoje směnných relací skupin SITC

Dalším cílem práce bylo zjištění, zda se meziroční vývoje indexu souhrnných směnných relací a indexů relací ve skupinách SITC významně ovlivňují, nebo je jejich vývoj nezávislý na ostatních. Síla lineární závislosti byla spočtena pomocí Pearsonova korelačního koeficientu a zaznamenána do tabulky 2.9.

Tabulka 2.9: Závislost I_t skupin SITC a celkového indexu směnných relací

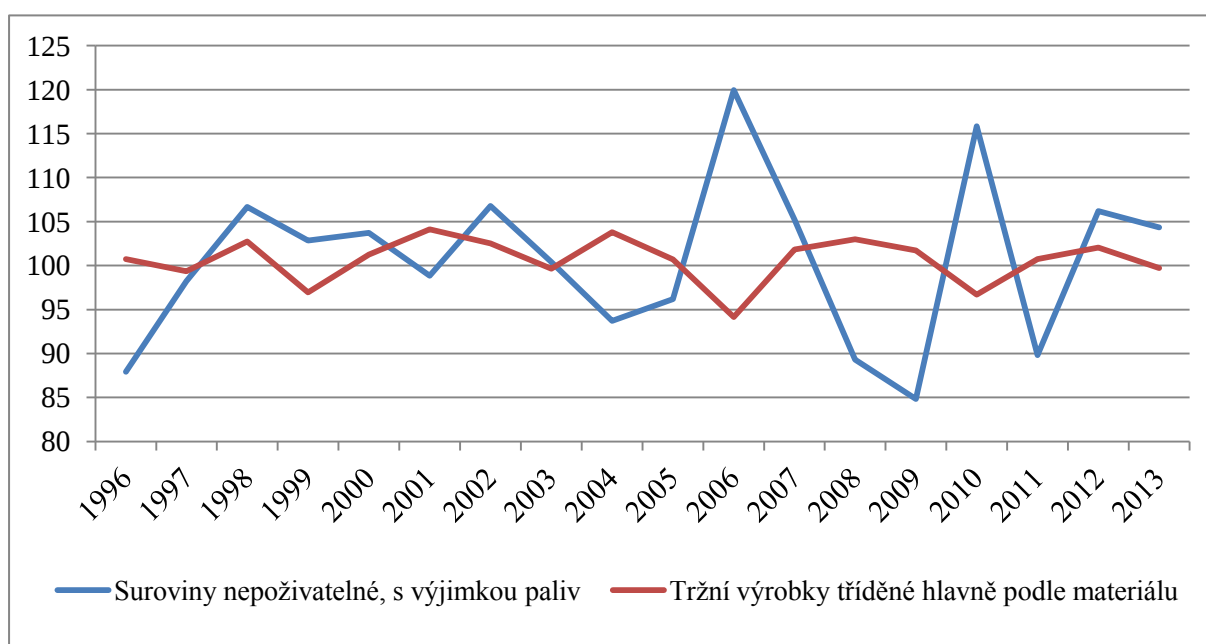
	SITC0	SITC1	SITC2	SITC3	SITC4	SITC5	SITC6	SITC7	SITC8	Celkem
SITC0	1	-,268	,081	-,316	,061	,391	,005	-,037	,348	-,282
SITC1	-,268	1	,164	-,104	,158	-,136	-,147	-,274	-,093	-,089
SITC2	,081	,164	1	-,190	,266	,365	-,550*	-,237	,008	-,133
SITC3	-,316	-,104	-,190	1	-,295	-,458	,452	,572*	,100	,952**
SITC4	,061	,158	,266	-,295	1	,076	-,189	-,163	,115	-,293
SITC5	,391	-,136	,365	-,458	,076	1	-,155	-,423	-,184	-,461
SITC6	,005	-,147	-,550*	,452	-,189	-,155	1	,325	-,107	,463
SITC7	-,037	-,274	-,237	,572*	-,163	-,423	,325	1	,294	,693**
SITC8	,348	-,093	,008	,100	,115	-,184	-,107	,294	1	,215
Celkem	-,282	-,089	-,133	,952**	-,293	-,461	,463	,693**	,215	1

Correlation is significant: * at the 0.05 level (2-tailed), ** at the 0.01 level (2-tailed).

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty v SPSS

Z výsledků vyplývá, že indexy směnných relací skupin nejsou příliš významně provázané, proto je vývoj v každé kategorii považován převážně za jedinečný. Byla však nalezena jistá závislost mezi skupinami SITC2 a SITC6, SITC3 a SITC7.

Středně silná nepřímá lineární závislost byla na 5 % hladině významnosti prokázána mezi skupinami SITC2 (Suroviny nepoživatelné, s výjimkou paliv) a SITC6 (Tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu) s hodnotou korelačního koeficientu $-0,55$. Vzájemný vztah indexů směnných relací byl znázorněn obrázkem 2.4. Nepřímá závislost byla například v roce 2006, kdy vzrostly vývozní ceny u surovin o 12 p.b., zatímco u tržních výrobků poklesly o 2 p.b., dovozní ceny surovin poklesly o 6 p.b. a naopak u tržních výrobků vzrostly o 4 p.b.



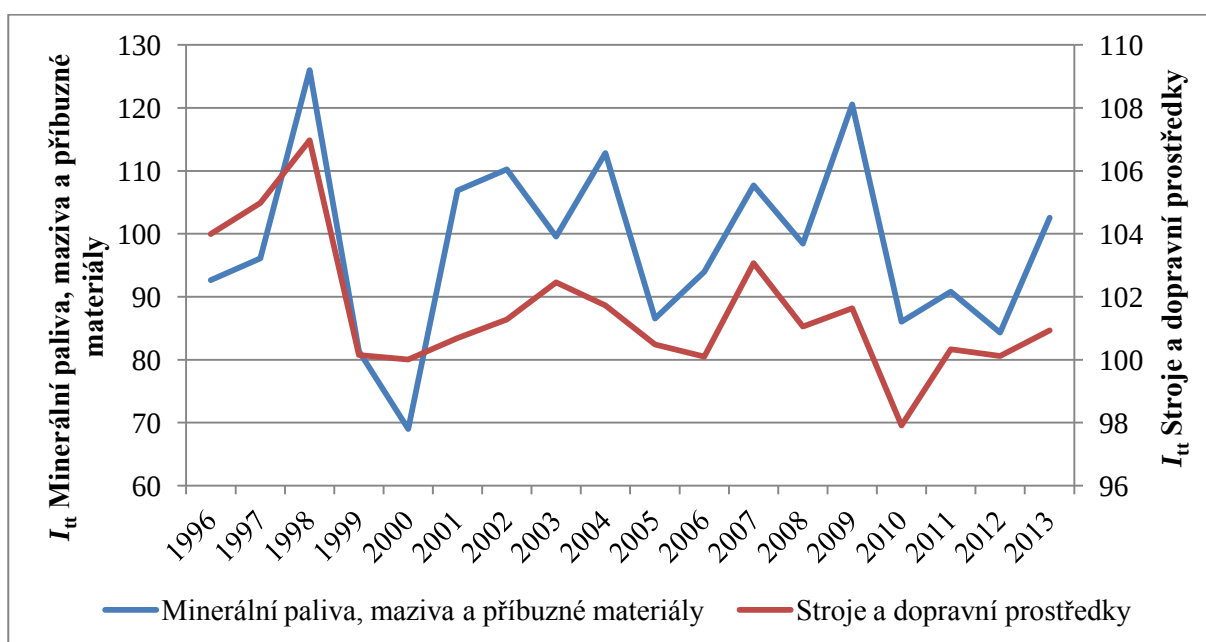
Obrázek 2.4: Meziroční vývoj I_u skupin SITC2, SITC6 v ČR, 1996–2013

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Výrobky ze skupiny SITC6 jsou v mnoha případech vyráběny ze surovin uvedených ve skupině SITC2. Bylo tedy dokázáno, že pokud meziročně rostl index směnné relace surovin, vyvolalo to často pokles indexu směnné relace tržních výrobků. U těchto kategorií byla pomocí Pearsonova korelačního koeficientu na základě dat ČSÚ (ČSÚc) zjištěna silnější přímá závislost u dovozních cen (0,57) než u cen vývozních (0,33). Pokud zahraniční dovozci zdražili ceny u surovin, došlo také ke zdražení mnoha dovážených tržních výrobků. Zatímco pokud čeští vývozci zvýšili ceny surovin, ceny vyvážených tržních výrobků se nenavýšily o tolik. Velmi významná lineární závislost se také vyskytovala mezi cenami dovážených surovin a cenami vyvážených tržních výrobků (0,62). Pokud by se dovozní ceny považovaly za reprezentanty cen na zahraničních trzích, dalo by se usuzovat na poměrně dobrou reakci českých exportérů při tvorbě vývozních cen. Závislost mezi dovozními a vývozními cenami surovin se pohybovala okolo 0,51, u tržních výrobků dosahovala hodnoty okolo 0,75.

Další významná závislost byla prokázána mezi skupinami SITC3 (Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály) a SITC7 (Stroje a dopravní prostředky), tentokrát se jednalo o pozitivní závislost o síle 0,57. Tedy pokud se index směnné relace minerálních paliv zlepšoval, bylo pravděpodobné i zlepšování indexu u strojů, i když se nejednalo o tak výrazné změny. Meziroční změny dovozních cen těchto kategorií se neovlivňovaly, ale mezi vývozními cenami bylo možné zaznamenat slabou nepřímou lineární závislost ($-0,27$). Ceny skupiny SITC3 zahrnující mimo jiné i elektrický proud byly zajisté promítnuty do cen strojů a dopravních prostředků.

Mezi dováženými a vyváženými cenami paliv byla zaznamenána silná přímá lineární závislost 0,81. U cen strojů byl korelační koeficient ještě vyšší, a to 0,83. Vývozní ceny těchto dvou kategorií tedy byly významně ovlivněny změnami v zahraničí. Závislost vývozních cen strojů na dovozních cenách minerálních paliv byla objevena pouze slabá nepřímá ($-0,20$). To znamenalo, že při růstu světových cen paliv docházelo k mírnému poklesu cen vyvážených strojů. Graficky je vztah indexů směnných relací SITC3 a SITC7 zaznamenán na obrázku 2.5. Středně silná přímá lineární závislost byla rozeznatelná zejména v letech 2006–2013, kdy se časové řady indexů směnných relací vyvíjely shodným způsobem.



Obrázek 2.5: Meziroční vývoj I_t skupin SITC3, SITC7 v ČR, 1996–2013

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Celkový index směnných relací byl nejvíce ve svém vývoji ovlivněn skupinami SITC3 a SITC7. Síla lineární závislosti byla spočtena na 0,95 a 0,70. Stroje a dopravní prostředky ovlivnily souhrnný index směnných relací zejména díky své vysoké váze

při výpočtu vývozních (551,60 ‰) i dovozních (432,86 ‰) cen. Tato skupina představovala v daném období nejvýznamnější část českého zahraničního obchodu. Minerální paliva mají menší váhu u vývozních (37,65 ‰) a dovozních (99,47 ‰) cen, avšak ze všech sledovaných hodnot I_{tt} vykazovala nejvyšší variabilitu, která se odrazila i do celkového vývoje. Zároveň se zde jistě projevil i faktor provázanosti vývoju těchto dvou skupin.

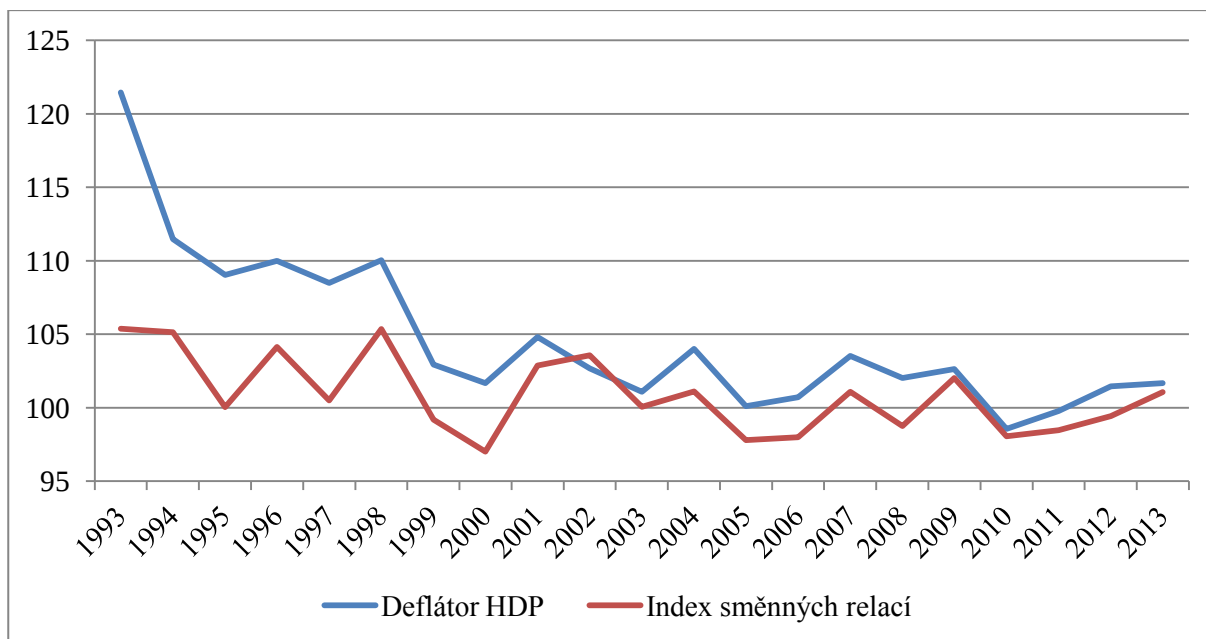
Meziroční změny indexu celkových směnných relací nejméně odpovídaly indexu v kategorii Nápoje a tabák, která měla velmi nízké hodnoty závislostí i s ostatními SITC skupinami. Nejvyšší provázanost s ostatními SITC kategoriemi byla nalezena u skupiny Minerálních paliv. Ve sledovaných letech tedy ceny paliv a energií ovlivňovaly i ceny ostatních výrobků a surovin, i když ne příliš významně.

Pokud by se zvýšila hladina významnosti Pearsonova korelačního koeficientu na 10 %, dalo by se předpokládat nalezení více závislostí mezi jednotlivými skupinami. Například mezi SITC 3 (paliva) a SITC5 (chemikálie), SITC6 (tržní výrobky).

2.5 Analýza vztahu směnných relací a deflátoru HDP

Deflátor hrubého domácího produktu je statistický ukazatel, pomocí kterého se HDP v běžných cenách převádí do cen stálých. Ceny zahraničního obchodu ovlivňují hodnotu deflátoru HDP, protože jsou zahrnuty do jeho výpočtu. V této části práce bude zkoumáno jak meziroční vývoj indexu směnných relací získaného na základě deflátorů vývozu a dovozu zboží a služeb působí na meziroční vývoj deflátoru HDP. Vývoj obou těchto ukazatelů v České republice v letech 1993–2013 je znázorněn na obrázku 2.6.

Na základě samotné grafické analýzy je možné usuzovat, že byly hodnoty těchto ukazatelů spjaty společným trendem. V devadesátých letech nebyl zahraniční obchod v České republice příliš rozvinutý, a v důsledku nižší váhy při výpočtu HDP byl jeho deflátor více ovlivňován domácími cenami. Od roku 2001 byly meziroční změny deflátoru HDP velice blízké změnám indexu směnných relací, kromě roku 2008 se neodlišovaly o více než 2 p.b.



Obrázek 2.6: Meziroční vývoj I_{tt} a deflátoru HDP v ČR, 1993–2013

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Závislost meziročních změn deflátoru HDP na změnách indexu směnných relací bylo možné provést, protože byla zjištěna stacionarita obou časových řad. Rezidua statického modelu bez konstanty vyšla také stacionární, ale vyskytovala se u nich autokorelace. Z tohoto důvodu byl model rozšířen na dynamický model ADL (1.39) a upraven tak, aby obsahoval pouze statisticky významné parametry. Výsledné hodnoty jsou uvedeny v tabulce 2.10. Z velikosti upraveného indexu determinace lze usuzovat na správně zvolený model, bylo vysvětleno více než 77 % variability. Nevysvětlená část byla zajisté ovlivněna nejen odlišností vývoje těchto řad, ale i ostatními cenovými deflátorů využitými při výpočtu deflátoru HDP.

Tabulka 2.10: Parametry modelu závislosti meziročních změn deflátoru HDP na I_{tt}

Dependent Variable: DeflatorHDP

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1994 2013

Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
I_{tt}	0,619106	0,092571	6,687938	0,0000
DeflatorHDP(-1)	0,395982	0,088823	4,458108	0,0003
R-squared	0,785051	Mean dependent var		103,8359
Adjusted R-squared	0,773109	S.D. dependent var		3,853001
S.E. of regression	1,835302	Akaike info criterion		4,146935
Sum squared resid	60,63001	Schwarz criterion		4,246508
Log likelihood	-39,46935	Hannan-Quinn criter.		4,166373
Durbin-Watson stat	1,651288			

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty EViews 8

Rezidua tohoto modelu splňovala vlastnosti gaussovského bílého šumu a vzhledem k vysokým P–hodnotám u kontrolních testů se potvrdila jeho vhodnost pro analýzu vztahu těchto časových řad. Výsledný model ADL popisující pouze krátkodobé vztahy meziročních změn deflátoru HDP a indexu směnných relací byl zapsán do tvaru:

$$\hat{DeflatorHDP}_t = 0,396 \cdot DeflatorHDP_{t-1} + 0,619 \cdot I_{tt,t} + a_t, \quad (2.8)$$

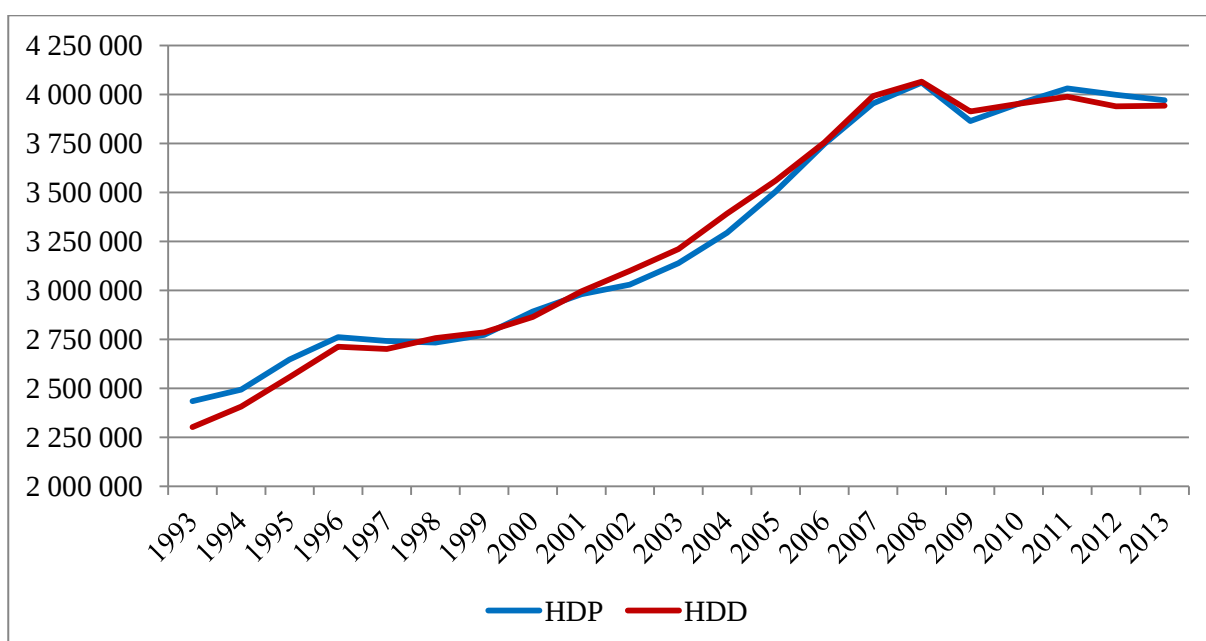
tedy meziroční změna deflátoru HDP v čase t závisí na meziroční změně deflátoru v předchozím roce a na meziroční změně indexu směnných relací v čase t . Pokud by například deflátor v předchozím roce meziročně vzrostl o 2 p.b. (hodnota 102) a index směnných relací by se v roce t nezměnil, dal by se očekávat meziroční nárůst deflátoru v roce t roven 2,3 p.b. Naopak pokud by nenastala změna deflátoru v předchozím roce a meziroční index směnných relací v roce t by klesl o 2 p.b., bylo by možné předpokládat meziroční růst deflátoru v čase t o 0,27 p.b. K tomu, aby došlo k meziročnímu poklesu deflátoru v čase t při nezměněné hodnotě indexu směnných relací v tomto roce, by bylo zapotřebí meziročního poklesu deflátoru v předcházejícím roce okolo 4 p.b.

2.6 Vliv směnných relací na agregáty národního hospodářství

Základním makroekonomickým agregátem hodnotícím vývoj ekonomiky je hrubý domácí produkt. U zemí s významným zahraničním obchodem se v posledních letech stává důležitějším i sledování vývoje reálných důchodů. Celkový reálný důchod rezidentů je ovlivněn nejen objemem výroby, ale také poměrem cen, za které se obchoduje s nerezidenty, a jinými důchody plynoucími do (ze) zahraničí.

Kupní síla důchodů vytvořených rezidenty v domácí ekonomice je vyjadřována ukazatelem hrubý domácí důchod. Vývoj hrubého domácího produktu se v České republice příliš neodlišuje od vývoje hrubého domácího důchodu. Oba ukazatele od sebe odlišuje pouze velikost obchodního zisku (ztráty) ze změn směnných relací. Jedná-li se o zisk, hodnoty HDD jsou vyšší než hodnoty HDP a daná ekonomika si polepšuje. Může si dovolit vyvézt méně zboží a služeb za daný objem dovozu, takže se při dané úrovni domácí výroby mohou výrobky a služby přesouvat do tvorby kapitálu nebo do spotřeby. Čím větší váhu na HDP má vývoz a dovoz a změna směnných relací je vysoká, tím je vhodnější využívat k posuzování reálného bohatství ekonomiky HDD. Na problematiku byl zaměřen článek Spěváček (2005) a Úřední věstník EU (2013).

Na obrázku 2.7 je znázorněn vývoj HDP a HDD v České republice ve stálých cenách roku 2010 v mil. Kč. Síla lineární závislosti mezi těmito ukazateli byla spočtena pomocí Pearsonova korelačního koeficientu, který dosáhl hodnoty 0,996. V daném období tedy nedocházelo k významným odklonům hodnot agregátů, které by převážily vývoj společných složek zahrnutých při výpočtu HDP. V ČR byl zaznamenán zisk ze změn směnných relací ve stálých cenách v letech 1998–2009 s výjimkou roku 2000. Nejvyšší hodnoty bylo přitom dosaženo v roce 2004 (98,5 mld. Kč). Nepochybně to bylo způsobeno začleněním země do EU. Ztráty se vyskytovaly zejména v 90. letech, kdy se otevřenost ekonomiky teprve rozvíjela. V posledních letech byly v ČR také zaznamenávány ztráty ze změn směnných relací, hlavním důvodem byl nejspíš rychlejší růst cen dovozu než cen vývozu.



Obrázek 2.7: HDP a HDD v ČR, 1993–2013, mil. Kč (s.c. 2010)

Zdroj: ČSÚ

Hrubý domácí produkt v celém sledovaném období rostl v průměru o 76,8 mld. Kč ročně, reálný hrubý domácí důchod o 82,1 mld. Kč ročně. Ve prospěch vyššího průměrného růstu hrubého domácího důchodu svědčily vysoké zisky ze změn směnných relací (ve stálých cenách) po roce 1998. Průměrný nárůst byl mezi lety 1993–2013 vyšší o 0,2 p.b. u HDD než u HDP (2,5 %). Nejvýraznější rozdíl meziročních vývojů byl v roce 1998, kdy byl růst HDD o více než 2,4 p.b. vyšší než růst HDP. Nejvyššího meziročního nárůstu bylo u HDP dosaženo v roce 2006 (6,88 %), u HDD až o rok později (6,30 %). Časový odstup mohl být způsoben pomalejší reakcí ekonomiky na změny v zahraničních cenách. Největšího meziročního poklesu bylo u obou ukazatelů dosaženo v roce 2009, kdy se projevila

celosvětová hospodářská krize. Více byl ovlivněn hrubý domácí produkt, avšak v dalších dvou letech, kdy oba ukazatele zaznamenaly nárůst, byl růst HDD nižší o více než 1 p.b. než růst HDP.

Vztah směnných relací k hospodářským agregátům se nedá příliš dobře posoudit na základě stálých cen, protože hodnoty jsou velmi ovlivněny velikostí ukazatele v bazickém roce. V tabulce 2.11 jsou proto uvedeny meziroční vlivy směnných relací v mld. Kč a jejich procentní hodnota z velikosti HDP. Pozitivní dopad směnných relací se tedy objevoval i v devadesátých letech, kdy přispíval ke zlepšení bilance zahraničního obchodu. Nejvýraznější meziroční pozitivní dopad nastal v roce 1998, nárůst reálného důchodu rezidentů byl 46,9 mld. Kč. Velké obchodní ztráty ze změn směnných relací bylo dosaženo v roce 2010 (– 51 mld. Kč). V průměru bylo dosahováno meziročního zisku ze změn TT o velikosti 0,4 % HDP. Nejpozitivněji ovlivnily relace reálné důchody v roce 1993 o 2,6 % HDP daného roku. Naopak v roce 2000 byla vlivem směnných relací hodnota HDD nižší o 1,5 % HDP než velikost hrubého domácího produktu.

Tabulka 2.11: Meziroční vliv směnných relací (v mld. Kč, v % HDP) v ČR, 1993–2013

Rok	Celkem	v % HDP	Rok	Celkem	v % HDP	Rok	Celkem	v % HDP
1993	25,6	2,6	2000	– 33,9	– 1,5	2007	27,1	0,7
1994	26,2	2,1	2001	36,7	1,5	2008	– 33,1	– 0,8
1995	0,2	0,0	2002	46,2	1,8	2009	45,2	1,2
1996	28,9	1,8	2003	0,8	0,0	2010	– 51,0	– 1,3
1997	4,0	0,2	2004	19,0	0,6	2011	– 42,9	– 1,1
1998	46,9	2,4	2005	– 45,0	– 1,4	2012	– 16,5	– 0,4
1999	– 7,8	– 0,4	2006	– 46,3	– 1,3	2013	32,2	0,8

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Zisky dosahované díky zlepšení směnných relací zvyšují domácí užití, ztráty ho naopak snižují. Užití bylo spočteno jako součet mezispotřeby, výdajů na konečnou spotřebu, hrubé tvorby kapitálu a vývozu zboží a služeb v cenách předchozího roku. Meziroční vliv směnných relací v procentech domácího užití za roky 1993–2013 je uveden v tabulce 2.12. Oproti předchozímu vyjádření v % HDP jsou velikosti zhruba třetinové, protože HDP tvoří přibližně třetinu zdrojů národního hospodářství.

Hodnoty obchodního zisku (ztrát) ze změn směnných relací dosahovaly různé velikosti užití. Například na počátku sledovaného období zisky o velikosti okolo 26 mld. Kč tvořily zhruba 0,80 % užití, zatímco v roce 2013 tvořila hodnota vyšší než 32 mld. Kč pouze 0,25 % užití. V letech 1999 a 2012 dosáhla hodnota ztrát ze změn TT na – 0,13 % užití,

ale absolutně přitom byla v roce 2012 více než dvojnásobná oproti roku 1999. Vyrovnání bylo způsobeno nárůstem hodnoty užití mezi těmito roky ve stejném poměru jako nárůst velikosti obchodní ztráty ze změn směnných relací. Nejvíce se v tomto období zvýšila hodnota vývozu zboží a služeb (více než třikrát).

Tabulka 2.12: Meziroční vliv směnných relací (v mld. Kč, v % užití) v ČR, 1993–2013

Rok	Celkem	v % užití	Rok	Celkem	v % užití	Rok	Celkem	v % užití
1993	25,6	0,88	2000	– 33,9	– 0,53	2007	27,1	0,23
1994	26,2	0,78	2001	36,7	0,51	2008	– 33,1	– 0,27
1995	0,2	0,01	2002	46,2	0,62	2009	45,2	0,40
1996	28,9	0,64	2003	0,8	0,01	2010	– 51,0	– 0,42
1997	4,0	0,08	2004	19,0	0,22	2011	– 42,9	– 0,34
1998	46,9	0,85	2005	– 45,0	– 0,47	2012	– 16,5	– 0,13
1999	– 7,8	– 0,13	2006	– 46,3	– 0,43	2013	32,2	0,25

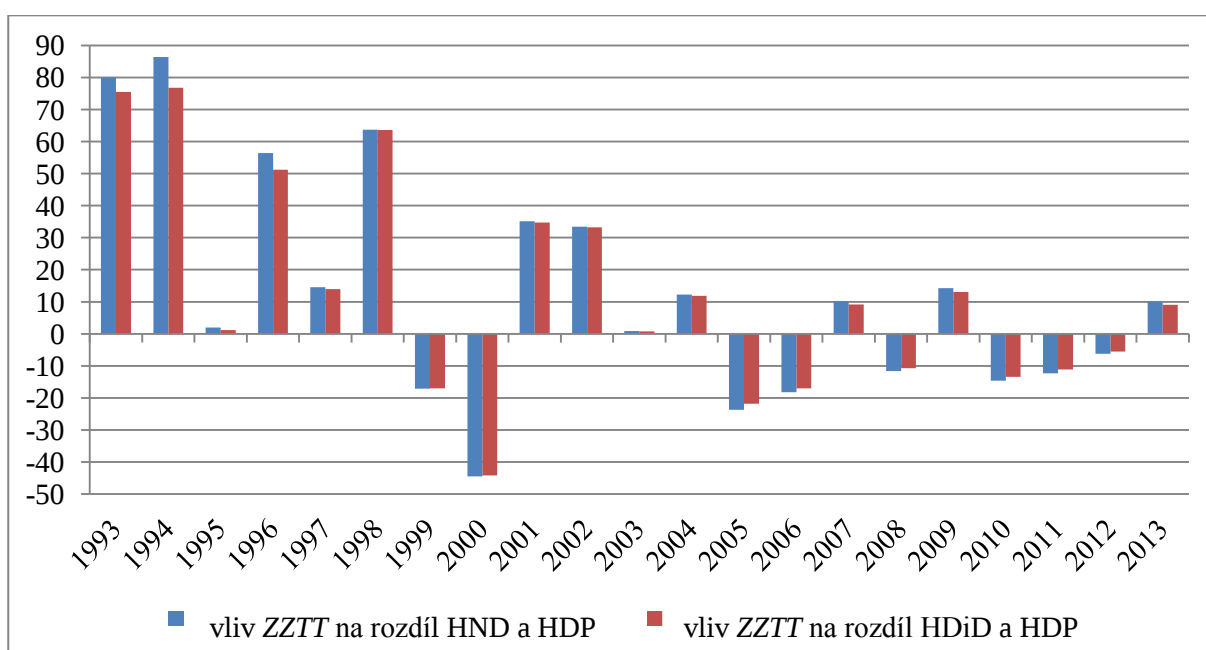
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Zisky (ztráty) ze změn směnných relací (*ZZTT*) jsou počítány na základě deflátorů vývozu a dovozu, proto i lineární závislost mezi *ZZTT* a indexem směnných relací spočteným z deflátorů byla velmi silná (0,942) a významná na 1 % hladině významnosti. Oproti tomu vztah *ZZTT* k indexu směnných relací získaného z cen ZO byl slabší, Pearsonův korelační koeficient dosáhl hodnoty 0,683.

Směnné relace neovlivňují pouze velikost hrubého domácího důchodu, ale také velikost hrubého národního důchodu a hrubého disponibilního důchodu. V následující analýze byly využity hodnoty agregátů v cenách předchozího roku. Bylo zjišťováno, kolik procent absolutního možného rozdílu HND od HDP (spočteno součtem absolutních hodnot změn ze směnných relací a saldem prvotních důchodů) a HDiD od HDP (spočteno součtem absolutních hodnot změn ze směnných relací, saldem prvotních a druhotných důchodů) tvořily právě obchodní zisky (ztráty) ze změn směnných relací.

Grafické znázornění v procentech je uvedeno na obrázku 2.8. Zápornými hodnotami jsou uvedeny roky, ve kterých docházelo ke ztrátám ze změn směnných relací a HDP tímto vlivem mělo dosahovat vyšších hodnot než HND a HDiD. Zejména v letech 1993 a 1994 byl zřejmý vysoký podíl hodnot *ZZTT*, které tvořily více než 80 % rozdílu mezi HND a HDP a okolo 76 % rozdílu mezi HDiD a HDP. Velikosti sald důchodů se zahraničím nedosahovaly v tomto období příliš vysokých hodnot. V roce 1995 byl efekt *ZZTT* velmi malý (do 2 %) a rozdíly agregátů byly tvořeny především saldy, stejně tak tomu bylo i v roce 2003 (*ZZTT* pod 1 %). Čisté prvotní důchody se v celém období pohybovaly v záporných číslech

a neustále rostly, směnné relace tak jejich velikost dokázaly kompenzovat pouze v letech 1993, 1994, 1996 a 1998 a tím posunuly hodnotu HND nad HDP. Běžné transfery se zahraničím dosáhly pozitivních hodnot naposledy v roce 2003, jejich velikost však byla v porovnání s prvotními důchody malá, a tak i HDiD mimo výše uvedené roky nedosáhl vyšší hodnoty než HDP. V letech 1993–2003 (kromě 2001) byla velikost disponibilního důchodu vyšší než národního důchodu. V letech 1999 a 2000 způsobily relace (podíl 17 % a 44 %) i saldo prvotních důchodů velký pokles HND a následně HDiD pod hodnotu HDP. ZZTT dosahovaly od roku 2005 poměrně často záporných hodnot, jejich vliv na velikost národních agregátů však nebyl v porovnání s čistými prvotními důchody příliš velký, pohyboval se okolo 13 %.



Obrázek 2.8: Vliv směnných relací na odlišnost HND, HDiD od HDP, %, ČR, 1993–2013

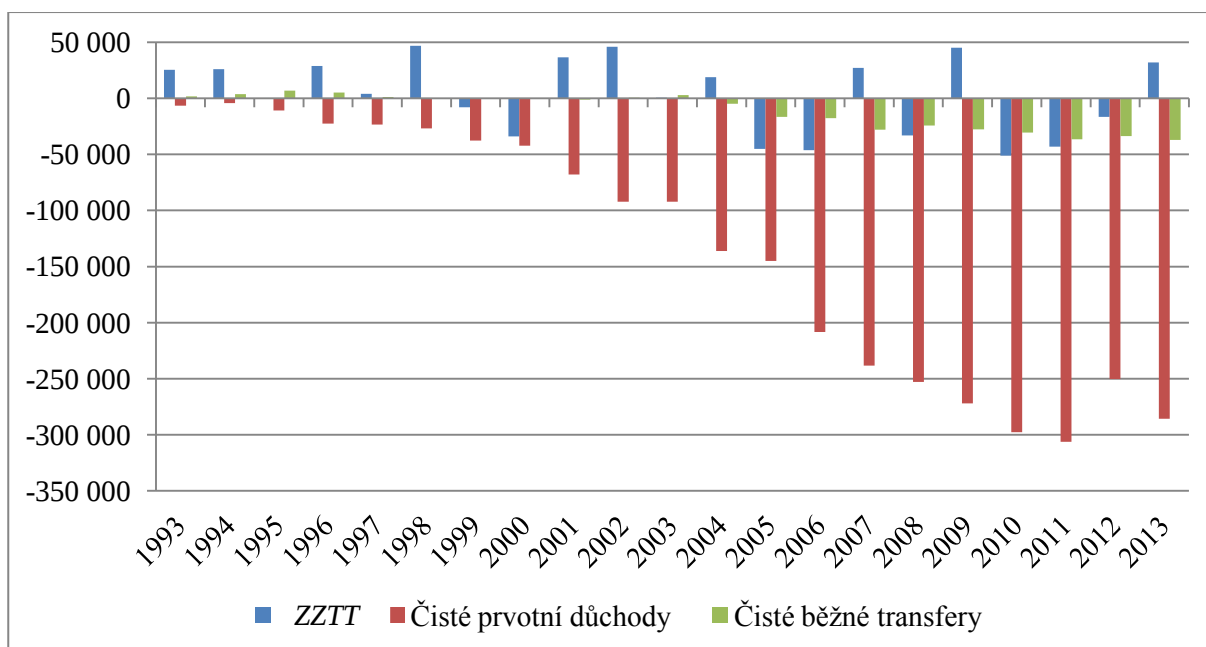
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Při porovnávání ZZTT a rozdílů mezi agregáty bylo zapotřebí zachytit i protichůdný vývoj u ZZTT a sald důchodů se zahraničím, proto je obrázek 2.8 doplněn o tabulku v příloze 3 a obrázek 2.9, na kterém jsou uvedeny hodnoty zisku (ztrát) ze změn směnných relací, čistých prvotních důchodů a čistých běžných transferů v mil. Kč. Zatímco hodnoty sald důchodů se zahraničím vykazovaly v čase rostoucí trend, zisky (ztráty) ze změn směnných relací se pohybovaly v intervalu přibližně ± 50 mld. Kč.

Znatelný silný vliv směnných relací při výpočtu agregátů byl v devadesátých letech. Naposledy převýšily ZZTT velikost důchodů se zahraničím v roce 1998, kdy dokázaly téměř dvojnásobně překonat zápornou ztrátu čistých prvotních důchodů. V tomto roce se velmi

snížila cena ropy a tím byly velmi ovlivněny i ostatní ceny. Celkové dovozní ceny v České republice v tomto roce meziročně poklesly o 2,7 p.b., vývozní naopak vzrostly o 4,2 p.b., indexy směnných relací tedy byly velmi pozitivní (I_{tt} 107,2), a tím byl zaznamenán i celkový zisk ze změn směnných relací.

Položka čistých prvotních důchodů se od roku 2001 stala dominantní při výpočtu hodnot HND. V letech, kdy bylo meziročně dosahováno zisků ze změn směnných relací, byl částečně potlačován vliv prvotních důchodů na rozdíly mezi HND, HDiD a HDP. Naopak v letech ztrát způsobených směnnými relacemi se rozdíly mezi agregáty ještě více navýšily. Nejvyšší odlišnosti byly zaznamenány v letech 2010 a 2011, a to okolo – 350 mld. Kč (HND a HDP) a – 380 mld. Kč (HDiD a HDP). Zajímavý byl také propad hodnot čistých prvotních důchodů v roce 2012, kdy se vyplácené důchody do zahraničí snížily oproti předchozímu roku o 33,7 mld. Kč (s.c. 2010) a přijaté důchody se zvýšily o více než 24 mld. Kč (s.c. 2010). Oproti předchozímu roku došlo na straně zdrojů účtu rozdělení prvotních důchodů národního hospodářství k nárůstu především reinvestovaných zisků z přímých zahraničních investic o více než 22 mld. Kč (b.c.). Jak vyplývá ze zprávy České národní banky, celkový stav českých přímých investic v zahraničí se zvýšil o 67,5 mld. Kč především vlivem nárůstu základního kapitálu. Tyto investice z více než 62 % spadaly do odvětví Finančních a pojišťovacích činností, je možné, že se zde projevil přechod na novou směrnici Solvency II.



Obrázek 2.9: ZZTT, Čisté prvotní důchody, Čisté běžné transfery, ČR, 1993–2013, mil. Kč

Zdroj: ČSÚ

Modelovat vztah mezi *ZZTT* a saldy důchodů se zahraničím nebylo možné, protože časová řada *ZZTT* byla v daném období stacionární, zatímco ostatní řady byly nestacionární. Ze stejného důvodu nemohl být nalezen ani model popisující závislost mezi agregáty národního hospodářství a *ZZTT*. Index směnných relací počítaný na základě cen zahraničního obchodu vycházel v daném období nestacionární, nicméně při analýze jeho vlivu na makroekonomické agregáty byl po rozšíření statických modelů na modely ADL vyřazen jako nevýznamný parametr. Časové řady ukazatelů národního hospodářství tak v daném období závisely především na vlastní hodnotě v čase t a v čase $t - 1$, a ne na I_{tt} .

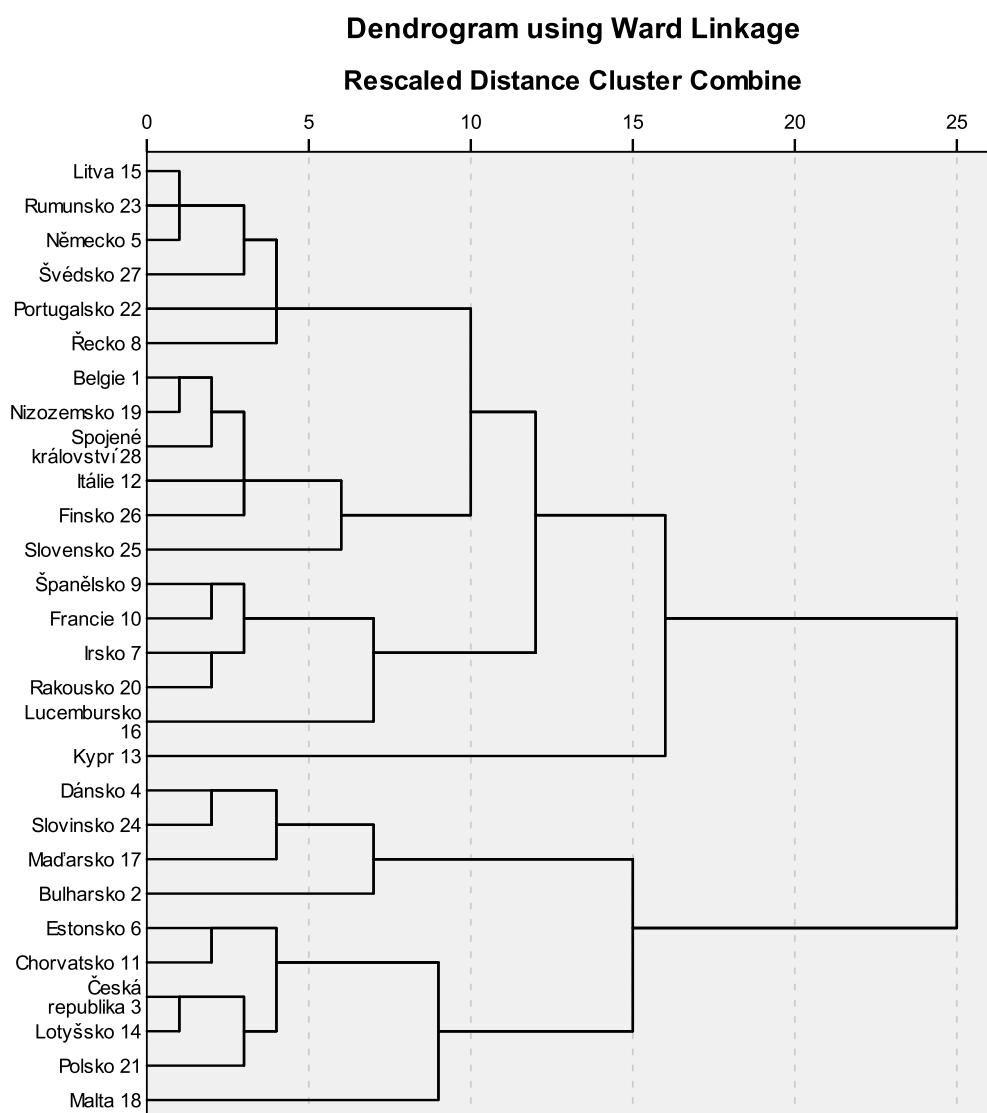
Při posuzování ekonomické situace zemí by neměla být pozornost soustředěna pouze na ukazatel HDP, protože nezaznamenává důležité objemy peněz ovlivňující disponibilní důchod dané ekonomiky. Ačkoliv odlišnost hrubého domácího důchodu a HDP se v ČR pohybovala okolo ± 50 mld. Kč, dokázal HDD zachytit zvýšení užití (zdrojů) domácí ekonomiky vlivem *ZZTT* a tím lépe postihnout bohatství země. Hlavní složkou, která odlišovala HND, HDiD od HDP, byly čisté prvotní důchody, ale bylo dokázáno, že se na daných rozdílech podílely i *ZZTT*. Vliv obchodních zisků (ztrát) ze změn směnných relací už v posledních letech nebyl tak významný při výpočtech hodnot agregátů národního hospodářství jako v devadesátých letech. Důchod, který má daná země k dispozici k užití, je zejména v malých otevřených ekonomikách významně ovlivněn mezinárodní spoluprací.

2.7 Analýza směnných relací ve státech Evropské unie

Směnné relace jsou také jedním z ukazatelů zahraničního obchodu, které jsou sledovány Eurostatem. Skupiny Standardní mezinárodní obchodní klasifikace jsou však sdruženy pouze do těchto šesti: Potraviny, nápoje a tabák, Suroviny, Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály, Chemikálie a příbuzné výrobky jinde neuvedené, Ostatní tržní výrobky, Stroje a dopravní prostředky. Indexy směnných relací jsou za jednotlivé země Evropské unie vztaženy k hodnotám roku 2010.

Vývoj indexů směnných relací v jednotlivých skupinách SITC mohl být podobný v některých evropských státech, proto byla provedena shluková analýza za rok 2013. Byla využita data ze stránek Eurostatu, která jsou zařazena do přílohy 4. Nejprve byly shlukovány indexy vztažené k roku 2010, poté meziroční změny indexů směnných relací. Zvolena byla Wardova metoda pro zařazování zemí do shluků při použití euklidovské vzdálenosti. Byly vytvořeny poměrně shodně velké shluky objektů.

Výsledky ze shlukové analýzy indexů směnných relací (2010 = 100) jsou uvedeny na obrázku 2.10. Za optimální je možné považovat výsledky o čtyřech až šesti shlucích, u kterých by při měření vzdálenosti, nebyla naměřena vyšší hodnota než 15. Z dendrogramu je znatelné velmi brzké propojení států Litvy, Rumunska a Německa, tedy poměrně velmi rozdílných zemí, u kterých byl v daném roce zaznamenán téměř shodný vývoj indexů směnných relací v porovnání s rokem 2010.



Obrázek 2.10: Shlukování I_{it} podle SITC zemí EU, 2013 (2010 = 100)

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty SPSS

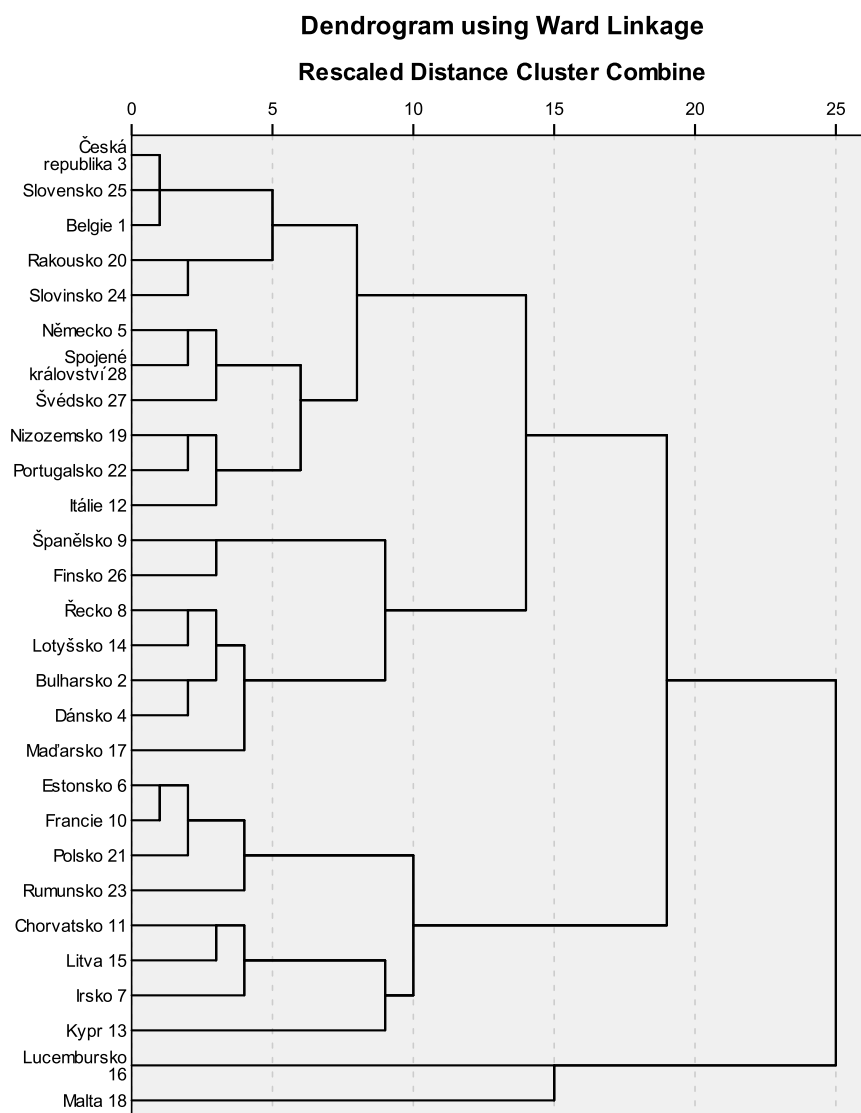
Zároveň se brzy spojila i Belgie s Nizozemskem. Tyto země spolu sousedí a na základě analýzy se dá usuzovat na podobnost jejich indexů směnných relací v daném roce ve skupinách SITC. V časových řadách za roky 2000–2013 přepočtených řetězových indexů byla u těchto zemí zjištěna nejslabší závislost meziročních vývojů indexů směnných relací

u skupiny Chemikálií a příbuzných výrobků. Zajímavé bylo také zjištění středně silné nepřímé lineární závislosti u kategorie minerálních paliv. Pokud se index směnné relace v Nizozemsku meziročně zlepšoval, index v Belgii se naopak zhoršoval. Vzhledem k tomu, že je Nizozemsko významným těžářem ropy a zemního plynu, dá se předpokládat, že část své produkce vyváží do Belgie.

Česká republika patřila také mezi nejdříve se shlukující země, nejprve se spojila s Lotyšskem a následně s Polskem. Ve srovnání s Lotyšskem se indexy směnných relací ve skupinách SITC v průměru lišily o 1,5 p.b. Nejblíže si byly hodnoty I_{tt} v daném roce u minerálních paliv. Z hodnot časových řad meziročních změn indexů směnných relací nevyplynula žádná silnější závislost (maximální korelační koeficient 0,45 u skupiny Potraviny, nápoje a tabák). S Polskem byly rozdíly bazických I_{tt} v průměru odlišné o 2,5 p.b. Při prozkoumání celé časové řady obou zemí byly zjištěny meziroční podobnosti indexů. U celkového I_{tt} byla spočtená síla lineární závislosti 0,90, tedy velmi silná. Dále se podobně meziročně vyvíjely i I_{tt} minerálních paliv. Vývoj indexů směnných relací lze tedy předpokládat za velmi silně provázaný, nejspíše i z důvodu sousedství a podobného zaměření produkce.

Nejpozději došlo k připojení shluků ostrovních států – Malty a Kypru. Ve sledovaném roce tedy ostrovní státy zaznamenaly odlišný vývoj indexů směnných relací od ostatních zemí. Malta zaznamenala špatný vývoj zejména u indexu směnné relace minerálních paliv (70,2 hodnoty roku 2010), Kypr u skupiny Strojů a dopravních prostředků (70,6 hodnoty roku 2010). Ze všech států v tomto roce zaznamenal zhoršení indexů směnných relací ve všech kategoriích SITC Kypr, zatímco Malta zaznamenala nejlepší vývoj u chemikálií a ostatních tržních výrobků.

Z důvodu odlišných hodnot indexů směnných relací v zemích EU v roce 2010, byly porovnávány i meziroční změny v roce 2013. Tento způsob umožnil zachytit, u kterých států se ceny zahraničního obchodu v porovnání s předchozím rokem vyvíjely podobným způsobem. Grafické znázornění pomocí dendrogramu je uvedeno na obrázku 2.11. Jako vhodné se jeví rozdělení do tří až pěti shluků. Na rozdíl od předchozího řešení se nejvíce odlišným vývojem projevilo Lucembursko a Malta, tedy malé státy Evropy, jejichž ekonomiky jsou závislé především na hodnotě poskytovaných služeb a ne na objemu obchodovaného zboží.



Obrázek 2.11: Shlukování I_{tr} podle SITC zemí EU, meziročně 2013/2012

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty SPSS

Česká republika měla meziročně nejpodobnější vývoj indexů směnných relací se Slovenskem a Belgií. Od indexů Slovenska se ty české neodlišovaly v průměru o více než 0,6 p.b. To mohlo být způsobeno především podobnou závislostí na průmyslu v těchto zemích, provázaností mezinárodní spolupráce a téměř shodnými kontinentálními podmínkami. Nejtěsněji ze skupin SITC měly země v letech 2001–2013 provázaný meziroční vývoj u potravin a chemikálií. S Belgií si byl vývoj indexů směnných relací v ČR nejpodobnější u skupiny Potravin, nápoje a tabák. Při prozkoumání celé délky dostupné časové řady meziročních indexů však nebyla zjištěna příliš velká závislost vývoje indexů směnných relací, jednalo se tedy pouze o podobnou změnu v roce 2013. Všechny tyto tři státy měly zejména od roku 2006 silně provázané meziroční vývoje I_{tr} v souhrnném indexu. Pomocí korelačních

koeficientů byla síla lineární závislosti všech dvojic ohodnocena na více než 0,80, přičemž mezi ČR a Slovenskem dosáhla dokonce hodnoty 0,96, tedy v současné době je možné velmi dobře modelovat celkový index směnných relací jedné země na základě vývoje ve druhé zemi. K tomuto shluku se dále připojil shluk států Rakouska a Slovinska.

Velmi brzy došlo i k propojení hodnot indexů směnných relací za státy Francie a Estonska. V tomto roce se rozdíl nelišily v průměru o více než 0,8 p.b., ale vývoj v předchozích letech si v jednotlivých skupinách SITC, ani celkově příliš neodpovídal.

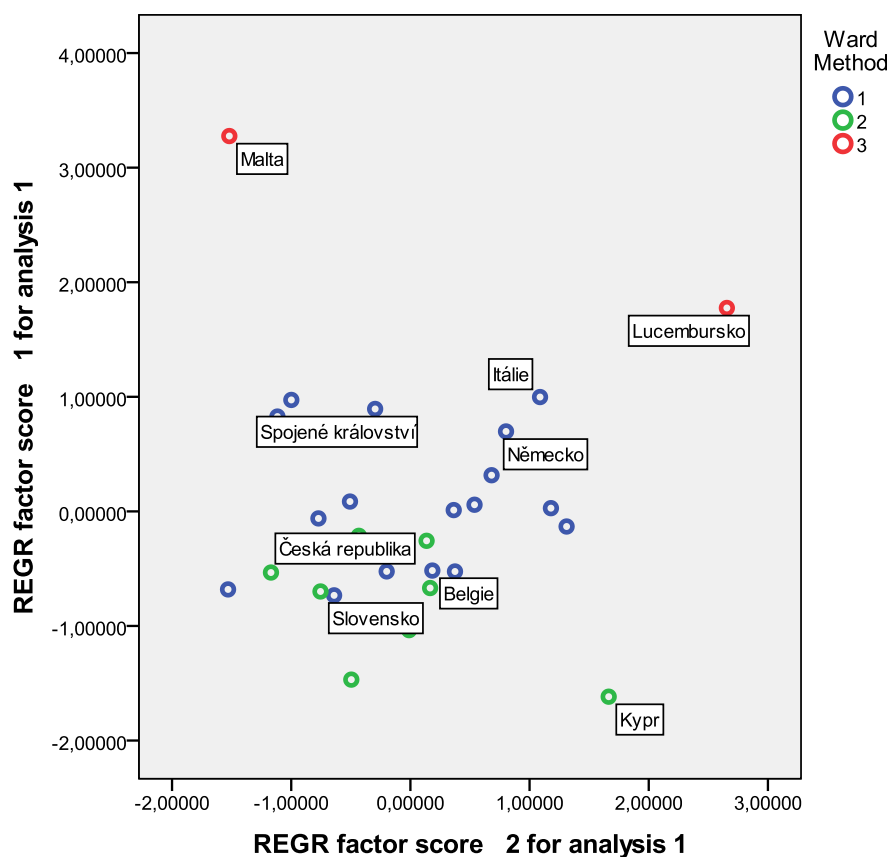
Zařazení jednotlivých zemí do daných tří nebo pěti shluků je uvedeno v tabulce 2.13. Rozdíl při využití pouze tří hlavních shluků namísto pěti spočívá především ve spojení prvního a druhého shluku do jednoho dominantního (obsahuje více než polovinu všech států) a propojení dvou odlišných zemí (Lucemburska a Malty).

Tabulka 2.13: Příslušnost zemí EU do shluků podle meziroční změny I_{tt} 2013/2012

	Belgie	Česká republika	Německo	Itálie	Nizozemsko	Rakousko	Portugalsko	Slovinsko	Slovensko	Švédsko	Spojené království	Bulharsko	Dánsko	Řecko	Španělsko	Lotyšsko	Maďarsko	Finsko	Estonsko	Irsko	Francie	Chorvatsko	Kypr	Litva	Polsko	Rumunsko	Lucembursko	Malta
	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	3	3	3	3	3	3	3	3	4	5
	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	3	3

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty SPSS

Znázornění bylo provedeno také graficky s využitím dvoufaktorové analýzy hlavních komponent, kdy byly země umístěny podle faktorového skóre do dvourozměrné soustavy souřadnic. Výstup je uveden na obrázku 2.12. Některé země jsou zvýrazněny popiskem. Mezi prvním a druhým shlukem nebyla příliš dobře definovaná hranice zejména v okolí bodu ČR. Proto je možné, že by objekty byly zařazeny odlišně při použití jiné než Wardovy metody.



Obrázek 2.12: Grafické znázornění umístění zemí EU do tří shluků

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty SPSS

Pro tyto tři zvolené shluky byly vypočteny i charakteristiky průměru v daných skupinách SITC, uvedeny jsou v tabulce 2.14. První shluk tvoří země v průměru s pozitivním vývojem indexů směnných relací (hodnoty vyšší než 100), který se však kromě skupiny Surovin nezměnil oproti předchozímu roku o více než 1 p.b. Ve druhém shluku měly země v průměru meziročně zhoršené indexy ve všech kategoriích (u Ostatních tržních výrobků byly téměř nezměněny). Průměrné hodnoty třetího shluku byly u některých kategorií pozitivní u jiných negativní. Vzhledem k tomu, že se jednalo o průměr ze dvou hodnot (I_{tt} Lucemburska a Malty), nebyly tyto charakteristiky příliš určující pro zařazení do tohoto shluku.

Tabulka 2.14: Vypočtené průměry I_{tt} SITC ve třech shlucích

	Celkem	Potraviny, nápoje a tabák	Suroviny	Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály	Chemikálie a příbuzné výrobky jinde neuvedené	Ostatní tržní výrobky	Stroje a dopravní prostředky
1	101,0	100,1	104,1	100,3	100,7	100,1	100,5
2	99,3	99,0	99,1	97,7	97,9	100,0	99,6
3	103,4	98,1	98,7	113,0	103,5	104,5	102,9

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty SPSS

2.8 Vývoz a dovoz zboží mezi ČR, sousedními státy a EU

V této části práce je zkoumán vývoz a dovoz zboží České republiky do sousedních států (Německo, Polsko, Rakousko, Slovensko) a do zemí EU (bez Kypru a Malty), z důvodu nalezení významných obchodních partnerů. Byla použita data ze stránek veřejné databáze ČSÚ v přeshraničním pojetí zahraničního obchodu v běžných cenách v mil. Kč.

Nejprve byl zkoumán vztah obchodování se zbožím se sousedními státy. Zjišťovalo se, zda byla v období let 2000–2013 více než polovina hodnoty uskutečňována mezi ČR a těmito státy. Výsledky jsou uvedeny v tabulce 2.15.

Tabulka 2.15: ZO se zbožím mezi ČR a sousedními státy, 2000–2013, mil. Kč (b.c.), %

Rok	ČR		Sousední státy		Sousední státy / ČR	
	Vývoz zboží	Dovoz zboží	Vývoz zboží	Dovoz zboží	Vývoz zboží	Dovoz zboží
2000	1 121 099	1 241 924	667 431	580 784	59,5	46,8
2001	1 268 149	1 385 564	725 699	657 004	57,2	47,4
2002	1 254 860	1 325 671	682 578	610 565	54,4	46,1
2003	1 370 930	1 440 723	767 558	665 598	56,0	46,2
2004	1 722 657	1 749 095	962 765	801 422	55,9	45,8
2005	1 868 586	1 829 962	996 887	814 322	53,3	44,5
2006	2 144 573	2 104 812	1 096 323	909 625	51,1	43,2
2007	2 479 234	2 391 319	1 237 999	1 026 297	49,9	42,9
2008	2 473 736	2 406 489	1 264 360	1 006 933	51,1	41,8
2009	2 138 623	1 989 036	1 104 499	836 388	51,6	42,0
2010	2 532 797	2 411 556	1 310 848	975 110	51,8	40,4
2011	2 878 691	2 687 563	1 496 768	1 107 843	52,0	41,2
2012	3 072 598	2 766 888	1 572 442	1 151 566	51,2	41,6
2013	3 174 704	2 823 485	1 608 300	1 183 398	50,7	41,9

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

U vývozu se potvrdilo, že ve sledovaném období dosahoval ZO se sousedními státy více než 50 %. Jedinou výjimkou byl rok 2007, kdy se hodnota dostala o 0,1 p.b. pod stanovenou mez. Vývoz zboží ČR do sousedních států byl uskutečňován především do Německa, a to z téměř 62 % (z hlediska celkového vývozu kolem 31 %). Nejméně zboží ze sousedních států bylo vyváženo do Rakouska, v průměru 9 %.

Dovoz zboží do ČR byl ze sousedních států tvořen pouze okolo 41 %. Je to nejspíše z důvodu potřeby zboží, které se v rámci střední Evropy vyrábí pouze v malém množství. Například u potravin se nedá očekávat významný dovoz tropických plodin, rýže či mořských ryb právě ze sousedních států. Stejně to je s dovozy ropy či zemního plynu. Nejvíce zboží ze sousedních států dovážela Česká republika z Německa, a to téměř 61 % (podíl na celkovém dovozu tvoří více než 25 %). Z Rakouska bylo dováženo pouze 7 % dovozu zboží ze sousedních zemí.

V rámci analýzy vývozu a dovozu zboží České republiky se zeměmi Evropské unie (bez Kypru a Malty) bylo zkoumáno, zda hodnoty dosahovaly více než 90 % celkových částek. Toto nebylo potvrzeno u vývozu ani u dovozu. Opět zde může být významný vliv podobných klimatických podmínek v rámci celé EU a nepříliš odlišných druhů těžených surovin. Například významní evropští těžaři ropy a zemního plynu (Rusko a Norsko) nejsou členy EU. Výsledné hodnoty jsou uvedeny v tabulce 2.16.

Tabulka 2.16: ZO se zbožím mezi ČR a zeměmi EU, 2000–2013, mil. Kč (b.c.), %

Rok	ČR		EU		EU / ČR	
	Vývoz zboží	Dovoz zboží	Vývoz zboží	Dovoz zboží	Vývoz zboží	Dovoz zboží
2000	1 121 099	1 241 924	968 930	922 823	86,4	74,3
2001	1 268 149	1 385 564	1 103 815	1 035 564	87,0	74,7
2002	1 254 860	1 325 671	1 082 401	961 760	86,3	72,5
2003	1 370 930	1 440 723	1 204 186	1 034 956	87,8	71,8
2004	1 722 657	1 749 095	1 509 598	1 263 481	87,6	72,2
2005	1 868 586	1 829 962	1 606 851	1 309 914	86,0	71,6
2006	2 144 573	2 104 812	1 846 782	1 489 067	86,1	70,7
2007	2 479 234	2 391 319	2 124 319	1 694 564	85,7	70,9
2008	2 473 736	2 406 489	2 117 956	1 612 969	85,6	67,0
2009	2 138 623	1 989 036	1 818 920	1 329 086	85,1	66,8
2010	2 532 797	2 411 556	2 132 209	1 529 070	84,2	63,4
2011	2 878 691	2 687 563	2 395 634	1 717 661	83,2	63,9
2012	3 072 598	2 766 888	2 491 387	1 777 126	81,1	64,2
2013	3 174 704	2 823 485	2 569 007	1 838 299	80,9	65,1

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Vývoz zboží z ČR do zemí EU byl tvořen více než 80 % po celé sledované období. Největší část se uskutečňovala do Německa – přes 38 % a na Slovensko – téměř 11 %. Dovozy zboží do ČR se odehrávaly v posledních letech v rámci EU z přibližně 65 %. Nejvíce zboží dovážela ČR z Německa (téměř 40 %) a z Polska (přes 11 %). Mimo EU byly významnými obchodními partnery Rusko a Čína.

Podrobnější složení vývozu a dovozu bylo prozkoumáno na datech z databáze zahraničního obchodu ČSÚ za rok 2013 podle dvoumístného kódu skupin SITC vždy u dvou nejvýznamnějších obchodních partnerů. Do Německa bylo nejvíce vyvezeno Silničních vozidel (174 mld. Kč) a Elektrických zařízení, přístrojů a spotřebičů (119 mld. Kč). Kromě výrobků zařazených v kategorii SITC7 – Stroje a dopravní prostředky, byla vysoká hodnota vývozu u Kovových výrobků (66 mld. Kč) a Výrobků z pryže (24 mld. Kč). Významná byla i hodnota vyvezeného Elektrického proudu (14 mld. Kč). Z potravin bylo vyvezeno nejvíce Obilí a obilných výrobků, a to v hodnotě 10 mld. Kč. Největší částku vývozu na Slovensko

představovaly opět Silniční vozidla (39 mld. Kč), dále také Železo a ocel (14 mld. Kč). Největší podíl mezi potravinami měly podskupiny Maso a masné výrobky (7 mld. Kč) a Zelenina a ovoce (5 mld. Kč).

V roce 2013 ČR dovezla z Německa zboží v hodnotě 723,6 mld. Kč, největší částka byla zaplacená při dovozu Silničních vozidel (89 mld. Kč), Elektrických zařízení, přístrojů a spotřebičů (67 mld. Kč) a Strojů a zařízení všeobecně užívaných v průmyslu (59 mld. Kč). Z Německa bylo z potravin dovezeno nejvíce Masa a masných výrobků (8 mld. Kč) a Mléčných výrobků a vajec (6 mld. Kč). U dovozu z Polska představovalo největší částku Železo a ocel (21 mld. Kč) a Silniční vozidla (17 mld. Kč). Masa a masných výrobků se dovezlo v hodnotě přes 5 mld. Kč, Mléčných výrobků a vajec za 4 mld. Kč.

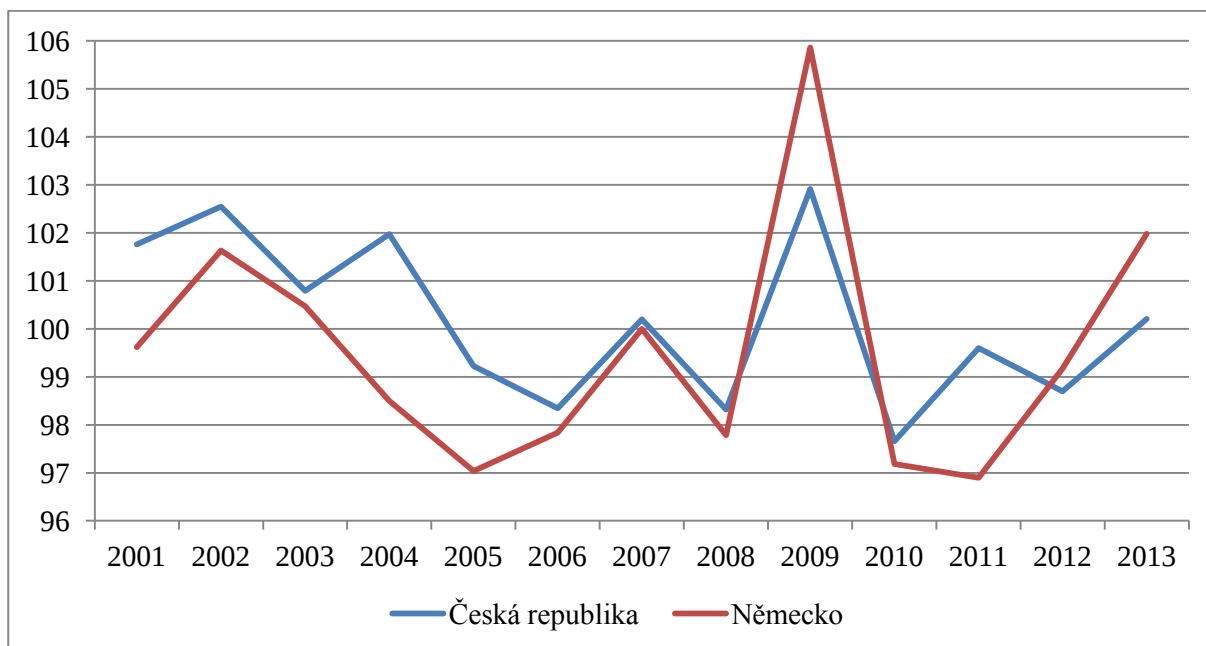
2.9 Srovnání vývoje směnných relací v ČR a Německu

Německo bylo vždy nejvýznamnějším obchodním partnerem České republiky. Podíly vývozu i dovozu se do této země od roku 2000 výrazně snížily – vývoz o téměř 9 p.b., dovoz o necelých 7 p.b. Způsobil to například nárůst vývozu do Ruska a dovozů z Číny. Nicméně i tak podíly hodnot vyvezeného zboží do Německa tvořily v letech 2000–2013 vždy více než 30 % celého exportu ČR, dovozy z Německa do ČR dosahovaly hodnoty vyšší než 25 % celkového importu ČR. Z těchto důvodů byl prozkoumán vztah směnných relací obou zemí.

V porovnání meziročních indexů směnných relací Německa a ČR podle upravené klasifikace SITC dle Eurostatu nebyla objevena žádná významná závislost. Je ale možné označit vývoj I_{tt} v Německu za méně variabilní ve všech skupinách než v ČR. Zejména u skupin Potraviny, nápoje a tabák a Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály se odlišovaly rozdíly maximálních a minimálních hodnot z celé délky časové řady o více než 6 p.b. Mohlo to být způsobeno například tím, že Německo je výrazně větší ekonomikou než Česká republika a tím má i podstatnější vliv na světové ceny. Zajímavé je, že u většiny skupin se indexy směnných relací v Německu meziročně vyvíjely hůře než v ČR. Opakem byl vývoj u Strojů a dopravních prostředků, kdy byly I_{tt} v Německu negativní pouze v roce 2012, zatímco v ČR v letech 2006–2013 (s výjimkou let 2009 a 2011).

Souhrnné indexy směnných relací si byly svým vývojem v těchto státech již podobnější. Bylo to zřejmě způsobeno odlišnou vahou jednotlivých podskupin při zjišťování celkových indexů cen zahraničního obchodu. Znázornění obou časových řad je zachyceno na obrázku 2.13. Častěji se pozitivně pohyboval index směnných relací v České republice, i když v posledních dvou letech byly zaznamenány horší hodnoty než v Německu. Významná meziroční pozitivní

změna indexů směnných relací nastala pro obě země v roce 2009. Příznivější dopad byl v Německu, kde hodnoty indexů směnných relací v kategoriích SITC dosáhly v průměru o 1 p.b. lepších hodnot.



Obrázek 2.13: Meziroční souhrnné I_{tt} ČR a Německa, 2001–2013

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Vzhledem k tomu, že je Česká republika výrazně menší ekonomikou než Německo a má i nižší význam zahraničního obchodu ve světě, byla zkoumána pouze jednostranná závislost I_{tt} v ČR na I_{tt} v Německu. Obě časové řady meziročních indexů vyšly stacionární, bylo tedy možné sledovat pouze krátkodobý vztah. Jako vhodný byl vybrán model, jehož parametry jsou uvedeny v tabulce 2.17.

Tabulka 2.17: Parametry modelu závislosti meziročních změn I_{tt} v ČR na I_{tt} v NěmeckuDependent Variable: $I_{tt,ČR}$

Method: Least Squares

Sample: 2001 2013

Included observations: 13

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	51,38568	14,15789	3,629474	0,0040
$I_{tt,DE}$	0,490131	0,142195	3,446886	0,0055
R-squared	0,519252	Mean dependent var		100,1716
Adjusted R-squared	0,475548	S.D. dependent var		1,727400
S.E. of regression	1,250967	Akaike info criterion		3,426348
Sum squared resid	17,21409	Schwarz criterion		3,513264
Log likelihood	-20,27126	Hannan-Quinn criter.		3,408483
F-statistic	11,88102	Durbin-Watson stat		1,329146
Prob(F-statistic)	0,005458			

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty EViews 8

Rezidua modelu statické regrese splňovala vlastnosti gaussovského bílého šumu. Hodnota indexu determinace dosahovala pouze 0,52, je tedy zřejmé, že tento model nevystihuje příliš mnoho variability. Nevysvětlená část je zajisté způsobena jednak nepříliš předvídatelným vývojem časové řady indexu směnných relací a zároveň cenami, kterých bylo dosahováno na světových trzích. Na základě daných hodnot parametrů lze model zapsat podle (1.38) takto:

$$\hat{I}_{tt,ČR,t} = 51,39 + 0,49 \cdot I_{tt,DE,t} + a_t, \quad (2.9)$$

kde $\hat{I}_{tt,ČR,t}$ označuje odhad velikosti indexu směnných relací v ČR v čase t , $I_{tt,DE,t}$ velikost indexu směnných relací v Německu v čase t . Tento model (2.9) informuje o tom, že pokud by se meziročně nezměnil index směnných relací v Německu ($I_{tt,DE,t} = 100$), vzrostl by I_{tt} v České republice na hodnotu 100,4. Pokud by došlo k poklesu indexu v Německu o 1 p.b., v ČR by I_{tt} klesl pouze o 0,1 p.b. Naopak s růstem I_{tt} v Německu o 1 p.b. by bylo možné předpokládat nárůst indexu v ČR o 0,9 p.b.

Závěr

S rostoucí globalizací vzrůstá i význam zahraničního obchodu. Ten umožňuje zemím získávat například zboží, které bylo dříve obtížně dostupné, nebo by doba pro jeho dodání byla dlouhá. Při obchodní spolupráci se zahraničím se firmy zaměřují především na kvalitu zboží a na jeho cenu. Pokud jsou dány do poměru ceny vývozu a dovozu za celé národní hospodářství, získá se ukazatel směnné relace. Sledování jeho vývoje umožňuje zjistit, zda si určitý stát mohl v daném období dovézt více (nebo méně) zboží při dané úrovni vývozu.

Prvním cílem v analytické části bylo zhodnocení závislosti hrubého domácího produktu na saldu vývozu a dovozu. Bylo potvrzeno, že tyto dva ukazatele spolu krátkodobě i dlouhodobě souvisí a pro jejich vztah byl odhadnut model korekce chyby. Podíl salda vývozu a dovozu na HDP nebyl ve sledovaném období příliš vysoký, ale od roku 2008 docházelo k jeho nárůstu. Také byl hodnocen tento vztah z hlediska příspěvku salda ZO k tempu růstu HDP. Tyto hodnoty byly velmi proměnlivé v čase a občas působily i proti sobě. Potvrdila se rostoucí významnost ZO při sledování ekonomického vývoje v ČR.

Dále byl v práci zkoumán vývoj indexu směnných relací zahraničního obchodu a indexu směnných relací spočtených na základě deflátoru vývozu a deflátoru dovozu. Pro tyto dva způsoby měření směnných relací byly odhadnuty modely s pomocí deterministické i stochastické analýzy časových řad a vytvořeny předpovědi na následující dva roky. Vzhledem k vysoké proměnlivosti hodnot v čase není odhad vývoje snadný. Výsledné intervaly spolehlivosti pro předpovědi jsou velmi široké, do budoucna by bylo vhodné zkusit využít jinou metodu, nebo použít krátkodobé časové řady obsahující více datových údajů.

Směnné relace zahraničního obchodu bylo možné prozkoumat i z hlediska podrobnějšího členění klasifikace SITC. Bylo zjištěno, že nejvíce variabilní byl index směnné relace u skupiny Minerálních paliv, maziv a příbuzných materiálů, který zároveň nejvíce ovlivňoval souhrnný index směnných relací a ostatní skupiny. Nejpozitivněji působil na skupinu Strojů a dopravních prostředků. Potvrdilo se tím, že především ceny ropy hrají významnou roli při tvorbě cen ostatního zboží, hlavně proto, že vstupují do cen dopravy, která je při obchodování významná. Indexy směnných relací Potravin a živých zvířat stejně jako nepoživatelných surovin měly v letech 2008 a 2009 velmi negativní vývoj a hospodářská krize na ně významně zapůsobila. Byla také zjištěna významná nepřímá lineární závislost mezi skupinami surovin a tržními výrobky. Výrobky jsou v mnoha případech vyráběny

ze surovin uvedených ve druhé skupině, bylo tedy dokázáno, že pokud se směnné relace vyvíjejí v jedné kategorii pozitivně pro ekonomiku, ve druhé se budou poměrně často vyvíjet negativně. Souhrnný index směnných relací za všechna zboží nejvíce ovlivňoval vývoj ve skupinách minerálních paliv a strojů a dopravních prostředků. U druhé kategorie byl vliv nejspíše zejména díky nejvyššímu váhovému zastoupení při výpočtu indexů cen vývozu a dovozu. Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály naopak ovlivnily celkový vývoj z důvodu své vysoké variability.

Dalším cílem bylo zhodnocení vlivu indexu směnných relací deflátorů vývozu a dovozu na deflátor HDP. Byl nalezen pouze krátkodobý vztah těchto ukazatelů popisující ovlivňování jejich meziročních změn. Daný model vystihoval více než 77 % variability, zbylá část byla ovlivněna ostatními cenovými deflátoři při výpočtu deflátoru HDP.

Vztah indexů směnných relací a agregátů národního hospodářství nebylo možné modelovat, protože agregáty závisely v daném čase především na své hodnotě v předchozím období a ne na směnných relacích. Byl však zkoumán vztah agregátů ovlivněných velikostí zisků (ztrát) ze změn směnných relací a jejich odlišnost od HDP. Hrubý domácí důchod se od HDP odlišuje pouze velikostí tohoto ukazatele a ve sledovaných letech byly jejich rozdíly odlišné v průměru o 0,4 % hodnoty HDP. Hrubý národní důchod zahrnuje mimo ZZTT i Čisté prvotní důchodu a vzhledem k jejich výraznému nárůstu od roku 2001 se stávají dominantní složkou odlišnosti HND od HDP a tím snižují význam směnných relací při výpočtu HND. Hrubý disponibilní důchod se odlišuje od HND složkou Čistých běžných transferů, které již svou velikostí nejsou tak významné jako Čisté prvotní důchody, ale vzhledem k jejich záporným hodnotám přispívají k vyšší odlišnosti HDiD od HDP. ZZTT jsou tedy u tohoto ukazatele ještě méně významné než u HND.

Další část práce se týkala analýzy směnných relací ve státech Evropské unie. Byla provedena shluková analýza zemí EU podle jednotlivých skupin klasifikace SITC za hodnoty indexů směnných relací v roce 2013 (s.c. 2010) a meziroční změny 2012/2013. V prvním případě projevila ČR největší podobnost s Lotyšskem, ale z hlediska celé délky časové řady nebyla podobnost potvrzena. Naopak s Polskem, se kterým se ČR dále spojila, byla nalezena silná provázanost indexů směnných relací. Nejvíce se od ostatních zemí svými hodnotami indexů odlišovaly ostrovní státy Malta a Kypr. Hodnocení indexů směnných relací meziročních změn přineslo rozdílné výsledky. ČR byla v tomto případě nejbližší hodnotami indexů směnných relací na Slovensku a v Belgii. Z dlouhodobého hlediska se však potvrdila pouze provázanost indexů směnných relací se Slovenskem.

V poslední části práce byl zkoumán vývoz (dovoz) ČR do (ze) sousedních států a Evropské unie (bez Malty a Kypru). Bylo potvrzeno, že největším obchodním partnerem České republiky je Německo, se kterým probíhá více než 31 % celkového vývozu a 25 % celkového dovozu ČR. Při podrobnějším členění indexů směnných relací nebyla u jednotlivých skupin klasifikace SITC potvrzena závislost mezi vývojem v ČR a v Německu. Byla nalezena pouze závislost mezi souhrnnými indexy, na základě které byl zkoumán vztah I_{tt} v ČR na I_{tt} v Německu. Odhadnutý model nevysvětloval vysoké procento variability, což bylo způsobeno cenami na světových trzích a velkou variabilitou indexů směnných relací v obou státech. Do budoucna by bylo vhodné blíže prozkoumat vztah indexů směnných relací ČR i s ostatními státy EU, především se Slovenskem a Polskem, u kterých se prokázal podobný vývoj ve shlukové analýze.

V práci byl zkoumán vývoj zahraničního obchodu a směnných relací v České republice. Zároveň byl analyzován jejich vliv na další makroekonomické ukazatele národního hospodářství. V mezinárodním porovnání se zjišťovalo, jaké země měly podobný vývoj indexů směnných relací v jednotlivých skupinách SITC a u jakých států byly hodnoty nejvíce podobné těm v České republice. Přínos práce spočívá zejména v podrobné analýze směnných relací, která dříve nebyla provedena, a popsání jejich vztahu s dalšími makroekonomickými ukazateli. Cíle této práce lze na základě výše uvedených analýz považovat za splněné.

Literatura a zdroje

ARLT, J., ARLTOVÁ, M. (2009). *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing.

ARLT, J., ARLTOVÁ, M., RUBLÍKOVÁ, E. (2004). *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. 2. vyd. Praha: Nakladatelství Oeconomica.

HEBÁK, P. a kolektiv. (2013). *Statistické myšlení a nástroje analýzy dat: Závislost a vztah dvou proměnných, Shluková analýza*. Praha: Informatorium. s. 235–242, 745–781.

HRONOVÁ, S., FISCHER, J., HINDLS, R., SIXTA, J. (2009). *Národní účetnictví: nástroj popisu globální ekonomiky: Hrubý domácí produkt, Národohospodářské agregáty, Slovníček pojmů národního účetnictví*. Praha: Nakladatelství C. H. Beck. s. 31–40, 200–207, 273–319.

JÍLEK, J., MORAVOVÁ, J. (2007). *Ekonomické a sociální indikátory: Od statistik k poznatkům: Produkt ekonomiky – makroagregáty, Obchodní bilance, platební bilance*. Praha: Nakladatelství FUTURA. s. 48–67, 174–178.

JIRGES, T. (2002). *Směnné relace v zahraničním obchodě*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství Oeconomica.

KLIMEŠ, V. (2013). Vliv kurzů na ceny zahraničního obchodu. *Statistika & My* [online], roč. 3, č. 9, s. 30–31.

URL: <http://www.statistikaamy.cz/wp-content/uploads/2014/05/18041309.pdf>

KUČERA, L. (2013). *Analýza zahraničního obchodu ČR se zbožím v letech 1999 až 2012*. ČSÚ. [online].

URL: <https://www.czso.cz/documents/10180/20533828/118613a.pdf>

SPĚVÁČEK, V. (2005). *Ekonomický růst České republiky ve světle ukazatelů reálného důchodu*. Praha: Centrum ekonomických studií VŠEM. [online].

URL: https://www.vsem.cz/data/data/ces-soubory/working-paper/gf_WPNo2.pdf

Internetové zdroje

Česká národní banka. *Přímé zahraniční investice za rok 2012*. [online].

URL:

https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/statistika/platebni_bilance_stat/publikace_pb/pzi/PZI_2012_CZ.pdf

Český statistický úřad (ČSÚa). *Metodika zahraničního obchodu se zbožím v národním pojetí*. [online].

URL: https://www.czso.cz/csu/czso/1-vzonu_m

Český statistický úřad (ČSÚb). *Změny v publikování dat o zahraničním obchodu*. [online].

URL: https://www.czso.cz/csu/czso/zmeny_v_publicovani_dat_o_zahranicnim_obchodu

Český statistický úřad (ČSÚc). *Data ceny zahraničního obchodu*. [online].

URL: <https://www.czso.cz/documents/10180/20560361/izccr041715.xlsx/>

Český statistický úřad (ČSÚd). *Ceny vývozu a dovozu – Metodika*. [online].

URL: https://www.czso.cz/csu/czso/indexy_cen_dovozu_a_vyvozu

Český statistický úřad (ČSÚe). *Ceny pohonných hmot 1995–2013*. [online].

URL: https://www.czso.cz/csu/czso/2-pohonne_hmoty_1995

Český statistický úřad (ČSÚf). *Standardní mezinárodní klasifikace zboží*. [online].

URL: https://www.czso.cz/documents/10180/20551081/60011104j02_c.pdf

Český statistický úřad (ČSÚg). *Standardní revize cenové statistiky v oblasti cen zahraničního obchodu*. [online].

URL: https://www.czso.cz/documents/10180/23187833/revize_cen_zo.pdf/

Český statistický úřad (ČSÚh). *Ukazatel směnné relace*. [online].

URL: https://vdb.czso.cz/vdbvo/mi/mi_ukazatel.jsp?kodukaz=2527

EViews 8 User's Guide II. [online]. s. 186–187.

URL:

https://remote.bus.brocku.ca/files/Published_Resources/EViews_8/EViews%20%20Users%20Guide%20II.pdf

Úřední věstník Evropské unie: Míry reálného důchodu za celkové hospodářství. (2013). s. 345. [online].

URL:

<http://eurlex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2013:174:0001:0727:CS:PDF>

Seznam tabulek a obrázků

Tabulka 1.1: Porovnání národního a přeshraničního pojetí za ČR, 2005–2013, mil. Kč (b.c.)	6
Obrázek 1.1: Porovnání bilance zboží v ČR, 2005–2013, mil. Kč (b.c.)	6
Obrázek 1.2: Indexy vývozních a dovozních cen, 1995–2013, ČR, (2005 = 100)	8
Tabulka 1.2: Váhové schéma klasifikace SITC	9
Obrázek 1.3: Vývoj reálných důchodů v ČR, 1993–2013, mil. Kč (s.c. 2010)	15
Obrázek 2.1: HDP a saldo vývozu a dovozu v ČR, 1990–2013, mil. Kč (s.c. 2010)	28
Tabulka 2.1: Parametry modelu závislosti HDP na saldu vývozu a dovozu	30
Tabulka 2.2: Podíl salda vývozu a dovozu na HDP v % za ČR, 1990–2013, s.c. 2010	30
Tabulka 2.3: Tempo růstu HDP a příspěvek salda ZO k růstu HDP v % za ČR, 1991–2013	31
Obrázek 2.2: Vývoj indexů směnných relací v ČR, 1995–2013, (2010 = 100)	33
Tabulka 2.4: Výsledky analýzy trendu I_{tt} indexů cen ZO	34
Tabulka 2.5: Výstup Chowova testu I_{tt} indexů cen ZO, 2012–2013	34
Tabulka 2.6: Porovnání stochastických modelů I_{tt} indexů cen ZO	35
Tabulka 2.7: Výsledky analýzy trendu I_{tt} deflátorů ZO	36
Tabulka 2.8: Porovnání stochastických modelů I_{tt} deflátorů ZO	37
Obrázek 2.3: Vývoj indexů směnných relací v ČR v letech 1996, 2000, 2004, 2008, 2013	38
Tabulka 2.9: Závislost I_{tt} skupin SITC a celkového indexu směnných relací	41
Obrázek 2.4: Meziroční vývoj I_{tt} skupin SITC2, SITC6 v ČR, 1996–2013	42
Obrázek 2.5: Meziroční vývoj I_{tt} skupin SITC3, SITC7 v ČR, 1996–2013	43
Obrázek 2.6: Meziroční vývoj I_{tt} a deflátoru HDP v ČR, 1993–2013	45
Tabulka 2.10: Parametry modelu závislosti meziročních změn deflátoru HDP na I_{tt}	45
Obrázek 2.7: HDP a HDD v ČR, 1993–2013, mil. Kč (s.c. 2010)	47
Tabulka 2.11: Meziroční vliv směnných relací (v mld. Kč, v % HDP) v ČR, 1993–2013	48
Tabulka 2.12: Meziroční vliv směnných relací (v mld. Kč, v % užití) v ČR, 1993–2013	49
Obrázek 2.8: Vliv směnných relací na odlišnost HND, HDiD od HDP, %, ČR, 1993–2013	50
Obrázek 2.9: ZZTT, Čisté prvotní důchody, Čisté běžné transfery, ČR, 1993–2013, mil. Kč	51
Obrázek 2.10: Shlukování I_{tt} podle SITC zemí EU, 2013 (2010 = 100)	53
Obrázek 2.11: Shlukování I_{tt} podle SITC zemí EU, meziročně 2013/2012	55
Tabulka 2.13: Příslušnost zemí EU do shluků podle meziroční změny I_{tt} 2013/2012	56
Obrázek 2.12: Grafické znázornění umístění zemí EU do tří shluků	57
Tabulka 2.14: Vypočtené průměry I_{tt} SITC ve třech shlucích	57

Tabulka 2.15: ZO se zbožím mezi ČR a sousedními státy, 2000–2013, mil. Kč (b.c.), %.....	58
Tabulka 2.16: ZO se zbožím mezi ČR a zeměmi EU, 2000–2013, mil. Kč (b.c.), %.....	59
Obrázek 2.13: Meziroční souhrnné I_{tt} ČR a Německa, 2001–2013	61
Tabulka 2.17: Parametry modelu závislosti meziročních změn I_{tt} v ČR na I_{tt} v Německu.....	62

Seznam použitých zkratek

ACF – autokorelační funkce

b.c. – běžné ceny

cpr – ceny předchozího roku

ČSÚ – Český statistický úřad

ČR – Česká republika

DE – Německo

DW – Durbin Watsonova statistika

EU – Evropská unie

HDD – Hrubý domácí důchod

HDiD – Hrubý domácí disponibilní důchod

HDP – Hrubý domácí produkt

HND – Hrubý národní důchod

I_{tt} – Index směnné relace

PACF – parciální autokorelační funkce

SITC – Standardní mezinárodní klasifikace zboží

s.c. – stálé ceny

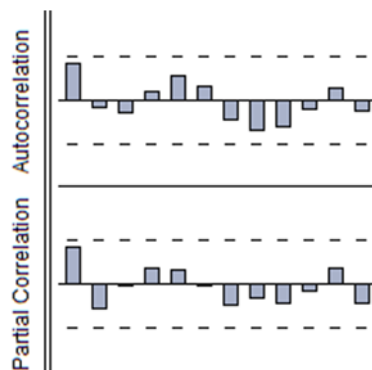
TT – Směnné relace

ZO – Zahraniční obchod

ZZTT – Zisky (ztráty) ze změn směnných relací

Přílohy

Příloha 1: Autokorelační a parciální autokorelační funkce indexu směnných relací indexů cen zahraničního obchodu



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty EViews 8

Příloha 2: Meziroční indexy směnných relací, 1996–2013, ČR

Rok	Celkem	v tom								
		Potraviny a živá zvířata	Nápoje a tabák	Suroviny nepoživatelné, s výjimkou paliv	Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály	Živočišné a rostlinné oleje	Chemikálie a příbuzné výrobky	Tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu	Stroje a dopravní prostředky	Průmyslové spotřební zboží
1996	99,6	102,7	97,2	87,9	92,7	110,8	94,6	100,7	104,0	104,9
1997	100,1	95,3	94,5	98,2	96,1	95,1	100,4	99,4	105,0	98,5
1998	107,2	100,6	95,6	106,7	126,0	93,4	101,1	102,7	107,0	103,8
1999	97,3	101,8	96,2	102,9	81,3	95,1	100,8	97,0	100,1	99,7
2000	95,0	106,3	104,3	103,7	69,0	106,1	108,8	101,2	100,0	99,9
2001	101,9	103,4	98,1	98,9	106,9	99,2	99,8	104,1	100,7	101,1
2002	102,0	92,2	110,9	106,8	110,2	98,7	96,9	102,5	101,3	98,5
2003	101,1	100,0	106,6	100,4	99,6	96,1	100,9	99,6	102,5	102,8
2004	102,0	100,9	85,7	93,7	112,9	98,7	105,4	103,8	101,7	100,9
2005	99,0	98,1	107,1	96,2	86,5	101,9	102,4	100,7	100,5	103,5
2006	98,5	100,0	99,6	120,0	94,0	105,4	101,2	94,2	100,1	103,7
2007	102,4	109,2	101,5	105,2	107,7	97,6	100,2	101,8	103,1	102,2
2008	98,6	98,8	100,4	89,3	98,5	106,5	99,9	103,0	101,1	99,5
2009	103,9	91,8	105,7	84,8	120,5	89,1	96,8	101,7	101,6	100,5
2010	97,0	100,5	104,7	115,9	86,0	105,3	106,6	96,7	97,9	100,1
2011	97,7	105,6	96,4	89,8	90,8	81,7	102,5	100,7	100,3	101,8
2012	98,6	97,4	95,6	106,2	84,3	95,1	101,2	102,1	100,1	101,4
2013	101,4	96,8	100,4	104,3	102,5	106,4	101,1	99,7	100,9	100,7

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Příloha 3: ZZTT, Čisté prvotní důchody, Čisté běžné transfery, rozdíl HND a HDP, HDiD a HDP, 1993–2013, ČR, mil. Kč

Rok	ZZTT	Čisté prvotní důchody od nerezidentů (+) / nerezidentům (–)	Čisté běžné transfery od nerezidentů (+) / nerezidentům (–)	HND – HDP	HDiD – HDP
1993	25 587	– 6 413	1 886	19 174	21 060
1994	26 200	– 4 127	3 790	22 073	25 863
1995	215	– 10 657	7 010	– 10 442	– 3 432
1996	28 942	– 22 357	5 195	6 585	11 780
1997	3 980	– 23 239	1 184	– 19 259	– 18 075
1998	46 944	– 26 732	129	20 212	20 341
1999	– 7 803	– 37 724	448	– 45 527	– 45 079
2000	– 33 855	– 42 169	501	– 76 024	– 75 523
2001	36 675	– 67 732	– 1 171	– 31 057	– 32 228
2002	46 229	– 92 211	788	– 45 982	– 45 194
2003	793	– 92 059	2 852	– 91 266	– 88 414
2004	19 048	– 136 236	– 4 660	– 117 188	– 121 848
2005	– 45 039	– 145 050	– 16 591	– 190 089	– 206 680
2006	– 46 260	– 208 335	– 17 565	– 254 595	– 272 160
2007	27 126	– 238 331	– 27 917	– 211 205	– 239 122
2008	– 33 118	– 252 854	– 24 294	– 285 972	– 310 266
2009	45 249	– 271 990	– 27 536	– 226 741	– 254 277
2010	– 50 993	– 297 926	– 30 445	– 348 919	– 379 364
2011	– 42 901	– 306 376	– 36 544	– 349 277	– 385 821
2012	– 16 522	– 250 481	– 33 646	– 267 003	– 300 649
2013	32 208	– 285 942	– 36 890	– 253 734	– 290 624

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Příloha 4: Indexy směnných relací (2010 = 100), EU, 2013

	Celkem	Potraviny, nápoje a tabák	Suroviny	Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály	Chemikálie a příbuzné výrobky jinde neuvedené	Ostatní tržní výrobky	Stroje a dopravní prostředky
Belgie	98,1	99,2	102,7	100,5	100,3	98,2	99,3
Bulharsko	98,4	100,0	122,9	94,6	94,4	98,9	104,8
Česká republika	98,5	101,3	100,1	86,5	101,9	100,0	100,6
Dánsko	100,0	98,5	112,9	91,5	102,5	99,2	97,5
Německo	98,0	101,1	97,2	98,7	100,5	99,4	101,8
Estonsko	96,5	100,2	95,2	88,7	105,4	100,6	94,7
Irsko	91,1	101,9	102,4	100,1	94,5	93,6	94,6
Řecko	98,0	97,3	98,8	94,6	102,5	100,4	109,9
Španělsko	96,0	96,8	103,3	94,2	95,3	98,3	100,5
Francie	95,8	102,8	102,7	95,5	97,6	96,7	97,6
Chorvatsko	98,0	102,3	97,8	94,2	100,3	103,3	98,5
Itálie	99,6	99,4	104,2	105,2	103,6	102,4	104,1
Kypr	94,3	98,4	95,3	98,0	92,9	99,3	70,6
Lotyšsko	97,7	100,8	96,5	86,8	104,8	100,5	102,2
Litva	98,2	98,6	95,3	101,3	99,7	98,5	105,3
Lucembursko	97,3	101,1	92,9	95,8	85,0	104,3	102,1
Maďarsko	102,4	104,9	106,6	90,9	107,3	101,2	106,3
Malta	94,7	99,5	93,0	70,2	111,4	106,4	99,9
Nizozemsko	99,9	100,6	103,5	98,0	100,2	99,9	100,5
Rakousko	95,6	98,8	99,6	98,5	91,6	96,4	97,6
Polsko	96,6	98,2	99,3	80,0	99,2	99,7	98,5
Portugalsko	99,6	99,1	91,4	101,0	107,3	101,8	103,3
Rumunsko	99,4	99,0	95,8	103,2	100,5	99,5	102,9
Slovinsko	98,8	103,0	108,6	88,2	99,6	99,8	102,3
Slovensko	97,6	92,6	106,6	110,6	105,4	97,6	99,2
Finsko	97,1	107,9	104,6	103,2	99,2	95,5	100,7
Švédsko	97,8	101,7	95,3	106,1	97,4	99,5	99,1
Spojené království	99,5	101,1	107,5	102,7	98,4	97,6	100,0

Zdroj: Eurostat