

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií

Diplomová práce

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií

Diplomová práce

**Ekonometrický test vlivu přijetí eura na
české a německé exporty. Analýza
nákladů a výnosů plynoucích z členství
v eurozóně.**

Vypracovala: Mirka Hyžíková

Konzultant: Doc. Ing. Vladimír Benáček, CSc.

Akademický rok: 20101/2012

Bibliografický záznam

HYŽÍKOVÁ, Mirka, Ekonometrický test vlivu přijetí eura na české a německé exporty. Analýza nákladů a výnosů plynoucích z členství v eurozóně. Praha, 2012. 81 s. Diplomová práce (Mgr.) Univerzita Karlova, Fakulta sociálních věd, Institut ekonomických studií. Vedoucí diplomové práce Doc. Ing. Vladimír Benáček, CSc.

Abstrakt

Práce se soustředí na dopad přijetí společné měny na vývoj mezinárodního obchodu. Jedná se o reakci na tzv. Roseův efekt, který říká, že vstup země do měnové unie zvýší exporty této země do ostatních členských zemí o přibližně 200 %.

Práce rozšiřuje gravitační model mezinárodního obchodu a kombinuje ekonomické vlastnosti jednotlivých zemí s institucionálními a politickými faktory obchodu, jako je například společná politika EU, dopady eura nebo obchodní smlouvy a jiné prvky snižující transakční náklady obchodu, jako je stav infrastruktury v jednotlivých zemích. Spolu s rozšířením modelu se práce nově zabývá také dopadem struktury vstupních dat na výsledky odhadů gravitačního modelu a poukazuje tak na problém, který je doposud v dostupné literatuře opomíjen.

Na rozdíl od dosavadního výzkumu se tato práce zaměřuje pouze na exporty České republiky a Německa a detailně se zabývá strukturou mezinárodního obchodu pouze pro tyto dvě uvedené země.

Klíčová slova

gravitační model, integrace, Roseův efekt, měnová unie, panelová data

Abstract

The purpose of this study is to find the influence of common currency on the international trade development. The study deals with the Rose effect, which says, that the currency unions increase trade by more than 200%.

This thesis designs an extended gravity model of international trade where the economic characteristics of countries are combined with institutional and policy factors of trade, such as the EU common policies, impacts of the Euro or trade agreements and other factors, which lowers the transaction costs of trade, such as the quality of infrastructure. The thesis also deals with the data structure influence on the results of the estimation of gravity models and shows the problem which is not in common literature noted.

Compared to the common research, this thesis focus in detail only on Czech and German exports.

Keywords

gravity model, integration, rose effect, currency union, panel data

Prohlášení

1. Prohlašuji, že jsem diplomovou práci vypracovala samostatně a použila pouze uvedené prameny a literaturu.
2. Prohlašuji, že práce nebyla využita k získání jiného titulu
3. Souhlasím s tím, aby práce byla zpřístupněna pro studijní a výzkumné účely.

V Praze dne 9.1.2012

Mirka Hyžíková

Poděkování

Na tomto místě bych ráda poděkovala vedoucímu mé práce Doc. Ing. Vladimíru Benáčkovi CSc. za čas, který mi věnoval, za podporu, za ochotu odpovídat na mé otázky, za cenné připomínky a v neposlední řadě za poskytnutá data.

Master Thesis Proposal

Institute of Economic Studies
Faculty of Social Sciences
Charles University in Prague



Author:	Bc. Mirka Hyžiková	Supervisor:	Doc. Ing. Vladimír Benáček CSc.
E-mail:	hyzikovam@email.cz	E-mail:	benacek@fsv.cuni.cz
Phone:	724975081	Phone:	
Specialization:	European Economic Integration and Economic Policy	Defense Planned:	June 2011

Proposed Topic:

Econometric test of euro adoption impact of Czech exports and imports development. The costs or benefits of Eurozone non-membership in the trade sector.

Topic Characteristics:

The implementation of benefits resulting from euro adoption depends on the ability of the new member country operate without the independent monetary policy. That`s why it is important the coordination of the business cycles vis- à-via the paradigm of OCA

According to Frankel and Rose (1998), it is exactly the increased trade integration (caused by common currency) which should increase the correlation of the business cycles.

I would like to verify, whether the common currency really increases the trade integration (increases export) and in case of Czech Republic quantify the potential benefits followed by higher amount exports after euro adoption. I will also consider the inflow of foreign direct investments in case of euro adoption.

The data will be collected from Eurostat, European Commission, the World Bank, IMF, Geobytes, Heritage Foundation and WTO.

Hypotheses:

1. Verify whether the European Monetary Union fulfills the Optimum currency area criterion – correlation of the business cycles of the particular members.
2. Verify significant positive impacts of the euro on trade flows between the EMU member states – i.e. the impact of euro on trade creation, which enhances the GDP.
3. Verify if euro does not cause trade diversion.
4. Verify significant positive impacts of the euro on foreign direct investments inflow.

Methodology:

1. I will qualify the business cycles correlation the using the quarter values of GDP at market price which are seasonally adjusted and adjusted by working days (from Eurostat). I will use the Hodrick-Prescott filter to except the trend component from the time series to get business cycles and measure the degree of similarity of the business cycles by correlation coefficient.
2. I will extent the standard gravity model of trade by the introducing variables of common currency and I will also use some institutional and policy variables – e.g. various dummies with integration/treaty arrangements. The analysis will be derived from the econometric estimation of trade flows between two countries.
3. I will also measure the impact of mentioned explanatory variables on foreign direct investments

Outline:

1. Review of the relevant literature
2. Comparison of the business cycles
3. Impact of the euro adoption to trade flows between countries.
4. Impact of the euro adoption to inflow of foreign direct investments.

Core Bibliography:

Baldwin R., 2006: "The Euro's Trade Effects." ECB Working Paper Series no. 594

Frankel, J., Rose, A., 1998: "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria." The Economic Journal no. 108.

Frankel, J., Rose, A., 2002: "An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income." The Quarterly Journal of Economics 117(2), 437-466.

Havranek T., 2009: "Rose Effect and the Euro: The Magic is Gone" IES Working paper 20/2009. IES FSV. Charles University.

Mundell, R., 1961: "A theory of Optimum Currency Areas." American Economic Review.

Rose A., 2000: "One Money, One Market: Estimating The Effect of Common Currencies on Trade." Economic Policy, Vol. 15 (April), 7-45

Author

Supervisor

Obsah

Seznam tabulek	9
Seznam grafů	10
Úvod	11
1 Německo versus Česká republika	14
1.1 Struktura mezinárodního obchodu	15
1.2 Sladěnost hospodářských cyklů v rámci eurozóny	17
1.2.1 Teorie optimálních měnových zón	17
1.2.2 Sladěnost hospodářských cyklů	20
1.2.2.1 Popis dat a metody	20
1.2.2.2 Výsledky	21
2 Gravitační model mezinárodního obchodu - teorie	24
2.1 Gravitační model mezinárodního obchodu - počátky	24
2.2 Rozšíření gravitačního modelu - efekt společné měny	26
2.3 Reakce na “Roseův efekt”	29
2.4 Výzkum z hlediska metodologie	32
2.5 Časové řady versus průřezová data	34
2.5.1 Časové řady	35
2.5.1.1 Model	35
2.5.1.2 Data	35
2.5.1.3 Výsledky	37
2.5.2 Průřezová data	38
2.5.2.1 Model	38
2.5.2.2 Data	38

2.5.2.3	Výsledky	40
3	Gravitační model - Německo	42
3.1	Model	42
3.2	Popis dat	44
3.3	Fixní a náhodné efekty	46
3.3.1	Panelový model s fixními efekty	47
3.3.2	Panelový model s náhodnými efekty	47
3.4	Výsledky	48
3.4.1	Metoda nejmenších čtverců	48
3.4.2	Průřezová data	50
3.4.2.1	Fixní efekty	50
3.4.2.2	Náhodné efekty	52
3.4.3	Časové řady	54
3.4.3.1	Fixní efekty	55
3.4.3.2	Náhodné efekty	57
3.4.4	Německo - shrnutí	59
4	Gravitační model - ČR	61
4.1	Model a popis dat	61
4.2	Výsledky	62
4.2.1	Metoda nejmenších čtverců	62
4.2.2	Průřezová data	63
4.2.2.1	Fixní efekty	63
4.2.2.2	Náhodné efekty	65
4.2.3	Časové řady	67
4.2.3.1	Fixní efekty	67
4.2.3.2	Náhodné efekty	68
4.2.4	Česká republika - shrnutí	70
	Závěr	72
	Literatura	74

Seznam tabulek

- Tabulka 1. Struktura exportů a importů (2010) - ČR (v mil. Kč)
- Tabulka 2. Struktura exportů a importů (2010) - Německo (v mld. eur)
- Tabulka 3. Korelační koeficienty 1995-2010
- Tabulka 4. Korelační koeficienty 1995-2007
- Tabulka 5. Model exportu - časové řady - data
- Tabulka 6. Model exportu - časové řady - výsledky
- Tabulka 7. Model exportu - průřezová data
- Tabulka 8. Model exportu - průřezová data - výsledky
- Tabulka 9. Gravitační model - Německo - OLS
- Tabulka 10. Gravitační model - Německo - Průřezová data - Fixní efekty
- Tabulka 11. Gravitační model - Německo - Průřezová data - Náhodné efekty
- Tabulka 12. Gravitační model - Německo - Časové řady - Fixní efekty
- Tabulka 13. Gravitační model - Německo - Časové řady - Náhodné efekty
- Tabulka 14. Gravitační model - Německo - shrnutí
- Tabulka 15. Gravitační model - ČR - OLS
- Tabulka 16. Gravitační model - ČR - Průřezová data - Fixní efekty
- Tabulka 17. Gravitační model - ČR - Průřezová data - Náhodné efekty
- Tabulka 18. Gravitační model - ČR - Časové řady - Fixní efekty
- Tabulka 19. Gravitační model - ČR - Časové řady - Náhodné efekty
- Tabulka 20. Gravitační model - ČR - shrnutí

Seznam grafů

Graf 1: OCA linie

Graf 2. Hospodářský cyklus - Česká republika x Německo

Graf 3. Průřezová data vs. časové řady

Úvod

Postkomunistické země ve střední Evropě prošly výraznou transformací jak v oblasti politické, tak v oblasti obchodu. Nejedná se pouze o přesun obchodu z východu na západ, ale také o celkovou změnu struktury a podmínek pro obchodování. Země se vyvinuly z téměř soběstačných (z hlediska obchodování) na otevřené země s možností volného obchodu a zařadily se do Evropské unie, některé dokonce i do eurozóny. Nyní můžeme studovat tuto změnu, která se odehrála spolu s dynamickým institucionálním vývojem.

Cílem této práce je rozšířit gravitační model mezinárodního obchodu a zkombinovat ekonomické vlastnosti jednotlivých zemí s institucionálními a politickými faktory obchodu, jako je například společná politika EU, dopady eura nebo obchodní smlouvy a jiné prvky snižující transakční náklady obchodu, jako je stav infrastruktury v jednotlivých zemích. Spolu s rozšířením modelu se práce zabývá také jedním metodologickým problémem.

Studie, zabývající se gravitačními modely, ve většině případů nspecifikují strukturu datového souboru (panelových dat), který pro své odhady používají. Dalším cílem této práce je ukázat, že rozdíl ve struktuře dat (data jsou rozdělena do průřezových jednotek, nebo do časových řad) může hrát poměrně zásadní roli ve výsledcích. Tento rozdílný přístup k datům přitom autoři ostatních studií velice často opomíjejí.

Tato práce se nově zaměřuje pouze na exporty České republiky a Německa. Na jedné straně vysvětlovaných proměnných jsou tedy pouze exporty České re-

publiky (nebo Německa) do partnerské země (namísto exportů všech v modelu uvažovaných zemí navzájem). Namísto hledání obecné “pravdy” pro celý svět, se tato práce detailně zabývá strukturou mezinárodního obchodu pouze pro dvě uvedené země.

První část práce je věnována srovnání České republiky a Německa z hlediska struktur zahraničního obchodu a také z hlediska sladění hospodářských cyklů. Tato analýza vychází ze studie, kterou napsali Frankel a Rose (1998). Ti se zaměřují na dvě pro ně základní kritéria optimálních měnových zón z hlediska nákladů a výnosů a definují tzv. OCA linii. Na straně výnosů jde o rozsah mezinárodního obchodu, kdy větší množství obchodu generuje větší výnosy díky odstranění transakčních nákladů. Nejedná se o výnosy v pravém slova smyslu, ale spíše o snížení nákladů z obchodování díky společné měně. Druhým kritériem je požadavek na sladění hospodářských cyklů. Vstupem země do měnové unie se daná země vzdává vlastní monetární politiky a tedy poměrně důležitého nástroje k řešení ekonomických šoků. Je tedy důležité, aby nastavení jednotné měnové politiky vyhovovalo potřebám všech členů měnové unie a sladění hospodářských cyklů by k tomuto měla dopomoci. Podle autorů také existuje jistý vztah mezi těmito kritérii, při rozsáhlém stupni obchodování mezi sebou, mají země tendenci mít hospodářské cykly sladěnější.

Zbývá část práce je již věnována gravitačnímu modelu a vyčíslení tzv. Roseova efektu. Rose (2000) na základě empirického pozorování došel k závěru, že země se společnou měnou mají mezi sebou více než trojnásobně vyšší zahraniční obchod, než v případě, kdy by společnou měnu neměly. Jeho model vychází z gravitačního modelu pro zahraniční obchod, který modifikoval přidáním nových proměnných.

Druhá kapitola se tedy zabývá teoretickými základy gravitačního modelu. Jedná se především o přehled dosavadního výzkumu a vysvětlení rozdílů, které způsobují odlišné struktury datového souboru.

Výsledky gravitačního modelu pro Německo jsou pak rozebrány v kapitole třetí. K odhadu gravitačního modelu jsou použita jak data strukturovaná jako

průřezové jednotky, tak data strukturovaná do časových řad. K odhadu gravitačního modelu je použita metoda nejmenších čtverců a metoda panelových dat s fixními a náhodnými efekty.

Výsledky pro Českou republiku jsou pak rozebrány v kapitole čtvrté. Jedná se o použití stejného postupu jako v případě odhadů pro Německo.

Kapitola 1

Německo versus Česká republika

Než se dostaneme přímo k tématice gravitačních modelů, je v první kapitole uvedeno několik faktů o České republice a Německu. Konkrétně se jedná o porovnání struktury exportů jednotlivých zemí a porovnání vhodnosti společné měny, tedy eura, pro tyto dvě země. Podle teorie optimálních měnových zón, která bude detailněji popsána níže, existují dva základní faktory pro posouzení vhodnosti společné měny pro jakoukoliv měnovou unii. Prvním faktorem je výše nákladů plynoucích ze ztráty nezávislé měnové politiky. Aby byly tyto náklady minimalizovány, je nutné, aby hospodářské cykly členských států byly dostatečně sladěné. Nastavení jednotné měnové politiky by pak bylo vhodné pro všechny členy unie.

Druhým důležitým faktorem je rozsah mezinárodního obchodu mezi členskými státy měnové unie. Pokud se díky společné měně stávají státy provázanější a obchod mezi nimi je stimulován společnou měnou, budou tyto země na společné měně profitovat. Základní studií k této teorii je práce Frankela a Rose (1998), kteří předpokládají, že se vstupem zemí do měnové unie bude zvyšovat jejich vzájemný obchod a díky tomu se budou sladovat jejich hospodářské cykly.

1.1 Struktura mezinárodního obchodu

V následujících dvou tabulkách ukážeme strukturu zahraničního obchodu pro Českou republiku a Německo z hlediska největších obchodních partnerů za rok 2010. Jak lze vidět z Tabulky 1, Česká republika obchoduje zejména se svými evropskými sousedy. Největším obchodním partnerem je pro nás Německo, přičemž vyvážíme celých 32 % ze všech našich exportů právě do Německa. Mezi nejvýznamnější obchodní partnery ale také patří Čína nebo Rusko.

Tabulka 1. Struktura exportů a importů (2010) - ČR (v mil. Kč)

Země	Exporty	% ze všech EX	Země	Importy	% ze všech IM
DE	819,245	32	DE	613,698	24
SK	217,292	9	CN	295,799	12
PL	154,644	6	PL	154,241	6
FR	135,194	5	RU	130,121	5
GB	124,923	5	SK	125,944	5
AT	119,667	5	IT	94,228	4
IT	112,244	4	AT	81,227	3
NL	93,354	4	FR	79,800	3
RU	67,337	3	NL	77,764	3
BE	62,587	2	JP	58,667	2
Total (10)	1 906, 486	75 %	Total (10)	1 711,490	68 %
TOTAL	2 532,797		TOTAL	2 411,556	

Zdroj: Český statistický úřad, <http://www.czso.cz/>

V Tabulce 1 je uvedeno 10 nejvýznamnějších obchodních partnerů pro Českou republiku a jak můžeme vidět, pouze těchto 10 partnerů tvoří většinu našeho mezinárodního obchodu. Importy z 10ti zemí tvoří 68 % všech importů České republiky a u exportů je to dokonce 75 %. V Tabulce 2 je uvedeno totéž pro Německo. Uvedeny jsou také partnerské země pro 11. a 12. pořadí. Vidíme, že

Česká republika je z hlediska exportů na 12 místě a z hlediska importů dokonce na místě 12.

Tabulka 2. Struktura exportů a importů (2010) - Německo (v mld. eur)

Pořadí	Země	Exporty	% ze všech EX	Země	Importy	% ze všech IM
1	FR	89,582	9	CN	77,270	8
2	US	65,574	7	NL	67,205	7
3	NL	62,978	7	FR	60,673	6
4	UK	58,666	6	US	45,241	5
5	IT	58,589	6	IT	41,977	4
6	CN	53,791	6	UK	37,923	4
7	AT	52,156	5	BE	33,304	3
8	BE	45,039	5	AT	33,013	3
9	CH	41,659	4	CH	32,507	3
10	PL	37,666	4	RU	31,840	3
Total (10)		565,700	59 %	Total (10)	460,953	48 %
TOTAL		951,960		TOTAL	797,097	
11	ES	34,222	4	CZ	28,702	3
12	CZ	26,708	3	PL	27,637	3

Zdroj: Statistisches Bundesamt Deutschland, <http://www.destatis.de>

Nejvýznamnějšími obchodními partnery Německa jsou Francie, USA, Čína a Nizozemí. Struktura obchodu je ale odlišná od České republiky. Všimněme si, že Německo nemá tak výrazné rozdíly (v obchodovaném množství) mezi jednotlivými partnery jako Česká republika a prvních 10 největších partnerů zastřešuje přibližně o 20 % méně zahraničních obchodů.

1.2 Sladěnost hospodářských cyklů v rámci eurozóny

1.2.1 Teorie optimálních měnových zón

Teorie optimálních měnových zón (Optimum currency area, OCA) se vyvíjí již více než půl století. Jednou z prvních studií zabývajících se rozdílem mezi plovoucím a pevným kurzem byla práce “Esseys in Positive Economics” Milтона Friedmana z roku 1953. Friedman byl zastáncem plovoucího měnového kurzu kvůli možnosti země přizpůsobit se ekonomickým šokům. O osm let později byla teorie rozšířena o první kritéria, která musí měnová zóna splňovat, aby mohla být považována za “optimální”. Tato kritéria definoval Robert Mundell v roce 1961 ve své práci “A theory of optimum currency areas”, kde se zabýval otázkou, jak se může země vyrovnat s asymetrickým poptávkovým šokem pomocí změny směnného kurzu bez snížení HDP a zvýšení nezaměstnanosti. V případě, že je země členem měnové unie a nemá plovoucí směnný kurz, musí splňovat patřičná kritéria pro boj s asymetrickým poptávkovým šokem. Mezi tato kritéria patří flexibilita mezd a cen směrem dolů nebo vysoká mobilita pracovní síly.

Další takzvaná kritéria vznesli McKinnon (1963) a Ingram (1962). Možnost země vyrovnat se s ekonomickými šoky zvyšuje jejich ekonomická otevřenost či provázanost finančních trhů s ostatními členy měnové unie.

V 70. letech 20. století se teorie optimálních měnových zón začala ubírat směrem analýzy nákladů a výnosů, které měnová unie přináší. Realizace výnosů je však podmíněna schopností země fungovat v rámci měnové unie, tedy bez vlastní nezávislé monetární politiky. Ztráta suverenity v oblasti rozhodování ohledně měnové politiky představuje největší náklad. Z tohoto hlediska je tedy důležité, aby byl hospodářský vývoj všech členů měnové unie sladěný tak, aby centrální nastavení měnové politiky bylo vhodné pro všechny členy.

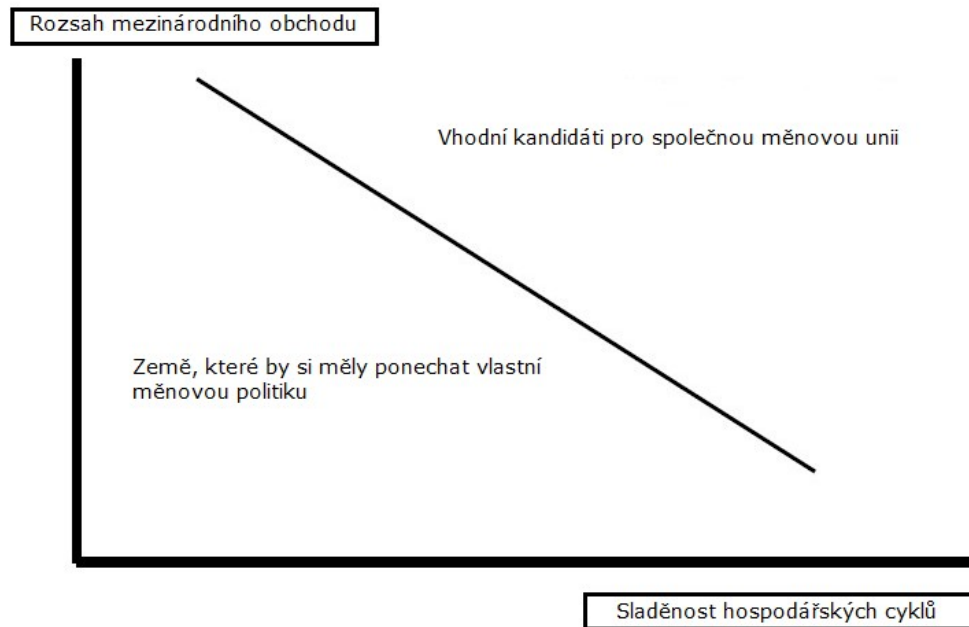
Výhody ze zavedení jednotné měny jsou potom odstranění transakčních ná-

ladů z mezinárodního obchodu, odstranění kurzového rizika nebo vyšší cenová transparentnost.

Další vlna zájmu o teorii optimálních měnových zón se objevila při vzniku Evropské měnové unie. Nové studie se zabývaly především sladěností hospodářských cyklů a ekonomických šoků a variabilitou bilaterálních nominálních měnových kurzů. Pokud jde o sladěnost ekonomických šoků, Fidrmuc a Korhonen (2003) na datech pro eurozónu a země střední a východní Evropy zjistili, že poptávkové šoky jsou méně sladěné než šoky nabídkové.

Poměrně zásadní práce v této oblasti je práce Frankela a Rose (1998), kteří se zaměřují pouze na 2 kritéria teorie optimálních měnových zón. Vzhledem k tomu, že výnosy z jednotné měny plynou z odstranění transakčních nákladů z obchodu, obchodně více provázané země budou profitovat více a budou tedy spíše tvořit optimální měnovou zónu. Měnová unie je tedy optimální měnovou zónou pokud je dostatečně výnosná. Na druhou stranu je nutné mít také co nejnižší náklady. Z tohoto důvodu tedy Frankel a Rose (1998) uvádějí jako další kritérium sladěnost hospodářských cyklů členských zemí. Další 2 kritéria, která neberou v potaz jsou již dříve zmíněná mobilita trhu práce a systém sociálních transferů. Autoři také charakterizují tzv. OCA linii znázorněnou na Grafu 1, která je vlastně grafickým zobrazením výše uvedených kritérií. Výhody plynoucí z vytvoření měnové unie jsou pozitivně závislé na sladěnosti hospodářských cyklů a množství mezinárodního obchodu. Měnová unie tvořená zeměmi nacházejícími se napravo od "OCA linie" je potom optimální měnová zóna.

Graf 1: OCA linie



Zdroj: Frankel, Rose (1998)

Další poznatek této studie je ohledně pozitivního vztahu mezi těmito kritérii, který autoři učinili na základě třicetiletých dat z dvaceti zemí. Jakmile země vstoupí do měnové unie, zvýší se díky absenci kurzového rizika obchodní integrace. Díky této hlubší integraci se následně zvýší i sladěnost hospodářských cyklů. Tedy za předpokladu, že země v rámci měnové unie spolu obchodují více, je pravděpodobné, že se měnová unie nakonec stane optimální měnovou zónou i v případě, kdy hospodářské cykly členských zemí sladěny nebyly. Tento vývoj ale není potvrzen. Například Horváth (2006) zastává následující názor: *“Domníváme se, že kritéria OCA jsou endogenní pouze do jisté míry, a proto by bylo velice riskantní se na ně spoléhat při formování měnových unií. Zde vyvstává relevantní otázka, nakolik se může dále zvýšit obchodní integrace české ekonomiky s eurozónou, je-li již tak na velmi vysoké úrovni.”*¹

¹Horváth (2006), str. 15.

1.2.2 Sladěnost hospodářských cyklů

Tato kapitola se zabývá Evropskou měnovou unií z hlediska nákladů. Jak bylo zmíněno v předchozí kapitole, země se vstupem do měnové unie ztrácí vlastní nezávislou monetární politiku. Proto je nutné aby jednotná měnová politika pro celou měnovou unii vyhovovala co nejvíce zemím. Toto nastane pouze v případě, pokud se země budou nacházet ve stejné fázi svého hospodářského cyklu. Takto bude jednotná měnová politika vhodná pro všechny členy a sníží se tak náklady v případě ekonomických šoků. Pokud by však pouze některá země potřebovala pomoc od centrální banky, ta by ji vyhovět nemohla a přizpůsobení se šoku by bylo pro zemi nákladné. V případě nepružného trhu práce a nízké pružnosti cen a mezd směrem dolů by se takový ekonomický šok projevil zvyšováním nezaměstnanosti nebo zvyšováním inflace.

1.2.2.1 Popis dat a metody

Stupeň sladěnosti hospodářských cyklů je zjištěn pomocí korelačního koeficientu. K výpočtu jsou použity sezónně očištěné čtvrtletní údaje reálného HDP v milionech eur z databáze Eurostat. Dostupná data jsou jak pro členské státy Evropské měnové unie tak pro ostatní evropské země pro období 1995 - třetí kvartál 2010. Pro porovnání jsou uvedeny i výsledky pro USA a Japonsko. Kvůli nedostatku dat byly vyřazeny Bulharsko, Irsko, Řecko, Maltu, Rumunsko, Švédsko, Chorvatsko a Rumunsko. Protože potřebujeme zjistit sladěnost hospodářských cyklů, musíme tyto údaje očistit o trendovou složku. Stupeň sladěnosti pak získáme jako korelaci mezi jednotlivými páry cyklů. Časové řady byly očištěny o trendovou složku pomocí Hodrick-Prescottova filtru a vzhledem k čtvrtletním hodnotám bylo nastaveno $\lambda = 1600$. Zbývá už jen vypočítat korelační matici pro všechny časové řady. Korelační koeficient nabývá hodnot v intervalu $[-1,1]$, kdy -1 značí přesně opačné cykly, 0 značí žádnou podobnost a pokud nabývá koeficient hodnoty 1 , cykly jsou sladěné.

1.2.2.2 Výsledky

V Tabulce 3 jsou uvedeny výsledky korelačních koeficientů mezi cyklickými složkami řad HDP jednotlivých zemí a agregátním celkem eurozóny². Uvedeny jsem také všechny koeficienty pro Českou republiku a Německo.

Z tabulky je zřejmé, že všechny členské státy eurozóny mají hospodářské cykly víceméně sladěné. Nejhuře je na tom Itálie, které ale i tak dosahuje výšky korelačního koeficientu 0,668, což je velmi dobré. Nejlépe jsou na tom Francie, Nizozemsko a Německo s koeficienty velmi blízko hodnotě 1.

Tabulka 3. Korelační koeficienty 1995-2010

	<i>EA</i>	<i>BE*</i>	<i>CZ</i>	<i>DK</i>	<i>DE*</i>	<i>EE</i>	<i>ES*</i>	<i>FR*</i>	<i>IT*</i>
<i>EA</i>	1,000	0,806	0,752	0,780	0,904	0,866	0,890	0,939	0,668
<i>DE</i>	0,904	0,858	0,623	0,775	1,000	0,751	0,718	0,859	0,457
<i>CZ</i>	0,752	0,568	1,000	0,641	0,623	0,739	0,728	0,723	0,610
	<i>CY*</i>	<i>LV</i>	<i>LT</i>	<i>LU*</i>	<i>HU</i>	<i>NL*</i>	<i>AT*</i>	<i>PL</i>	<i>PT*</i>
<i>EA</i>	0,740	0,868	0,809	0,796	0,657	0,923	0,900	0,755	0,863
<i>DE</i>	0,629	0,728	0,660	0,864	0,564	0,876	0,900	0,679	0,872
<i>CZ</i>	0,718	0,766	0,831	0,553	0,734	0,733	0,707	0,822	0,701
	<i>SI*</i>	<i>SK*</i>	<i>FI*</i>	<i>GB</i>	<i>NO</i>	<i>CH</i>	<i>US</i>	<i>JP</i>	
<i>EA</i>	0,825	0,822	0,893	0,584	0,661	0,170	0,137	-0,085	
<i>DE</i>	0,751	0,726	0,882	0,635	0,631	0,283	0,144	0,075	
<i>CZ</i>	0,842	0,816	0,705	0,313	0,609	0,064	-0,060	-0,298	

Zdroj: Vlastní výpočty

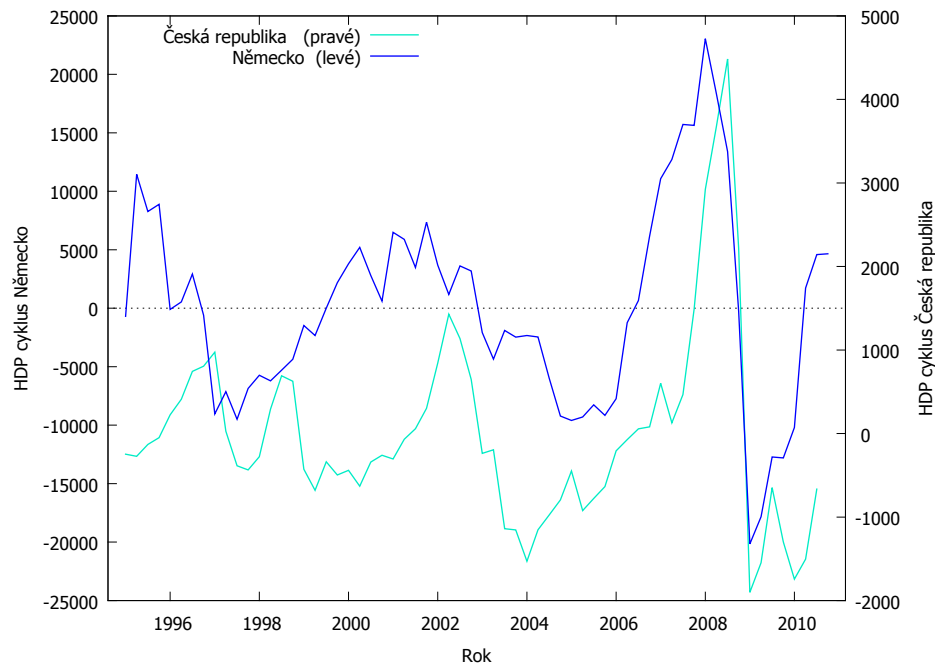
* členské státy EMU

Na druhou stranu na datech z USA, Japonska nebo Švýcarska je jasně vidět, že jejich hospodářské cykly s EMU sladěny nejsou vůbec, což by potvrzovalo teorii o zvyšování sladění cyklů díky zvyšujícímu se stupni mezinárodního obchodu. Výsledky korelačního koeficientu jsou vysoké také pro Českou republiku

²Belgie, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemsko, Portugalsko, Rakousko a Španělsko. Od roku 2001 přibylo Řecko, od 2007 Slovinsko, od 2008 Kypr a Malta a od roku 2009 Slovensko.

(kromě již zmíněných USA a Japonska). Na uvedených výsledcích ale můžeme vidět určité rozdíly mezi Českou Republikou a Německem. Německo je sladnější s celkem eurozóny, ale s postkomunistickými zeměmi se zdá být lépe sladnější Česká republika (Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Polsko, Slovensko a Slovinsko). Graf 2 zobrazuje hospodářské cykly České republiky a Německa.

Graf 2. Hospodářský cyklus - Česká republika x Německo



Zdroj: Vlastní výpočty

Z grafu můžeme vidět, že cykly začínají vypadat sladně až ke konci pozorovaného období. Díky globální ekonomické krizi je vývoj od roku 2008 velmi podobný ve všech zemích. Z toho důvodu jsou vypočítány korelační koeficienty také pro období “před krizí” a tedy pro období 1995 - 2007. Výsledky jsou zaznamenány v Tabulce 4. Z uvedených hodnot můžeme vidět, že hospodářské cykly v období před krizí v EMU sladně nebyly tak jak se zdálo z předchozích výsledků. Například Itálie s EMU dosahuje pouze hodnoty korelačního koeficientu 0,178, což znamená téměř žádnou sladnost. Také Kypr, Lucembursko nebo Slovinsko už se nezdají být moc sladně s celkem EMU.

Tabulka 4. Korelační koeficienty 1995-2007

	<i>EA</i>	<i>BE*</i>	<i>CZ</i>	<i>DK</i>	<i>DE*</i>	<i>EE</i>	<i>ES*</i>	<i>FR*</i>	<i>IT*</i>
<i>EA</i>	1,000	0,504	0,452	0,390	0,825	0,482	0,670	0,793	0,178
<i>DE</i>	0,825	0,679	0,263	0,402	1,000	0,431	0,595	0,821	-0,211
<i>CZ</i>	0,452	-0,007	1,000	0,281	0,263	0,568	0,379	0,314	0,294
	<i>CY*</i>	<i>LV</i>	<i>LT</i>	<i>LU*</i>	<i>HU</i>	<i>NL*</i>	<i>AT*</i>	<i>PL</i>	<i>PT*</i>
<i>EA</i>	0,471	0,639	0,301	0,441	0,182	0,871	0,676	0,554	0,646
<i>DE</i>	0,585	0,652	0,213	0,672	-0,054	0,853	0,810	0,377	0,718
<i>CZ</i>	0,143	0,461	0,418	0,075	0,235	0,343	0,296	0,592	0,376
	<i>SI*</i>	<i>SK*</i>	<i>FI*</i>	<i>GB</i>	<i>NO</i>	<i>CH</i>	<i>US</i>	<i>JP</i>	
<i>EA</i>	0,463	0,269	0,673	0,213	0,342	0,670	0,479	0,263	
<i>DE</i>	0,650	0,383	0,765	0,254	0,208	0,628	0,372	0,422	
<i>CZ</i>	0,467	0,288	0,268	0,094	0,407	0,350	0,268	-0,201	

Zdroj: Vlastní výpočty

* členské státy EMU

V případě České republiky výsledky také nejsou moc příznivé. Česká republika dosahuje nejvyššího stupně sladění s Estonskem, Polskem a Slovinskem, přičemž s naším největším obchodním partnerem, Německem³, dosahuje sladění pouze hodnoty 0,263. V období do roku 2007 ani data pro sladění Německa se zbytkem Evropy nevypadají moc příznivě, snad kromě Francie, Rakouska a Nizozemska. S Itálií dosahuje korelační koeficient dokonce záporné hodnoty. Podle uvedených výsledků je ale zřejmé, že členské státy EMU mají větší míru podobnosti mezi svými hospodářskými cykly, než ostatní evropské státy.

³Export do Německa tvoří 31,9 % a import tvoří 25,5 % z celkových dovozů a vývozu, údaje pocházejí z databáze Českého statistického úřadu za prosinec 2010.

Kapitola 2

Gravitační model mezinárodního obchodu - teorie

2.1 Gravitační model mezinárodního obchodu - počátky

Gravitační model se zabývá problematikou mezinárodního obchodu a popisuje vztah mezi velikostí partnerských zemí, jejich vzdáleností a mírou vzájemného obchodování. Tento model jednoduše staví na Newtonově gravitačnímu zákonu, přičemž vzájemný obchod mezi dvěma zeměmi je funkcí domácího produktu obou zemí, vzdáleností mezi nimi a dalších proměnných, které mají za úkol reflektovat náklady na obchodování. Čím větší jsou domácí produkty obou zemí a čím menší je vzdálenosti mezi nimi a nižší náklady, tím by země mezi sebou měly více obchodovat. Gravitační model se stal oblíbeným nástrojem analýzy mezinárodního obchodu zejména díky vysoké vysvětlující schopnosti, ale také díky tendenci k zvyšujícímu se stupni integrace a snížení bariér v mezinárodním obchodu.

Gravitační model se tedy zabývá otázkou, do jaké míry je vzájemný obchod ovlivněn velikostí zemí (jejich domácím produktem) a jejich vzájemnou polohou. Postupně se k těmto proměnným přidávaly další, které by mohly přispět k lep-

šímu pochopení na poli mezinárodního obchodu. Jednalo se zejména o proměnné popisující obchodní bariéry a náklady na transport, ale také o bariéry tvořené jazykovými, kulturními a institucionálními rozdíly.

Negativním vlivem vzdálenosti na mezinárodní obchod se zabývali již Isard a Peck (1954) a Isard (1954)¹, ale první ekonom, který formuloval gravitační model, byl Jan Tinbergen se svojí prací “Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy” z roku 1962.

Základním podoba gravitační rovnice má podle Bergeijka a Brakmana (2010) následující tvar:

$$T_{ij} = \frac{GDP_i^\alpha GDP_j^\beta}{D_{ij}^\theta}, \quad (2.1)$$

kde T_{ij} značí vzájemný obchod mezi zeměmi i a j , GDP_i značí velikost země i (měřeno pomocí HDP), a $D_{i,j}$ označuje vzdálenost mezi zeměmi i a j . Tento vztah je většinou vyjadřován v logaritmicko-lineární formě, kdy parametry α , β , a θ udávají velikost elasticity vzájemného obchodu vůči jednotlivým proměnným.

Gravitační model prošel více než padesátiletým vývojem a k “základním” vysvětlujícím proměnným byly uvažovány další vlivy. Jedná se například o vliv společného jazyka, společné hranice, nebo společné měny.

Existuje poměrně rozsáhlá kritika² používání a významu gravitační modelu, především kvůli nedostačujícím teoretickým základům³. Od konce 70. let 20. století se ale začaly vyvíjet i teoretické koncepty fungování gravitačního modelu. Anderson (1979) poprvé odvodil gravitační rovnici z modelu předpokládajícího produktovou diferenciaci. Bergstrand (1985, 1989) dále rozvíjel teoretické základy gravitačního modelu na základě modelů monopolistické konkurence a Deardorff (1995) dokázal, že gravitační rovnice je podložena základy z běžné teorie obchodu.

¹Kromě vlivu vzájemné vzdálenosti, se Isard (1954) zabýval také strukturou obchodu jednotlivých zemí, či politickými a kulturními rozdíly.

²Například Leamer a Levinsohn (1995).

³Rose (2000, 8): “If it works in practice, can it work in theory? Yes.” Volně přeloženo - “Pokud gravitační model funguje v praxi, může fungovat i v teorii? Ano.”

V 90. letech 20. století vzrostla popularita gravitačního modelu (zejména mezi vládními institucemi) ve spojení s očekávanými změnami po pádu železné opony a dále ve spojení s evropskou integrací. Gravitační model mezinárodního obchodu je již několik desítek let důležitým empirickým nástrojem, který vykazuje stále konzistentní a statisticky významné výsledky ohledně elasticity obchodu vůči domácímu produktu a vzdálenosti a vysvětluje značnou část variací v mezinárodním obchodování.

2.2 Rozšíření gravitačního modelu - efekt společné měny

Za základní práci v oblasti efektu společné měny na mezinárodní obchod je považována studie Andrewa Rose “Estimating the Effect of Common Currencies on Trade”.⁴ Autor se zabýval otázkou výnosů společné měny z hlediska mezinárodního obchodu, který by se díky jednotné měně měl stát levnější z hlediska transakčních nákladů a tudíž rozsáhlejší. Pokud by společná měna znamenala zvýšení mezinárodního obchodu, měly by se také více sladit hospodářské cykly zemí s jednotnou měnou. Další pozitivní změna by nastala i pro spotřebitele díky zvětšení dostupného trhu a tím zvýšení konkurence mezi dodavateli. Tyto výhody ze společné měny by přilákaly do měnové unie další členy (například Británie nebo Švédsko do Evropské měnové unie) a dále by se prohlubovala globální integrace. Rose dále zdůrazňuje, že i v případě nízké volatility směnných kurzů (dokonce i v případě fixního kurzu), je dopad společné měny významný. Toto poukazuje na příkladu Kanady a USA, kdy Kanadské provincie mezi sebou obchodují až 20krát více, než Kanadské provincie s jednotlivými státy USA, které jsou vzdálenostně a velikostně srovnatelné⁵.

⁴Rose (2000).

⁵Situací mezi Kanadou a USA se zabývali také Head a Mayer (2002), kteří tento fenomén označují jako “efekt hranice” (border effect). Autoři napadají používání běžné vzdálenosti jako proměnné v gravitačním modelu a nahrazují ji proměnnou “efektivní vzdálenost” (effective dis-

Rose (2000) rozšířil běžný gravitační model o vliv měnových unií a volatility směnného kurzu na mezinárodní obchod. Do modelu byly dále zařazeny dummy proměnné a důležité monetární proměnné. Model má tvar:

$$\ln(X_{ijt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_i Y_j)_t + \beta_2 \ln(Y_i Y_j / Pop_i Pop_j)_t + \beta_3 \ln(D_{ij}) + \beta_4 Cont_{ij} + \beta_5 Lang_{ij} + \beta_6 FTA_{ijt} + \beta_7 ComNat_{ij} + \beta_8 ComCol_{ij} + \beta_9 Colony_{ij} + \gamma CU_{ijt} + \delta V(e_{ij})_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (2.2)$$

kde jednotlivé proměnné jsou definovány následovně:

- X_{ij} - množství vzájemného obchodu mezi zeměmi i a j
- Y - reálný HDP
- Pop - počet obyvatel
- D_{ij} - vzdálenost mezi zeměmi
- $Cont_{ij}$ - dummy proměnná, nabývá 1 v případě společné hranice
- $Lang_{ij}$ - dummy proměnná, nabývá 1 v případě stejného úředního jazyka
- FTA_{ijt} - dummy proměnná, nabývá 1 v případě, že jsou obě země členy stejného uskupení ve kterém je podepsána obchodní dohoda
- $ComNat_{ij}$ - dummy proměnná, nabývá 1 v případě, kdy jsou obě země stejné národnosti
- $ComCol_{ij}$ - dummy proměnná, nabývá 1, pokud byly obě země koloniemi stejné země po roce 1945
- $Colony_{ij}$ - dummy proměnná, nabývá 1 v případě, že země i je kolonií země j a naopak

tance). Díky této obměně se jim podařilo vysvětlit, proč Kanadské provincie více obchodují mezi sebou, než se stejně vzdálenými státy v USA a ukázali, že efekt hranice je přibližně 6krát menší, než s použitím běžné vzdálenosti jako proměnné.

- CU_{ijt} - dummy proměnná, nabývá 1 v případě používání stejné měny v čase t
- $V(e_{ij})_t$ - volatilita vzájemného nominálního směnného kurzu v čase před t
- ε_{ijt} - představuje ostatní vlivy na vzájemný obchodu.

Hlavním přínosem této práce je snaha vyčíslit efekt společné měnové unie na tok obchodu, který udává koeficient γ a koeficient δ , který ukazuje vliv volatility měnového kurzu.

Rose použil pro odhad modelu panelová průřezová data pro roky 1970, 1975, 1980, 1985 a 1990 pro 186 různých zemí⁶, celkem 33 903 pozorování. Z těchto všech pozorování bylo pouze 330 pozorování pro situaci, kdy obchodní partneři měli společnou měnu. Model byl odhadnut pro jednotlivá období zvláště metodou OLS a také byla provedena regrese pro všechna data zároveň. Zajímavá zmínka je ohledně korelačního koeficientu mezi závisle proměnnou a dummy proměnnou společné měny. Rose zmiňuje, že korelační koeficient mezi těmito proměnnými je malý (blízko nuly) a záporný. Samostatná společná měna (bez uvážení ostatních proměnných) tedy statisticky nemá téměř žádný vliv na vývoj mezinárodního obchodu. Efekt společné měny se projeví až po zohlednění i ostatních proměnných.

Jak autor očekával, výše HDP a HDP na hlavu má pozitivní a vzdálenost negativní vliv na mezinárodní obchod a všechny tyto proměnné jsou statisticky signifikantní. Pokud jde o do modelu nově přidané proměnné, pak společný jazyk, hranice nebo společná obchodní dohoda mají pozitivní vliv na mezinárodní obchod a jsou také statisticky významné a celkový model vysvětluje více než polovinu⁷ toků mezinárodního obchodu.

Efekt společné měny na intenzitu obchodování vyšel překvapivě vysoko. Odhadnutý koeficient $\gamma = 1,21$. Vzhledem k tomu, že závislá proměnná má tvar logaritmu, efekt jednotné měny na zahraniční obchod je přibližně 3,35⁸, tedy země

⁶Nejedná se pouze o samostatné státy, ale i o kolonie, zámořská území, atd.

⁷57-72 % - údaj se liší pro jednotlivé roky.

⁸ $\exp(1,21) = 3,35$.

se společnou měnou mezi sebou obchodují až 3,35krát více, než kdyby společnou měnou neměly (a ostatní proměnné by zůstaly neměnné). Koeficient pro proměnnou *FTA* vyšel pouze (ve srovnání s *CU*) $\beta_6 = 0,99$. Konečný efekt členství v zóně volného obchodu je tedy přibližně 2,7, což také značí velmi vysoký nárůst obchodování s dalšími členy, pokud země vstoupí do zóny volného obchodu. Na druhou stranu volatilita kurzu má negativní vliv na mezinárodní obchod, $\delta = -0,17$. Všechny zmíněné proměnné jsou opět statisticky významné.

Jakým způsobem ovlivňuje společná měna mezinárodní obchod a proč je tento vliv tak významný, není jasně vysvětleno, ale Rose nastiňuje několik možných cest. Větší ekonomická a finanční integrace může vyvolávat větší spolupráci soukromých sektorů skrz cenovou transparentnost. Tato větší provázanost na poli mezinárodního obchodu poté přináší vyšší blahobyt společnosti⁹. Na druhou stranu Rose také zdůrazňuje možné negativní dopady z jednotné měny a vysoce provázaného obchodu uvnitř měnové unie. Jako jednu z možností uvádí zvýhodnění neefektivních výrobců uvnitř měnové unie vůči efektivním výrobcům vně unie, což by v konečném důsledku poškodilo vnitřní trh unie.

2.3 Reakce na “Roseův efekt”

Tento překvapivý výsledek vyvolal velkou vlnu studií, zabývajících se vlivem jednotné měny a ekonomické integrace na mezinárodní obchod. V roce 2003 vyšly dvě studie zabývající se gravitačním modelem a jeho inovací. Martinez-Zarzoso, I., Nowak-Lehman, D. (2003) se zaměřili na efekt obchodních smluv mezi Mercosurem¹⁰ a EU-15 na mezinárodní obchod. Pracovali s panelovými daty pro 19 zemí (EU-15 přičemž údaje pro Belgie a Lucembursko byly sloučeny, Mercosur a Chile) za období let 1988-1996¹¹. Jednalo se o jednu z prvních studií, kde byl

⁹Frankel a Romer (1999) odhadli, že zvýšení proměnné obchod/HDP o jeden procentní bod zvyšuje příjem obyvatel o 1,5 - 2 %.

¹⁰Argentina, Brazílie, Paraguay a Uruguay.

¹¹Počet pozorování v této studii bylo 3028 a jednalo se o 342 párů zemí, které spolu obchodují.

uvažován vliv infrastruktury a HDP na hlavu na mezinárodní obchod. Vliv infrastruktury byl měřen pomocí indexu, který charakterizoval stav silnic, železnic a telefonních sítí. V modelu zařazená proměnná potom udávala rozdíl tohoto indexu mezi dvěma relevantními zeměmi. Protože výsledky odhadu modelu metodou nejmenších čtverců byly vychýlené, použili také metodu fixních a náhodných efektů. Hausmanův test poté ukázal, že odhad metodou náhodných efektů není konzistentní. Výsledný efekt infrastruktury obchodujících zemí se ukázal jako statisticky signifikantní pouze na straně exportní země. Stav infrastruktury v zemi dovozu se projevil jako statisticky nevýznamný.

Babetskii, I., Babetskaia-Kukharchuk, O. a Raiser, M. (2003) se zabývali poněkud větším vzorkem dat. Pozorovali 82 zemí v období let 1997-2002, přičemž tyto země rozdělili do zeměpisných regionů¹². Vysvětlující proměnné měly určit vliv hranic, infrastruktury, obchodní politiky a institucí na mezinárodní obchod. K odhadu jednotlivých parametrů autoři použili metodu “mezi modely”, která jakoby průměruje odhady za jednotlivé roky. Na rozdíl od předchozí studie, autoři vyloučili použití fixních efektů kvůli proměnným, které se v čase nemění. S použitím fixních efektů u panelových dat by se takovéto proměnné z modelu vyřadily. Za klíčovou proměnnou ovlivňující obchodní provázanost určili proměnnou instituce, kterou určili jako průměrnou hodnotu indikátorů Světové banky ohledně státních institucí. Jedná se o 3 oblasti, které jsou hodnoceny a to právní řád, stupeň korupce a kvalita regulací. Babetskii, I., Babetskaia-Kukharchuk, O. a Raiser, M. (2003) zjistili, že díky zvýšení průměrného ohodnocení daného státu o 1 bod se zvýší export ze země o 10 %. Za možným prohloubením mezinárodní integrace tedy významně stojí také institucionální reformy.

¹²Přístupující země do EU, jiho-východní Evropa, Commonwealth, EU, jižní Amerika (Argentina, Bolívie, Brazílie, Ekvádor, Paraguay, Uruguay a Venezuela), východní a jiho-východní Asie (Čína, Korea, Japonsko, Indonésie, Malajsie, Thajsko, Filipíny, Singapur a Vietnam), jižní Asie (Afgánistán, Bangladéš, Indie, Nepál a Pákistán), severní Afrika a střední východ (Alžírsko, Kypr, Egypt, Írán, Maroko, Saudská Arábie, Tunis, Spojené Arabské Emiráty), NAFTA, OCE (Austrálie a Nový Zéland) a ostatní (Island, Malta, Mongolsko, Norsko, Švýcarsko)

Martinez-Zarzoso, I., Nowak-Lehman, D., Horsewood, N. (2006) studovaly efekt obchodních dohod na mezinárodní obchod také s použitím gravitačního modelu. Do původního modelu nově přidaly údaje o rozloze obchodujících zemí a dummy proměnnou pro ostrov. Pro zkoumání jednotlivých let použily metodu nejmenších čtverců, dále použily odhad všeobecnou metodou momentu (Generalized method of moments, GMM) pro odhad dynamického modelu a pro celý vzorek dat použily panelový model s náhodnými efekty. Na datech ze 47 zemí za období let 1980-1999 pozorovaly, že v 90. letech 20. století docházelo ke snížení importů. Na druhou stranu, s použitím dynamického modelu, pozorovaly zvyšování obchodování pro členy EU a NAFTA. Pro rozvíjející se země avšak převažovalo snižování obchodů.

Efektem jednotné měny na mezinárodní obchod se zabýval také Tomáš Havránek (2009), jehož studie je rozšířením práce Rose a Stanleyho (2005)¹³. Havránek poukazuje na nedostatečné množství dat a ve své studii zpracovává 61 dosavadních prací, z nichž se 28 přímo týká eurozóny. Havránek také zdůrazňuje, že pouze studie zabývající se gravitačními modely na datech pro eurozónu, by měly být relevantní pro uskutečnění nějakých hospodářských doporučení týkajících se eura. Výsledky s použitím dat i z ostatních zemí však mohou sloužit jako kontrolní skupina a také určí všeobecný dopad jednotné měny na mezinárodní obchod.

Havránek tedy rozdělil studie na dvě skupiny (studie týkající se eurozóny a ostatní) a tyto skupiny zkoumal jak jednotlivě, tak i dohromady. Výsledný vliv společné měny na mezinárodní vzájemný obchod pro eurozónu za použití fixních efektů¹⁴ vyšel 3,87 % a za použití náhodných efektů 9,64 %¹⁵. Havránek také uvažuje metodu, která odhaduje vliv chybějících studií ve vzorku¹⁶ a nový odhad

¹³Meta-analýza dosavadního výzkumu zahrnující 34 studií (z nich se pouze 7 týká eurozóny).

¹⁴Odhady metodou fixních a náhodných efektů mají u meta-analýzy jiný význam, než v případě panelových dat. Metoda fixních efektů předpokládá jeden společný efekt mezi všemi studii, zatímco metoda náhodných efektů předpokládá, že výsledný vliv je odvozen z normálního rozdělení.

¹⁵Pro srovnání - Rose (2009) udával zvýšení obchodu díky společné o 235 %.

¹⁶12 dalších studií.

vyšel s použitím metody fixních efektů 2,63 % a náhodných efektů 3,56 %. Všechny uvedené výsledky jsou statisticky signifikantní.

Výsledky meta-analýzy studií, které se nezabývaly eurozónou¹⁷, jsou zcela odlišné. Havránek odhadl vliv společné měny na mezinárodní vzájemný obchod za použití fixních efektů na 95,42 % a za použití náhodných efektů dokonce na 126,6 % (oba výsledky jsou statisticky signifikantní). Dále vyhodnocuje za nepatřičné dávat dohromady všechny dostupné studie a hledat všeobecně platný pravdivý efekt. Tzv. Roseův efekt je podle Havránka významný a ohromný pro jiné měnové unie než EMU ale pro samotnou eurozónu je efekt téměř nulový. Nicméně to neznamená, že neexistuje žádný efekt. Ten se může lišit v závislosti na jednotlivých zemích, či odvětvích.

Přínosem pro gravitační model je také studie autorů Babecká Kucharčuková, Babecký a Raiser (2010). Studie se zabývá mezinárodním obchodem zemí střední a východní Evropy a bývalého Sovětského svazu a rozdílným vývojem těchto tranzitivních ekonomik. K základní podobě gravitačního modelu přidali autoři proměnné postihující volatilitu měnového kurzu, efekt hranice, infrastrukturu, obchodní politiku a v neposlední řadě instituce. Gravitační model je odhadnut na datech pro 82 zemí za období let 1997-2004 s použitím metody nejmenších čtverců, Poissonova odhadu a Tobit odhadu, přičemž preferují Poissonův odhad. Autoři mimo jiné potvrdili, že kvalita institucí má významný dopad na toky mezinárodního obchodu a právě nedostatečná institucionální kultura v zemích střední a východní Evropy a bývalého Sovětského svazu je největší “brzdou” v rozvoji mezinárodního obchodu.

2.4 Výzkum z hlediska metodologie

Egger (2002) se zabýval volbou vhodné techniky pro odhad gravitačních modelů a uvažoval 3 zásadní ekonometrické problémy. Prvním z nich je nevhodnost použití

¹⁷33 studií.

metody nejmenších čtverců (může vést k nekonzistentním výsledkům). Dále by měl být zohledňován časový horizont při interpretaci výsledků a rezidua by neměla obsahovat žádné systematické odchylky. Egger uvažuje model

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 G_{ijt} + \beta_2 S_{ijt} + \beta_3 R_{ijt} + \beta_4 V_{it} + \beta_5 V_{jt} + \beta_6 RL_{it} + \beta_7 RL_{jt} \\ + \beta_8 E_{ijt} + \beta_9 D_{ij} + \beta_{10} B_{ij} + \beta_{11} L_{ij} + \lambda_t + u_{ijt}, \quad (2.3)$$

kde jsou všechny proměnné vyjádřeny v logaritmech a chyba $u_{ijt} = \mu_{ij} + v_{ijt}$, kde μ_{ij} je fixní nebo náhodný nezpozorovatelný bilaterální efekt a v_{ijt} je zbývající chyba.

Proměnná Y_{ijt} značí vzájemné exporty, $G_{ijt} = \log(GDP_{it} + GDP_{jt})$, $S_{ijt} = \log\left(1 - \left(\frac{GDP_{it}}{GDP_{it} + GDP_{jt}}\right)^2 - \left(\frac{GDP_{jt}}{GDP_{it} + GDP_{jt}}\right)^2\right)$, $R_{ijt} = \left|\log\left(\frac{GDP_{it}}{N_{it}}\right) - \log\left(\frac{GDP_{jt}}{N_{jt}}\right)\right|$, kde N označuje množství populace. V_{it} a V_{jt} označují exportérovu/importérovu životaschopnost smluvních ujednání a RL_{it} a RL_{jt} označují zákonnost. E_{ijt} je reálný směnný kurz, D_{ij} vzdálenost, dále B_{ij} je dummy proměnná pro společnou hranici a L_{ij} je dummy proměnná pro společný jazyk.

Pro metodu náhodných efektů, aby byla konzistentní, musí být splněno $\mu_{ij} \sim (0, \sigma_\mu^2)$, $v_{ijt} \sim (0, \sigma_v^2)$, μ_{ij} a v_{ij} jsou nezávislé. Dále všechny vysvětlující proměnné (X_{ijt}) musí být nezávislé na μ_{ij} a v_{ij} pro všechny i , j a t . Na druhou stranu, metoda fixních efektů je konzistentní vždy za absence endogenity. Pokud jsou ale výše uvedené podmínky splněny, metoda náhodných efektů je efektivnější. Pokud tyto podmínky splněny nejsou, je konzistentní pouze metoda fixních efektů, která odstraní časově neměnné vlivy¹⁸.

Egger zdůrazňuje, že metoda fixních a náhodných efektů může být použita pouze k odhadu parametrů pro kratší časový úsek (k odhadu parametrů pro delší časový úsek by měla být použita například metoda “mezi odhady”).

Také Fidrmuc, J. (2008) se více než na odhad nových parametrů zaměřil na

¹⁸Ke zvolení vhodnější metody se používá Hausmanův test.

použití nejvhodnějšího nástroje k modelování gravitačních modelů. S použitím dat 19 zemí OECD za období let 1980 - 2002 porovnal užití metody nejmenších čtverců, modifikované metody nejmenších čtverců (FMOLS), dynamické metody nejmenších čtverců (DOLS), panelového modelu s fixními a náhodnými efekty a odhad metodou mezi modely. Rozdíly mezi odhady pomocí jednotlivých metod nebyli nijak výrazné, pouze metodou FMOLS byly koeficienty odhadnuty vyšší. Při porovnání odhadu koeficientů metodou fixních efektů nedochází k výraznějším změnám od metod DOLS a FMOLS, takže použití metody fixních efektů se zdá být oprávněné a zkrácení výsledku z důvodu ne-stacionarity dat by mělo být zanedbatelné. Proměnné, které jsou v čase konstantní a tedy je nelze odhadnout pomocí fixních efektů, mohou být odhadnuty pomocí náhodných efektů.

Pro použití fixních efektů v případě gravitačních modelů, které se zaměřují na faktory ovlivňující export a import, se přiklání již Harris a Mátyás (1998), kteří pouze porovnávali fixní a náhodné efekty s použitím dat pro 12 zemí za období let 1982-1994. S použitím Hausmanova testu zjistili, že mezi fixními a náhodnými efekty existují pouze nepatrné rozdíly a proto by mělo jejich použití záviset na účelu analýzy. Odhad s pomocí náhodných efektů by měl být používán spíše pro dynamické modely a odhad metodou fixních efektů spíše v případech, kdy nás zajímá například otevřenost ekonomik.

2.5 Časové řady versus průřezová data

Ve výše uvedených studiích se autoři zabývají vhodnou metodou pro odhady gravitačních modelů, ale neuvádějí jakou strukturu mají data, která používají. Jestli se jedná o data průřezová, nebo o časové řady. Na následujícím příkladu bychom chtěli ukázat, že i struktura dat hraje důležitou roli. Jedná se o model exportu, který je funkcí kapitálové vybavenosti práce K/L . V prvním případě se uvažuje, že kapitálová vybavenost práce K/L v daných odvětvích narůstá v čase a s tímto růstem dále rostou také exporty v těchto odvětvích.

Ve druhém případě jsou předpoklady pro export odlišné. Export se uvažuje jako funkce komparativních výhod, které spočívají ve vybavenosti odvětví pracovníky a každé odvětví má v daném roce jinou kapitálovou vybavenost práce K/L . Tedy, čím je K/L nižší, tím vyšší jsou exporty (vyváží se levná práce). Konkrétně se jedná o následující modely.

2.5.1 Časové řady

Pokud se díváme na první příklad, kdy export roste spolu s kapitálovou vybaveností práce K/L , jedná se data strukturovaná do časových řad.

2.5.1.1 Model

Uvedený model pro export má následující tvar

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 K/L_{it}, \quad (2.4)$$

kdy Y_{it} je export v daném odvětví a čase a K/L_{ij} je kapitálová vybavenost práce v daném odvětví a čase. Názorná data jsou uvedena pro pět různých odvětví a 5 let.

2.5.1.2 Data

Data pro tento příklad jsou strukturována jako časové řady pro jednotlivá odvětví. Struktura dat a odhady modelu pro jednotlivé panely (pro jednotlivá odvětví) jsou uvedeny v Tabulce 5. Takto strukturovaná data budou odhadnuta metodou fixních efektů v programu Gretl.

Tabulka 5. Model exportu - časové řady - data

<i>Odvětví</i>	<i>Rok</i>	<i>Exp.</i>	<i>K/L</i>	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	<i>Model pro odvětví</i>
Textil	2001	10, 21	1	1	0	0	0	0	
Textil	2002	10, 53	2	1	0	0	0	0	

<i>Odvětví</i>	<i>Rok</i>	<i>Exp.</i>	<i>K/L</i>	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	<i>Model pro odvětví</i>
Textil	2003	10,96	3	1	0	0	0	0	$Y = 0,5 * K/L + 9,5$
Textil	2004	11,45	4	1	0	0	0	0	
Textil	2005	12,01	5	1	0	0	0	0	
Elektro	2001	8,69	2,5	0	1	0	0	0	
Elektro	2002	9,02	3,5	0	1	0	0	0	
Elektro	2003	9,54	4,5	0	1	0	0	0	$Y = 0,5 * K/L + 7,25$
Elektro	2004	10,01	5,5	0	1	0	0	0	
Elektro	2005	10,48	6,5	0	1	0	0	0	
Potraviny	2001	6,67	4	0	0	1	0	0	
Potraviny	2002	7,50	5	0	0	1	0	0	
Potraviny	2003	7,98	6	0	0	1	0	0	$Y = 0,5 * K/L + 5$
Potraviny	2004	8,49	7	0	0	1	0	0	
Potraviny	2005	8,97	8	0	0	1	0	0	
Chemie	2001	5,62	5,5	0	0	0	1	0	
Chemie	2002	6,02	6,5	0	0	0	1	0	
Chemie	2003	6,50	7,5	0	0	0	1	0	$Y = 0,5 * K/L + 2,75$
Chemie	2004	6,99	8,5	0	0	0	1	0	
Chemie	2005	7,47	9,5	0	0	0	1	0	
Hutnictví	2001	3,84	7	0	0	0	0	1	
Hutnictví	2002	4,51	8	0	0	0	0	1	
Hutnictví	2003	4,99	9	0	0	0	0	1	$Y = 0,5 * K/L + 0,5$
Hutnictví	2004	5,49	10	0	0	0	0	1	
Hutnictví	2005	6,05	11	0	0	0	0	1	

Zdroj: Vlastní výpočty

2.5.1.3 Výsledky

Odhadnuté koeficienty metodou fixních efektů jsou zaznamenány v Tabulce 6. Výsledky jsou signifikantní na hladině významnosti 5 %. Z důvodu kolinearity je možno vybrat pouze 4 dummy proměnné¹⁹ (v rámci jednoho odvětví je dummy proměnná vždy 1). Z výsledků vidíme, že koeficient pro kapitálovou vybavenost práce je 0,495 a tedy, že export roste spolu s K/L . V rámci celého datového souboru ale můžeme vidět, že v jednotlivých letech export klesá spolu s rostoucím K/L (například v roce 2001 je pro odvětví Textil export vyšší než pro odvětví Elektro, ale K/L nižší). Z toho důvodu je koeficient pro dummy proměnnou nižší s rostoucím indexem odvětví.

Tabulka 6. Model exportu - časové řady - výsledky

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
<i>konstanta</i>	9,548	0,061	155,847	0,000
X_2	-2,225	0,066	-33,560	0,000
X_3	-4,597	0,076	-60,730	0,000
X_4	-6,738	0,089	-75,568	0,000
X_5	-9,026	0,105	-85,820	0,000
K/L	0,495	0,014	35,21	0,000

Zdroj: Vlastní výpočty

V případě, že v modelu vůbec nezohledníme dummy proměnné (z důvodu kolinearity), hodnota koeficientu pro kapitálovou vybavenost práce zůstane stejná jako v předešlém případě, a to 0,495. Změní se pouze hodnota konstanty na 5,031. Obě tyto proměnné jsou opět statisticky signifikantní na 5% hladině významnosti.

¹⁹V našem případě nejsou ale koeficienty pro dummy proměnné důležité. Zajímá nás výše koeficientů pro konstantu a kapitálovou vybavenost práce.

2.5.2 Průřezová data

Jak je již zmíněno výše, ve druhém případě jsou předpoklady pro export odlišné. Export je funkce komparativních výhod, které spočívají ve vybavenosti odvětví pracovníky a každé odvětví má v daném roce jinou kapitálovou vybavenost práce K/L . Tedy, čím je K/L nižší, tím vyšší jsou exporty. Tento model pracuje s panelovými daty, která mají strukturu průřezových dat.

2.5.2.1 Model

Uvedený model pro export má stejný tvar, jako v předešlém případě

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 K/L_{it}, \quad (2.5)$$

kdy Y_{it} je export v daném odvětví a čase a K/L_{ij} je kapitálová vybavenost práce v daném odvětví a čase.

2.5.2.2 Data

Názorná data jsou opět uvedena pro pět různých odvětví a 5 let, ale jsou strukturována jako průřezové jednotky jednotlivých let. Struktura dat a odhady modelu pro jednotlivé panely (pro jednotlivé roky) jsou uvedeny v Tabulce 7. Takto strukturovaná data budou opět odhadnuta metodou fixních efektů v programu Gretl. Data pro kapitálovou vybavenost práce jsou identická s předchozím případem. Data pro export jsou velmi mírně změněná. Na rozdíl od předchozího případu vidíme, že odhady pro jednotlivé panely mají u proměnné K/L koeficient -1 .

Tabulka 7. Model exportu - průřezová data

<i>Odvětví</i>	<i>Rok</i>	<i>Exp.</i>	<i>K/L</i>	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	<i>Model pro rok</i>
Textil	2001	10,04	1	1	0	0	0	0	
Elektro	2001	8,49	2,5	1	0	0	0	0	
Potraviny	2001	7,41	4	1	0	0	0	0	$Y = -1 * K/L + 11$

<i>Odvětví</i>	<i>Rok</i>	<i>Exp.</i>	<i>K/L</i>	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	<i>Model pro rok</i>
Chemie	2001	5,78	5,5	1	0	0	0	0	
Hutnictví	2001	4,23	7	1	0	0	0	0	
Textil	2002	10,94	2	0	1	0	0	0	
Elektro	2002	8,80	3,5	0	1	0	0	0	
Potraviny	2002	7,60	5	0	1	0	0	0	$Y = -1 * K/L + 12,5$
Chemie	2002	6,18	6,5	0	1	0	0	0	
Hutnictví	2002	4,60	8	0	1	0	0	0	
Textil	2003	10,61	3	0	0	1	0	0	
Elektro	2003	9,89	4,5	0	0	1	0	0	
Potraviny	2003	7,61	6	0	0	1	0	0	$Y = -1 * K/L + 14$
Chemie	2003	6,39	7,5	0	0	1	0	0	
Hutnictví	2003	5,01	9	0	0	1	0	0	
Textil	2004	11,52	4	0	0	0	1	0	
Elektro	2004	10,03	5,5	0	0	0	1	0	
Potraviny	2004	8,32	7	0	0	0	1	0	$Y = -1 * K/L + 15,5$
Chemie	2004	6,75	8,5	0	0	0	1	0	
Hutnictví	2004	5,23	10	0	0	0	1	0	
Textil	2005	11,82	5	0	0	0	0	1	
Elektro	2005	10,54	6,5	0	0	0	0	1	
Potraviny	2005	9,39	8	0	0	0	0	1	$Y = -1 * K/L + 17$
Chemie	2005	7,04	9,5	0	0	0	0	1	
Hutnictví	2005	5,79	11	0	0	0	0	1	

Zdroj: Vlastní výpočty

2.5.2.3 Výsledky

Odhadnuté koeficienty metodou fixních efektů jsou uvedeny níže v Tabulce 8. Výsledky jsou opět signifikantní na hladině významnosti 5 %. Z důvodu kolinear-ity je opět možno vybrat pouze 4 dummy proměnné (dummy proměnná nabývá hodnoty 1 v rámci jednoho roku). Koeficient pro kapitálovou vybavenost práce je tentokrát záporný, a to $-1,010$. Tedy, čím je K/L vyšší, tím nižší jsou exporty. V rámci celého datového souboru ale můžeme vidět, že v rámci jednotlivých odvětví export časem roste spolu s K/L (například v roce 2001 má odvětví Potravinářství nižší export a nižší K/L než totéž odvětví v roce 2002). Proto je koeficient pro dummy proměnnou vyšší s rostoucím časem.

Tabulka 8. Model exportu - průřezová data - výsledky

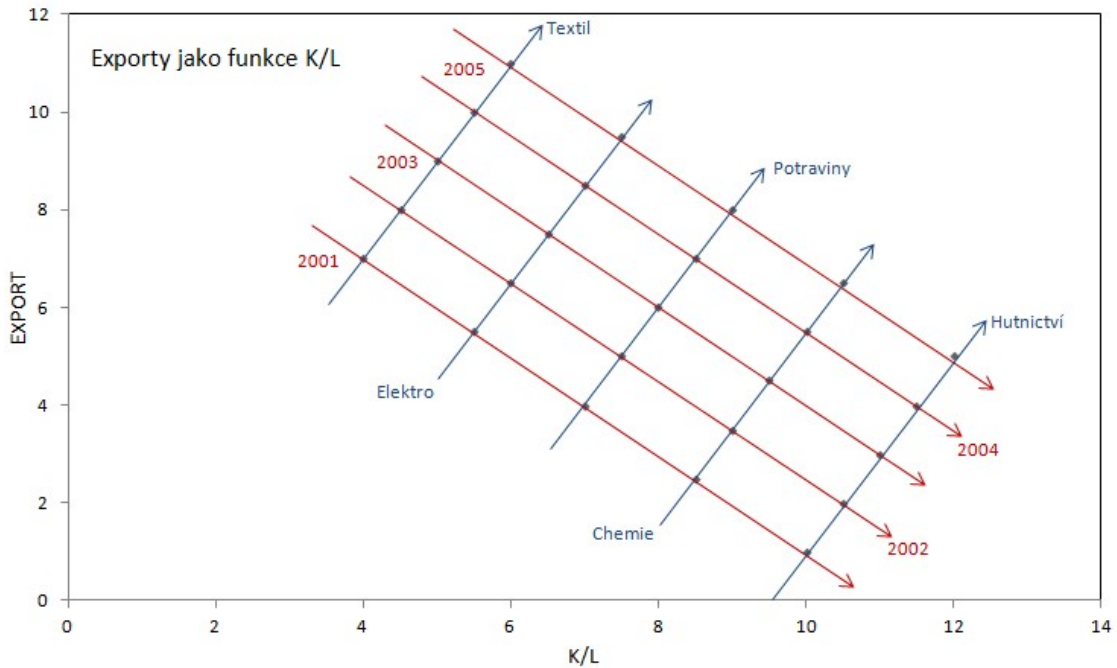
	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
<i>konstanta</i>	11,229	0,149	75,509	0,000
X_2	1,442	0,163	8,872	0,000
X_3	2,734	0,168	16,297	0,000
X_4	4,213	0,176	23,919	0,000
X_5	5,769	0,187	30,817	0,000
K/L	$-1,010$	0,024	$-42,147$	0,000

Zdroj: Vlastní výpočty

V případě, že z modelu opět z důvodu kolinear-ity, vyřadíme dummy proměnné, hodnota koeficientu pro kapitálovou vybavenost práce zůstane nezměněná $-1,010$. Změní se pouze hodnota konstanty na 14,061. Obě tyto proměnné jsou opět statisticky signifikantní na 5% hladině významnosti.

Pro porovnání obou modelů složí také následující graf, kde modré šipky ukazují vývoj v čase jednotlivých odvětví, zatímco červené šipky ukazují průřezová data jednotlivými roky.

Graf 3. Průřezová data vs. časové řady



Zdroj: Vlastní výpočty

Jak již bylo zmíněno výše, ve studiích zabývajících se gravitačními modely není tato problematika dostatečně zohledňována. Přitom se jedná o zásadní teoretický rozdíl a na identických datech může být dosaženo rozdílných výsledků díky jejich různé struktuře. Sice u gravitačních modelů nelze očekávat tak markantní rozdíl jako u uvedeného příkladu, ale určitě bychom tuto problematiku neměli opomíjet. Z toho důvodu je tato práce zaměřena také na rozdíly, které vzniknou díky uvažované rozdílné struktuře dat.

Kapitola 3

Gravitační model - Německo

3.1 Model

Jak je již zmíněno výše, vzájemná hladina exportů mezi zeměmi je závislá na výši HDP (čím vyšší HDP, tím vyšší obchod) a na vzdálenosti mezi danými zeměmi (čím vyšší vzdálenost, tím nižší obchod). Další zásadní proměnnou pro tuto práci je dummy proměnná pro společnou měnu, která určuje výhodnost zavedení společné měny.

Jedním z přínosů této práce je rozšíření gravitačního modelu o institucionální proměnné, které byly doposud velmi často opomíjené. Až Babetskii, I., Babetskaia-Kukharchuk, O., a Raiser, M. (2003) se začali zabývat vlivem institucionální vyspělosti na mezinárodní obchod. Na základech jejich práce budeme dále stavět a gravitační model rozšíříme dokonce o 9 institucionálních proměnných.

Celkový tvar modelu a popis jednotlivých proměnných je následující:

$$\begin{aligned} \ln(X_{ijt}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_{jt}) + \beta_2 \ln(Y_{it}) + \beta_3 \ln(D_{ij}) + \beta_4 C_{ijt} + \beta_5 \ln(L_{jt}) + \beta_6 R_{jt} \\ & + \beta_7 T_{jt} + \beta_8 G_{jt} + \beta_9 BUS_{jt} + \beta_{10} TRA_{jt} + \beta_{11} FIS_{jt} + \beta_{12} GOV_{jt} + \beta_{13} MON_{jt} \\ & + \beta_{14} INV_{jt} + \beta_{15} FIN_{jt} + \beta_{16} PRO_{jt} + \beta_{17} COR_{jt} + \beta_{18} EDU_{jt}, \end{aligned} \quad (3.1)$$

kde jednotlivé proměnné jsou následující:

- X_{ij} - exporty z Německa do země j
- Y_j - HDP partnerské země
- Y_i - HDP Německa
- D_{ij} - vzájemná vzdálenost Německa a partnerské země
- C_{ij} - dummy proměnná pro společnou měnu (euro)
- L_j - počet obyvatel partnerské země
- R_j - dummy proměnná pro ekonomickou recesi
- T_j - dummy proměnná pro obchodní bariéry
- G_j - vládní efektivnost partnerské země
- BUS_j - svoboda podnikání v partnerské zemi
- TRA_j - svoboda obchodu v partnerské zemi
- FIS_j - fiskální svoboda v partnerské zemi
- GOV_j - vládní výdaje v partnerské zemi
- MON_j - monetární svoboda v partnerské zemi
- INV_j - svoboda investování v partnerské zemi
- FIN_j - finanční svoboda v partnerské zemi
- PRO_j - vlastnická práva v partnerské zemi
- COR_j - korupce v partnerské zemi
- EDU_j - úroveň vzdělání v partnerské zemi

3.2 Popis dat

Data pro model exportu Německa zahrnují období let 1995 - 2009. Jedná se o panelová data celkem pro 177 partnerských zemí (celkem tedy 2655 pozorování). Data pro export a HDP Německa pocházejí z databáze Eurostat¹. Data pro HDP a počet obyvatel partnerské země pocházejí z databáze Mezinárodního měnového fondu². Data pro vzdálenost mezi Německem a partnerskou zemí pocházejí z databáze Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII)³. Dummy proměnná pro společnou měnu nabývá hodnoty 1 pro země, které nejsou členy EMU. Hodnoty 2 nabývá proměnná C_{ij} pro nynější členy EMU v době před vstupem a hodnoty 3 nabývá pro členy EMU.

Dále, dummy proměnná pro recesi zohledňuje dopad krize na mezinárodní obchod a nabývá hodnoty 1 pro období před krizí (období 1995 - 2007), hodnoty 2 pak pro rok 2008 a hodnoty 3 pro rok 2009.

Dummy proměnná pro obchodní bariéry nabývá hodnot 1 - 9, kdy jednotlivé země jsou "oznámkovány" podle uzavřených smluv se svými obchodními partnery. Hodnoty 1 nabývají členské státy Evropské unie, hodnoty 2 pak členové Evropského hospodářského prostoru (European Economic Area). Dále v pořadí jsou země s uzavřenými smlouvami ohledně celní unie (hodnota 3), oblasti volného obchodu (4). Proměnná pro obchodní bariéry pak nabývá hodnoty 5 pro dohody o spolupráci (například Stabilisation and Association Agreement), hodnoty 6 pro dohody o partnerství a kooperaci (například European Neighbourhood Policy). Hodnoty 7 nabývají rozvojové země, které spadají do programu Evropské unie "Everything but arms" a hodnoty 8 rozvojové země, které spadají do systému "Generalized System of Preferences" Světové obchodní organizace. Hodnoty 9 pak nabývají ostatní země.

Data pro proměnnou G_j , vládní efektivnost, pocházejí z databáze Světové

¹<http://ec.europa.eu/eurostat>.

²<http://www.imf.org>.

³<http://www.cepii.fr>.

banky⁴. Jedná se ukazatel, který zachycuje vnímání kvality veřejných a civilních služeb, kvality realizace politických opatření a kredibility vlády.

Následujících 9 proměnných odráží stav institucí a ekonomické svobody partnerských zemí a data pocházejí z databáze Heritage Foundation⁵.

Proměnná BUS_j , svoboda podnikání (business freedom), udává míru schopnosti založit, provozovat a ukončit podnikání. Tento index také udává břemeno plynoucí z regulací stejně jako účinnost vlády jako regulátora. Tento index nabývá hodnot mezi 0 a 100, přičemž 100 reprezentuje nejvyšší míru svobody.

Proměnná TRA_j , svoboda obchodu (trade freedom), udává míru absence celních i bezcelních bariér, které ovlivňují mezinárodní obchod se zbožím a službami.

Proměnná FIS_j , fiskální svoboda (fiscal freedom), je míra daňového břemene uvaleného vládou. Tento index v sobě zahrnuje jak přímé daně (vůči jednotlivcům i vůči společnostem), tak i celkový daňový výnos měřený jako procento z HDP.

Proměnná GOV_j , vládní výdaje (government spending), udává hladinu vládních výdajů jako procento HDP.

Proměnná MON_j , monetární svoboda (monetary freedom), je kombinací míry cenové stability a vyhodnocení cenových kontrolních mechanismů. Index opět nabývá hodnot mezi 0 a 100, kdy 100 reprezentuje cenovou stabilitu (nulovou inflaci) bez mikroekonomických zásahů.

Proměnná INV_j , svoboda investování (investment freedom), udává míru, s jakou je omezen tok investičního kapitálu. Index pro svobodu investování ohodnocuje celou škálu omezení uvalených na investice V případě žádných omezení (kapitál může volně téct jak uvnitř státu, tak ven přes jeho hranice) by měl tento index hodnotu 100.

Proměnná FIN_j , finanční svoboda (financial freedom), udává míru bankovní účinnosti a míru nezávislosti bank vůči vládnímu vměšování. Ideální index finanční svobody je opět 100 a udává stav, kdy neexistuje téměř žádné zasahování vládou

⁴http://info.worldbank.org/governance/wgi/sc_country.asp.

⁵<http://www.heritage.org>.

do finančního prostředí a dozor nezávislých centrálních bank nad finančními institucemi je omezen pouze na předejití podvodů. Další podmínkou je, aby finanční instituce nebyly vlastněny vládou a nabízely různorodé finanční služby ostatním subjektům na trhu. V neposlední řadě by mělo být jednáno se zahraničními finančními institucemi stejně jako s domácími, aby země dosáhla plného počtu bodů. V zemi, která je indexovaná nula body, jsou soukromé finanční instituce zakázány.

Proměnná PRO_j , vlastnická práva (property rights), je ohodnocení schopnosti jednotlivce nabýt soukromý majetek, který je ochráněn státem vymahatelnými zákony. Index udává stupeň, s jakou měrou daná země chrání právo na soukromý majetek a jak jsou patřičné zákony vymáhány. Další zohledňované aspekty jsou například nezávislost justice a míra její zkorumpovanosti. Index 100 značí systém, kdy je soukromý majetek garantován vládou a kdy soudní systém vymůže kontrakty rychle a účinně. Ti, kdo porušují dané smlouvy jsou trestáni soudy, které jsou nezkorumpovatelné. Naopak index 0 udává systém, kdy neexistuje soukromý majetek (veškerý majetek náleží státu), lidé nemají přístup k soudní moci a korupce je všudypřítomná.

Proměnná COR_j , korupce (freedom from corruption), udává index od 0 do 100, kdy 100 značí zemi bez korupce a 0 označuje velmi zkorumpované vlády.

Poslední proměnná EDU_j udává úroveň vzdělání v partnerské zemi a tato data pocházejí z databáze Spojených národů (United Nations Development Programme⁶)

3.3 Fixní a náhodné efekty

V této podkapitole jsou uvedeny základy teorie pro modely s fixními a náhodnými efekty, které se používají k odhadu panelových dat a které jsou použity k odhadu výše uvedeného gravitačního modelu v této práci.

⁶<http://hdr.undp.org>

3.3.1 Panelový model s fixními efekty

Cipra (2008) definuje panelový model s fixními efekty následovně:

$$y_{jt} = \alpha_j + x_{jt}\gamma + \varepsilon_{jt}, \quad (3.2)$$

$$\varepsilon_{jt} \sim iid(0, \sigma^2), j = 1, \dots, m, t = 1, \dots, T.$$

Maticový tvar modelu je potom:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_m \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_m \end{pmatrix} \gamma + \begin{pmatrix} e & 0 & \dots & 0 \\ 0 & e & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & e \end{pmatrix} \alpha + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_m \end{pmatrix}, \quad (3.3)$$

$$\varepsilon_{jt} \sim iid(0, \sigma^2 I).$$

“K rozlišení mezi průřezovými jednotkami slouží pouze parametr interceptu α_j , který tak absorbuje všechny nepozorované faktory odlišující navzájem jednotlivé průřezové jednotky... Rozdílnost mezi průřezovými jednotkami je modelována pomocí fixního (ale neznámého) parametru α_j specifického pro každou průřezovou jednotku...”⁷

3.3.2 Panelový model s náhodnými efekty

Formální zápis panelového modelu s náhodnými efekty vypadá následovně⁸:

$$y_{jt} = \alpha + x_{jt}\gamma + \omega_{jt}, \quad (3.4)$$

$\omega_{jt} = \varepsilon_{jt} + \eta_j$, $\varepsilon_{jt} \sim iid(0, \sigma^2)$, $\eta_j \sim iid(0, \sigma_\alpha^2)$, $j = 1, \dots, m$, $t = 1, \dots, T$. Dále platí, že $E(\omega_{jt}) = 0$, $E(\omega_{jt}^2) = \sigma^2 + \sigma_\alpha^2$, $E(\omega_{js}\omega_{jt}) = \sigma_\alpha^2$ pro $s \neq t$ a $E(\omega_{is}\omega_{jt}) = 0$ pro $i \neq j$.

⁷Cipra (2008), str. 200.

⁸Zdroj: Cipra (2008)

Jak již bylo zmíněno dříve, odhady s pomocí fixních efektů mají tu nevýhodu, že do modelu nelze zařadit takové proměnné, které by v rámci jednoho segmentu měly stejnou hodnotu (z důvodu kolinearity). Nicméně i tyto proměnné mohou vyjadřovat důležité vlastnosti pro každou průřezovou jednotku. Panelový model s náhodnými efekty ale vychází z rozdílných předpokladů než model s fixními efekty. Vlastnosti průřezových jednotek jsou náhodné, jako by byl prováděn náhodný výběr. Fixní parametr α_j potom může být změněn do tvaru náhodné veličiny jako $\alpha_j = \alpha + \omega_{jt}$.

3.4 Výsledky

Jak již bylo zmíněno výše, odhad bude proveden pro data strukturovaná jako průřezové jednotky a také jako časové řady. U gravitačního modelu není předpoklad tak zásadního rozdílu jako u dříve uvedeného ilustračního příkladu. Neměl by zde být například výrazný rozdíl mezi exporty a HDP, kdy spolu s HDP rostou exporty spolu v čase (časové řady), ale také rostou exporty spolu s vyšším HDP v daném roce (průřezová data).

3.4.1 Metoda nejmenších čtverců

Pouze pro srovnání budou nejdříve uvedeny výsledky odhadu metodou nejmenších čtverců (OLS), které jsou identické jak pro průřezová data, tak pro časové řady. Koeficient determinace je pro tento odhad poměrně vysoký, a to 0,894.

Tabulka 9. Gravitační model - Německo - OLS

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
<i>konstanta</i>	-6,701	2,174	-3,085	0,002
$\ln(Y_j)$	0,690	0,025	27,827	0,000
$\ln(Y_i)$	0,643	0,156	4,131	0,000
$\ln(D_{ij})$	-0,893	0,036	-24,794	0,000

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
C_{ij}	0,167	0,051	3,268	0,001
$\ln(L_j)$	0,255	0,025	10,193	0,000
R_j	-0,094	0,034	-2,729	0,006
T_{ij}	0,009	0,016	0,551	0,581
G_j	0,014	0,001	11,628	0,000
BUS_j	-0,001	0,002	-0,083	0,934
TRA_j	0,001	0,001	0,837	0,403
FIS_j	0,007	0,001	5,204	0,000
GOV_j	0,001	0,001	1,265	0,206
MON_j	-0,005	0,001	-3,819	0,000
INV_j	-0,004	0,001	-3,005	0,003
FIN_j	-0,001	0,001	-0,236	0,814
PRO_j	0,006	0,002	3,671	0,000
COR_j	0,008	0,001	5,873	0,000
EDU_j	0,016	0,001	10,823	0,000

Zdroj: Vlastní výpočty

Podle očekávání jsou oba koeficienty pro HDP Německa i partnerské země pozitivní a signifikantní. Vzhledem k logaritmům, můžeme tyto koeficienty považovat za elasticity exportu vůči HDP. Tedy vrost-li HDP partnerské země o 1 %, zvýší se export Německa do této země o 0,69 %. Také koeficient pro vzdálenost mezi Německem a partnerskou zemí vychází podle očekávání. Vzdálenost mezi zeměmi je statisticky signifikantní a koeficient má zápornou hodnotu.

Také proměnná pro společnou měnu vyšla signifikantní. Efekt společné měny tedy pro Německo vychází na 1,182 ($\exp(0,167) = 1,182$). Pokud tedy partnerská země vstoupí do EMU, exporty Německa do této země se zvýší o přibližně 18 %. Tento výsledek sice zdaleka nedosahuje hodnoty, které dosáhl Rose (2000), ale na druhou stranu je významnější, než se domnívá například Havránek (2009). Pokud

chceme vznášet nějaká doporučení pro hospodářský vývoj dané země, musíme se zaměřit na tuto konkrétní zemi místo aplikace platných výsledků pro téměř celý svět.

Dále, koeficient pro proměnnou zohledňující recesi také vychází podle očekávání negativně - spolu s ekonomickou krizí se snížily exporty Německa. Zajímavý je výsledek pro proměnnou L_j . Koeficient je kladný a významný, ale je poměrně blízko k nule. S rostoucí populací partnerské země o 1 % export Německa sice roste, ale pouze o 0,26 %. Čím větší země je, tím se stává méně otevřenou vůči okolnímu světu a proto se snižuje její import.

Statisticky signifikantní vyšla většina koeficientů pro nově přidané institucionální proměnné (kromě proměnných *BUS*, *TRA*, *GOV* a *FIN*), stejně jako pro proměnnou *EDU*. Nevýznamná vyšla také dummy proměnná pro obchodní bariéry T_j .

3.4.2 Průřezová data

Nejdříve budou uvedeny výsledky odhadů na datech strukturovaných jako průřezové jednotky.

3.4.2.1 Fixní efekty

Odhad gravitačního modelu s použitím panelových dat rozdělených do 15ti segmentů (pro každý rok jeden) nejdříve vypočítáme metodou fixních efektů. V tomto odhadu nám bohužel z modelu “vypadne” proměnná R_j , která má v rámci každého jednoho segmentu vždy totožnou hodnotu, z důvodu přesné multikolinearity. Totéž se stalo s proměnnou Y_i . Odhady všech zbývajících parametrů jsou uvedeny v Tabulce 10. Pokud porovnáme výsledky odhadu metodou fixních efektů s výsledky získanými pomocí metody nejmenších čtverců, zjistíme, že rozdíly jsou minimální. Znaménka všech koeficientů jsou stejná a jejich významnost je také velmi podobná. Koeficient pro společnou měnu vyšel tentokrát 0,173. V případě,

že partnerská země přijala euro, exporty Německa do této země vzrostly o 19 % ($\exp(0,173) = 1,189$)⁹. Proměnné, které jsou podle modelu statisticky nevýznamné jsou opět T_{ij} (dummy proměnná pro obchodní bariéry) a institucionální proměnné BUS , TRA , GOV a FIN .

Tabulka 10. Gravitační model - Německo - Průřezová data - Fixní efekty

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
<i>konstanta</i>	2,468	0,311	7,925	0,000
$\ln(Y_j)$	0,692	0,025	27,840	0,000
$\ln(D_{ij})$	-0,890	0,036	-24,690	0,000
C_{ij}	0,173	0,051	3,370	0,001
$\ln(L_j)$	0,254	0,025	10,130	0,000
T_{ij}	0,009	0,016	0,540	0,589
G_j	0,014	0,001	11,620	0,000
BUS_j	0,001	0,002	0,029	0,977
TRA_j	0,001	0,001	0,765	0,444
FIS_j	0,007	0,001	5,349	0,000
GOV_j	0,001	0,001	1,106	0,269
MON_j	-0,005	0,001	-3,939	0,000
INV_j	-0,004	0,001	-3,136	0,002
FIN_j	-0,001	0,001	-0,040	0,968
PRO_j	0,006	0,002	3,603	0,000
COR_j	0,008	0,001	5,861	0,000
EDU_j	0,015	0,001	10,660	0,000

Zdroj: Vlastní výpočty

Jak už bylo zmíněno, výsledky pro odhad gravitačního modelu jsou velmi podobné pro odhad metodou nejmenších čtverců a metodou fixních efektů. K

⁹S použitím metody nejmenších čtverců vyšlo zvýšení exportu o 18 %.

rozhodnutí, které výsledky bychom měli považovat za nejsprávnější, slouží následující test.

Test pro různé intercepty mezi skupinami (F-test) Nulová hypotéza H_0 : Skupiny mají společný intercept. Pokud jednotlivé segmenty mají společný intercept, je adekvátní použít hromadný model nejmenších čtverců místo fixních efektů. Pro tento případ vychází sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách: $F(14, 2624) = 0,871$ s p-hodnotou 0,591. Na základě vysoké p-hodnoty nulovou hypotézu nezamítáme. Použití hromadného OLS modelu je tedy adekvátní (ve srovnání s metodou fixních efektů).

3.4.2.2 Náhodné efekty

Abychom mohli použít metodu odhadu panelových dat, je potřeba snížit počet vysvětlujících proměnných na 14 (počet segmentů minus 1). V opačném případě je pro regresi nedostatečný počet stupňů volnosti. K výběru “vhodných” proměnných posloužily výsledky pro odhad gravitačního modelu metodou fixních efektů. Protože chceme zjistit vliv domácího HDP a také finanční krize na exporty Německa (proměnné, které byly v případě fixních efektů z modelu vyloučeny), byly tyto proměnné v modelu tentokrát ponechány. Proměnné, které byly z modelu vyloučeny pak jsou ty, které nebyly v předešlém případě statisticky významné (ani na hladině významnosti 10 %) a tedy proměnné T_{ij} (dummy proměnná pro obchodní bariéry) a institucionální proměnné BUS , TRA , GOV a FIN .

Výsledky odhadu takto upraveného gravitačního modelu jsou uvedeny v Tabulce 11.

Tabulka 11. Gravitační model - Německo - Průřezová data - Náhodné efekty

	koef.	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota	koef. FE	koef. OLS
<i>konst.</i>	-6,883	2,116	-3,252	0,001	2,418	-6,883

	koef.	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota	koef. FE	koef. OLS
$\ln(Y_j)$	0,695	0,024	28,750	0,000	0,696	0,695
$\ln(Y_i)$	0,652	0,151	4,320	0,000		0,651
$\ln(D_{ij})$	-0,869	0,023	-37,650	0,000	-0,868	-0,869
C_{ij}	0,155 ¹⁰	0,045	3,414	0,001	0,160 ¹¹	0,155
$\ln(L_j)$	0,251	0,024	10,280	0,000	0,250	0,251
R_j	-0,092	0,034	-2,688	0,007		-0,092
G_j	0,014	0,001	11,880	0,000	0,014	0,014
FIS_j	0,008	0,001	6,841	0,000	0,008	0,008
MON_j	-0,005	0,001	-3,925	0,000	-0,005	-0,005
INV_j	-0,004	0,001	-3,371	0,001	-0,004	-0,004
PRO_j	0,006	0,002	3,885	0,000	0,006	0,006
COR_j	0,008	0,001	5,897	0,000	0,008	0,008
EDU_j	0,015	0,001	11,360	0,000	0,015	0,015

Zdroj: Vlastní výpočty

Všechny výsledky jsou statisticky signifikantní na hladině významnosti 1 %.

V posledních dvou sloupcích Tabulky 11 jsou také výsledky pro odhad identického modelu pomocí metody fixních efektů a metody nejmenších čtverců. Výsledky odhadu koeficientů gravitačního modelu jsou téměř totožné pro všechny zmíněné metody a všechny výsledky uvedené v Tabulce 11 jsou statisticky signifikantní na hladině významnosti 1 %. Pro takto specifikovaný model vychází efekt eura na export Německa na přibližně 17 %. Tento výsledek nám říká, že v daném okamžiku, je pro exporty Německa důležité, zda je partnerská země členem EMU. Do členských zemí EMU odchází poté více exportů než do ostatních zemí.

Ačkoliv jsou výsledky odhadu gravitačního modelu velmi podobné pro všechny tři metodou, opět musíme rozhodnout, která metoda je zde nejvhodnější. Pro

¹⁰($exp(0,155) = 1,168$)

¹¹($exp(0,160) = 1,174$)

porovnání metody nejmenších čtverců a fixních efektů použijeme test pro různé intercepty mezi skupinami. Pro porovnání nejmenších čtverců a náhodných efektů je aplikovaný Breusch-Paganův test.

Test pro různé intercepty mezi skupinami. Nulová hypotéza H_0 : Skupiny mají společný intercept. Pro upravený model o některé proměnné vychází sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách: $F(14, 2629) = 0,903$ s p-hodnotou 0,555. Na základě vysoké p-hodnoty nulovou hypotézu nezamítáme. Použití hromadného OLS modelu je tedy adekvátní (ve srovnání s metodou fixních efektů).

Breusch-Paganův test. Nulová hypotéza H_0 : Rozptyl chyb příslušejících jednotkám = 0. V tomto případě nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy náhodných efektů. Pro náš případ vychází Asymptotická testovací statistika: $Chi - kvadrát(1) = 0,185$ s p-hodnotou = 0,667. Na základě vysoké p-hodnoty opět nezamítáme hypotézu, že použití hromadného OLS modelu je adekvátní.

V případě gravitačního modelu pro Německo s použitím průřezových dat výsledky testů ukazují metodu nejmenších čtverců za nejvhodnější.

3.4.3 Časové řady

V této kapitole budou detailně rozebrány výsledky gravitačního modelu pro Německo, kdy data jsou strukturována do 177 časových řad trvajících 15 let. Konkrétně pro dummy proměnnou pro společnou měnu to znamená, že výsledný koeficient a jeho statistická významnost nám říká, jak se vyvíjejí exporty Německa v čase. Zda-li je pro jednoho daného obchodního partnera vstup do EMU zásadní změnou.

3.4.3.1 Fixní efekty

Výsledky pro odhad metodou fixních efektů jsou uvedeny v Tabulce 12. Protože se změnila struktura dat, proměnnou, která se nyní v rámci daných segmentů nemění, je vzdálenost D_{ij} . Tato proměnná je proto z modelu vyloučena. Pouze díky změně struktury dat nově vycházejí poměrně odlišné výsledky. HDP partnerské země má nyní nižší hodnotu a naopak HDP Německa má hodnotu vyšší, dokonce větší než 1 (hodnotu koeficientů zde interpretujeme jako elasticity. Tedy o kolik % se změní export, pokud se hodnota dané proměnné změní o 1 %). Zásadní rozdíl je zde ale u dummy proměnné pro euro. Vliv této proměnné je statisticky dost slabý a koeficient má záporné znaménko.

Tabulka 12. Gravitační model - Německo - Časové řady - Fixní efekty

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
<i>konstanta</i>	-16,790	1,738	-9,660	0,000
$\ln(Y_j)$	0,547	0,065	8,427	0,000
$\ln(Y_i)$	1,077	0,150	7,168	0,000
C_{ij}	-0,084	0,050	-1,688	0,091
$\ln(L_j)$	0,309	0,180	1,716	0,086
R_j	-0,057	0,020	-2,828	0,005
T_{ij}	-0,052	0,019	-2,681	0,007
G_j	0,006	0,001	4,494	0,000
BUS_j	0,001	0,001	0,847	0,397
TRA_j	0,002	0,001	1,345	0,179
FIS_j	0,004	0,001	2,436	0,015
GOV_j	0,005	0,001	4,033	0,000
MON_j	0,001	0,001	0,277	0,782
INV_j	0,001	0,001	0,815	0,415
FIN_j	0,003	0,001	2,702	0,007

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
PRO_j	0,003	0,001	2,373	0,018
COR_j	0,001	0,001	0,432	0,666
EDU_j	-0,006	0,003	-1,915	0,056

Zdroj: Vlastní výpočty

Vliv množství obyvatel partnerské země a ekonomické krize jsou podobné jak pro průřezová data tak pro časové řady. Naopak v případě časových řad vychází odlišně vliv dummy proměnné pro obchodní bariéry T_{ij} . Proměnná je nyní statisticky významná (dokonce na hladině významnosti 1 %) a koeficient má zápornou hodnotu. Konkrétně, se snižujícím se stupněm obchodních bariér rostou exporty Německa okolo 5 % ($\exp(-0,052) = 0,949$).

Vládní efektivnost G_j má opět kladný koeficient je statisticky významná. Z institucionálních proměnných vycházejí jako nevýznamné proměnné BUS , TRA , MON , INV a COR (na rozdíl od proměnných BUS , TRA , GOV a FIN , které byly nevýznamné u průřezových dat) a všechny mají kladné znaménko. Rozvoj institucí partnerské země je tedy přínosem pro výši německých exportů.

Úroveň vzdělání v partnerské zemi má nyní negativní vliv na exporty Německa, ale tento vliv je velmi nízký - kolem 0,5 % ($\exp(-0,006) = 0,994$).

Pro porovnání vhodnosti použití metody fixních efektů a metody nejmenších čtverců opět použijeme již zmíněný test pro různé intercepty mezi skupinami.

Test pro různé intercepty mezi skupinami. H_0 : Skupiny mají společný intercept. Pro případ časových řad vychází sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách: $F(176, 2461) = 37,422$ s p-hodnotou $= P(F(176, 2461) > 37,4215) = 0$. Zamítáme tedy nulovou hypotézu ve prospěch alternativy fixních efektů.

Vhodnost metody fixních efektů oproti metodě nejmenších čtverců je další změnou u časových řad oproti průřezovým jednotkám.

3.4.3.2 Náhodné efekty

Protože nám z modelu s použitím fixních efektů vypadla proměnná pro vzdálenost mezi Německem a jeho obchodním partnerem, odhadneme model také metodou náhodných efektů. Výsledky jsou vyčísleny v Tabulce 13.

Tabulka 13. Gravitační model - Německo - Časové řady - Náhodné efekty

	koef.	směr. odch.	t-podíl	p-hodnota	koef. FE	p-hodnota
<i>konstanta</i>	-5,703	1,487	-3,835	0,000	-16,790	0,000
<i>ln(Y_j)</i>	0,771	0,046	16,780	0,000	0,547	0,000
<i>ln(Y_i)</i>	0,626	0,113	5,522	0,000	1,077	0,000
<i>ln(D_{ij})</i>	-0,921	0,076	-12,130	0,000		
<i>C_{ij}</i>	-0,036	0,048	-0,747	0,455	-0,084	0,091
<i>ln(L_j)</i>	0,140	0,050	2,810	0,005	0,309	0,086
<i>R_j</i>	-0,084	0,019	-4,320	0,000	-0,057	0,005
<i>T_{ij}</i>	-0,041	0,018	-2,232	0,025	-0,052	0,007
<i>G_j</i>	0,008	0,001	6,012	0,000	0,006	0,000
<i>BUS_j</i>	0,002	0,001	1,303	0,192	0,001	0,397
<i>TRA_j</i>	0,003	0,001	1,598	0,110	0,002	0,179
<i>FIS_j</i>	0,003	0,001	2,141	0,032	0,004	0,015
<i>GOV_j</i>	0,004	0,001	3,431	0,001	0,005	0,000
<i>MON_j</i>	-0,001	0,001	-0,686	0,493	0,001	0,782
<i>INV_j</i>	0,001	0,001	0,969	0,333	0,001	0,415
<i>FIN_j</i>	0,003	0,001	2,400	0,017	0,003	0,007
<i>PRO_j</i>	0,004	0,001	3,059	0,002	0,003	0,018
<i>COR_j</i>	0,002	0,001	1,500	0,134	0,001	0,666
<i>EDU_j</i>	0,006	0,002	2,602	0,009	-0,006	0,056

Zdroj: Vlastní výpočty

V posledních dvou sloupcích jsou pro porovnání uvedeny předchozí výsledky získané metodou fixních efektů. Z výsledků můžeme vyčíst, že vzdálenost mezi zeměmi opravdu hraje významnou roli v mezinárodním obchodě. Koeficienty pro HDP Německa a partnerské země jsou trochu odlišné, ale stále pozitivní a statisticky významné. Dummy proměnná pro společnou měnu ale tentokrát vychází nevýznamná na rozdíl od dummy proměnné pro obchodní bariéry. Tedy, pro exporty Německa je zřejmě důležité, zda se potenciální obchodní partner nachází uvnitř EU, ale už není zásadní, zda je členem EMU.

Zda-li je pro gravitační model pro Německo s použitím časových řad vhodné použít metodu fixních efektů, opět zjistíme pomocí Breusch-Paganova testu.

Breusch-Paganův test. H_0 : Rozptyl chyb příslušejících jednotkám = 0. Pro případ časových řad vychází Breusch-Paganova testovací statistika: $LM = 8574,63$ s p-hodnotou = $prob(chí - kvadrát(1) > 8574,63) = 0$. Nulová p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy náhodných efektů.

Protože nám vyšly fixní i náhodné efekty lepší metodou než metoda nejmenších čtverců, pomocí Hausmanova testu rozhodneme, která metoda je v našem případě adekvátní.

Hausmanův test. H_0 : GLS odhady jsou konzistentní. Hausmanova testovací statistika pro náš případ vychází $H = 71,422$ s p-hodnotou = $prob(chí - kvadrát(17) > 71,4219) = 0,000$. Tato velmi nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že model s náhodnými efekty je konzistentní, a ve prospěch alternativy fixních efektů. Jako nejvhodnější model pro časové řady budeme tedy považovat panelový model s fixními efekty.

3.4.4 Německo - shrnutí

Pro přehled jsou v Tabulce 14 uvedeny jak výsledky pro průřezová data, tak výsledky pro časové řady. Je zřejmé, že struktura souboru dat hraje zásadní roli v odhadnutých koeficientech a jejich významnosti. Největší rozdíl je v proměnných pro společnou měnu a pro obchodní bariéry. Zatímco pro odhad gravitačního modelu na průřezových datech vychází zvýšení exportů díky společné měně o 18 % a obchodní bariéry nehrají roli, na časových řadách vychází koeficient pro společnou měnu dokonce záporně (pokles exportů díky společné měně o 8 %) s nízkou statistickou významností. Na druhou stranu, se zvyšujícími se obchodními bariérami, klesají exporty o přibližně 5 %, přičemž tato proměnná vychází statisticky signifikantní na hladině významnosti 1 %.

Tabulka 14. Gravitační model - Německo - shrnutí

	Průřezová data - OLS				Časové řady - FE			
	koef.	směr. odch.	t-podíl	p-hod.	koef.	směr. odch.	t-podíl	p-hod.
<i>konst.</i>	-6,701	2,174	-3,085	0,002	-16,790	1,738	-9,660	0,000
<i>ln(Y_j)</i>	0,690	0,025	27,827	0,000	0,547	0,065	8,427	0,000
<i>ln(Y_i)</i>	0,643	0,156	4,131	0,000	1,077	0,150	7,168	0,000
<i>ln(D_{ij})</i>	-0,893	0,036	-24,794	0,000				
<i>C_{ij}</i>	0,167	0,051	3,268	0,001	-0,084	0,050	-1,688	0,091
<i>ln(L_j)</i>	0,255	0,025	10,193	0,000	0,309	0,180	1,716	0,086
<i>R_j</i>	-0,094	0,034	-2,729	0,006	-0,057	0,020	-2,828	0,005
<i>T_{ij}</i>	0,009	0,016	0,551	0,581	-0,052	0,019	-2,681	0,007
<i>G_j</i>	0,014	0,001	11,628	0,000	0,006	0,001	4,494	0,000
<i>BUS_j</i>	-0,001	0,002	-0,083	0,934	0,001	0,001	0,847	0,397
<i>TRA_j</i>	0,001	0,001	0,837	0,403	0,002	0,001	1,345	0,179
<i>FIS_j</i>	0,007	0,001	5,204	0,000	0,004	0,001	2,436	0,015
<i>GOV_j</i>	0,001	0,001	1,265	0,206	0,005	0,001	4,033	0,000
<i>MON_j</i>	-0,005	0,001	-3,819	0,000	0,001	0,001	0,277	0,782

	Průřezová data - OLS				Časové řady - FE			
	koef.	směr. odch.	t-podíl	p-hod.	koef.	směr. odch.	t-podíl	p-hod.
INV_j	-0,004	0,001	-3,005	0,003	0,001	0,001	0,815	0,415
FIN_j	-0,001	0,001	-0,236	0,814	0,003	0,001	2,702	0,007
PRO_j	0,006	0,002	3,671	0,000	0,003	0,001	2,373	0,018
COR_j	0,008	0,001	5,873	0,000	0,001	0,001	0,432	0,666
EDU_j	0,016	0,001	10,823	0,000	-0,006	0,003	-1,915	0,056

Zdroj: Vlastní výpočty

Kapitola 4

Gravitační model - ČR

4.1 Model a popis dat

Gravitační model pro Českou republiku má totožnou podobu jako v případě Německa a to:

$$\begin{aligned} \ln(X_{ijt}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_{jt}) + \beta_2 \ln(Y_{it}) + \beta_3 \ln(D_{ij}) + \beta_4 C_{ijt} + \beta_5 \ln(L_{jt}) + \beta_6 R_{jt} \\ & + \beta_7 T_{jt} + \beta_8 G_{jt} + \beta_9 BUS_{jt} + \beta_{10} TRA_{jt} + \beta_{11} FIS_{jt} + \beta_{12} GOV_{jt} + \beta_{13} MON_{jt} \\ & + \beta_{14} INV_{jt} + \beta_{15} FIN_{jt} + \beta_{16} PRO_{jt} + \beta_{17} COR_{jt} + \beta_{18} EDU_{jt}, \end{aligned} \quad (4.1)$$

kde i proměnné jsou stejně definovány. Rozdíly jsou pouze v proměnných X_{ij} , Y_i a C_{ij} a D_{ij} . Proměnná X_{ij} je tentokrát export z České republiky do země j a Y_i je přirozeně HDP pro Českou republiku. C_{ij} je dummy proměnná pro euro (ne pro společnou měnu). Tato proměnná tedy bude měřit citlivost českých exportů na to, zda partnerská země přijala euro, nebo ne. Pokud by se ukázalo, že české exporty jsou citlivé na euro, nabízela by se otázka, zda by se tato citlivost dále zvyšovala i se samotným přijetím eura, nebo už dále ne. Proměnná D_{ij} je pak intuitivně vzdálenost mezi Českou republikou a partnerskou zemí.

4.2 Výsledky

Podkapitola s výsledky pro Českou republiku má velmi podobnou strukturu, jako v případě výsledků Německa. Nejdříve budou opět uvedeny výsledky metodou nejmenších čtverců, které nejsou ovlivněny strukturou vstupních dat.

4.2.1 Metoda nejmenších čtverců

Výsledky gravitačního modelu pro Českou republiku metodou nejmenších čtverců jsou uvedeny v Tabulce 15. Koeficient determinace vyšel poměrně vysoký a to 0,845.

Tabulka 15. Gravitační model - ČR - OLS

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
<i>konstanta</i>	-8,380	1,847	-4,536	0,000
<i>ln</i> (Y_j)	0,610	0,038	16,050	0,000
<i>ln</i> (Y_i)	0,970	0,164	5,915	0,000
<i>ln</i> (D_{ij})	-1,667	0,049	-34,060	0,000
C_{ij}	0,232	0,077	3,010	0,002
<i>ln</i> (L_j)	0,426	0,039	10,950	0,000
R_j	-0,001	0,055	-0,021	0,983
T_{ij}	0,047	0,024	1,979	0,048
G_j	0,013	0,002	6,871	0,000
BUS_j	-0,001	0,003	-0,031	0,975
TRA_j	-0,001	0,002	-0,238	0,812
FIS_j	0,012	0,003	6,131	0,000
GOV_j	0,008	0,002	5,214	0,000
MON_j	0,001	0,002	0,042	0,967
INV_j	0,002	0,002	1,002	0,316
FIN_j	-0,001	0,002	-0,458	0,647

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
PRO_j	0,002	0,003	0,810	0,418
COR_j	-0,001	0,002	-0,017	0,986
EDU_j	0,032	0,002	14,810	0,000

Zdroj: Vlastní výpočty

Vlivy partnerského a domácího HDP a vzdálenosti vyšly podle předpokladů a statisticky významně. Proměnná pro euro vychází také statisticky významně (na hladině významnosti 1 %) a pozitivně. České exporty jsou dokonce 1,26 krát¹ vyšší se členy EMU, než s nečleny. Na rozdíl od Německa je většina institucionálních proměnných statisticky nevýznamná, kromě *FIS* a *GOV*. Vliv vzdělání partnerské země je významný a pozitivní. Dummy proměnná pro obchodní bariéry T_{ij} na rozdíl od Německa vychází kladná a statisticky významná. Podle očekávání by ale měla vyjít tato proměnná záporná - se vzrůstajícími obchodními bariérami by měl mezinárodní obchod klesat. Tento ne příliš velký efekt obchodních bariér ($exp(0,047) = 1,048$) je pravděpodobně způsoben obchodními vazbami České republiky s Ruskem. Jak bylo uvedeno v první kapitole, Rusko patří mezi naše nejvýznamnější odběratele a přitom spadá mezi země, které mají ohodnocení 8 z hlediska obchodních bariér.

4.2.2 Průřezová data

Odhad gravitačního modelu pro Českou republiku s použitím panelových dat rozdělených do 15ti segmentů (pro každý rok jeden) nejdříve vypočítáme metodou fixních efektů.

4.2.2.1 Fixní efekty

Výsledky odhadu gravitačního modelu pro Českou republiku metodou panelových dat s fixními efekty jsou uvedeny v Tabulce 16. V modelu chybí proměnné domácí

¹ $exp(0,232) = 1,261$.

HDP Y_i a dummy proměnná pro recesi R_j , které jsou v rámci každého segmentu konstantní a způsobují kolinearitu. Výsledky jsou velmi podobné jako u metody nejmenších čtverců. Efekt eura na české exporty nyní vychází dokonce na 27 %.

Tabulka 16. Gravitační model - ČR - Průřezová data - Fixní efekty

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
<i>konstanta</i>	3,178	0,446	7,126	0,000
$\ln(Y_j)$	0,607	0,038	15,970	0,000
$\ln(D_{ij})$	-1,668	0,049	-34,070	0,000
C_{ij}	0,236	0,077	3,0560	0,002
$\ln(L_j)$	0,428	0,039	11,010	0,000
T_{ij}	0,047	0,024	1,995	0,046
G_j	0,012	0,002	6,866	0,000
BUS_j	-0,001	0,003	-0,174	0,862
TRA_j	-0,001	0,002	-0,299	0,765
FIS_j	0,012	0,002	6,066	0,000
GOV_j	0,009	0,002	5,310	0,000
MON_j	0,001	0,002	0,263	0,793
INV_j	0,002	0,002	1,008	0,314
FIN_j	-0,001	0,002	-0,356	0,722
PRO_j	0,002	0,003	0,771	0,441
COR_j	0,001	0,002	0,001	0,999
EDU_j	0,032	0,002	14,870	0,000

Zdroj: Vlastní výpočty

Pro porovnání dvou výše uvedených metod opět testujeme model testem pro různé intercepty mezi skupinami.

Test pro různé intercepty mezi skupinami. H_0 : Skupiny mají společný intercept. Pro případ časových řad vychází sdružená signifikance rozdílných střed-

ních hodnot po skupinách: $F(14, 2624) = 0,891$ s p-hodnotou $= P(F(14, 2624) > 0,891) = 0,568$. Nulovou hypotézu o adekvátnosti hromadného OLS odhadu nezamítáme.

4.2.2.2 Náhodné efekty

Stejně jako v případě Německa, nyní také musíme omezit původní model na maximálně 14 (počet segmentu minus 1) vysvětlujících proměnných kvůli počtu stupňů volnosti. Klíčem pro tento krok sloužily výsledky metodou fixních efektů, kdy byly z modelu vyřazeny statisticky nevýznamné proměnné (na hladině významnosti 10 %, tedy proměnné *BUS*, *TRA*, *MON*, *INV*, *FIN*, *PRO* a *COR*) a naopak zařazeny proměnné Y_i pro domácí HDP a dummy proměnná pro recesi R_j . V Tabulce 17 jsou uvedeny výsledky upraveného modelu pro metodu panelových dat s náhodnými efekty. V posledních dvou sloupcích jsou uvedeny také výsledky upraveného modelu pro odhady metodou nejmenších čtverců a fixních efektů. Jak můžeme vidět, výsledky pro všechny 3 metody jsou velmi podobné. Pro metodu náhodných efektů nyní vychází, že české exporty jsou o 27 %² vyšší do zemí eurozóny, než do ostatních zemí.

Tabulka 17. Gravitační model - ČR - Průřezová data - Náhodné efekty

	koef.	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota	koef. FE	koef. OLS
<i>konst.</i>	-7,713	1,715	-4,497	0,000	3,118	-7,713
$\ln(Y_j)$	0,619	0,036	17,220	0,000	0,617	0,619
$\ln(Y_i)$	0,909	0,152	5,998	0,000		0,909
$\ln(D_{ij})$	-1,652	0,047	-35,170	0,000	-1,652	-1,652
C_{ij}	0,242	0,077	3,156	0,001	0,245	0,242
$\ln(L_j)$	0,413	0,035	11,650	0,000	0,415	0,413
R_j	-0,001	0,054	-0,022	0,983		-0,001
T_{ij}	0,042	0,023	1,841	0,066	0,042	0,042

² $exp(0,242) = 1,274$.

	koef.	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota	koef. FE	koef. OLS
G_j	0,014	0,001	9,612	0,000	0,014	0,014
FIS_j	0,012	0,002	6,218	0,000	0,012	0,012
GOV_j	0,009	0,001	5,732	0,000	0,009	0,009
EDU_j	0,031	0,002	15,640	0,000	0,031	0,031

Zdroj: Vlastní výpočty

Všechny výsledky pro odhady metodou fixních efektů jsou statisticky signifikantní na hladině významnosti 10 %.

Všechny výsledky pro odhady metodou nejmenších čtverců jsou statisticky signifikantní na hladině významnosti 10 %, kromě proměnné R_j , která signifikantní není.

Pro porovnání těchto tří metod budeme model testovat testem pro různé intercepty (porovnává metodu nejmenších čtverců a metodu fixních efektů) a Breusch-Paganovým testem (porovnává metodu nejmenších čtverců a metodu náhodných efektů)

Test pro různé intercepty mezi skupinami. H_0 : Skupiny mají společný intercept. Pro případ časových řad a upravení gravitačního modelu o některé proměnné vychází sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách: $F(14, 2631) = 0,894$ s p-hodnotou = $P(F(14, 2631) > 0,894) = 0,565$. Nulovou hypotézu o adekvátnosti hromadného OLS odhadu nezamítáme.

Breusch-Paganův test. H_0 : Rozptyl chyb příslušejících jednotkám = 0. Pro případ časových řad vychází Breusch-Paganova testovací statistika: $LM = 0,201$ s p-hodnotou = $prob(chí - kvadrát(1) > 0,201) = 0,654$. Nulovou hypotézu o adekvátnosti hromadného OLS odhadu také nezamítáme.

Pro průřezová data budeme tedy považovat za nejvhodnější metodu nejmenších čtverců (stejně jako v případě Německa).

4.2.3 Časové řady

I pro Českou republiku odhadneme model s použitím dat strukturovaných do časových řad. Pracujeme nyní se 177 segmenty (pro každou partnerskou zemi jeden), kdy každý z těchto segmentů je časová řada trvající 15 let. Jedná se o identická data, jako v případě průřezových jednotek. Pouze jejich struktura se mění. Metoda nejmenších čtverců tento rozdíl nezachycuje a výsledky jsou uvedeny již v sekci s výsledky pro průřezová data. Rozdíl však zachycuje metoda panelových dat s fixními a náhodnými efekty.

4.2.3.1 Fixní efekty

Výsledky pro odhad gravitačního modelu metodou fixních efektů jsou zaznamenány v Tabulce 18. Protože se změnila struktura dat, z modelu tentokrát “vypadla” proměnná vzdálenost mezi Českou republikou a partnerskou zemí D_{ij} .

Tabulka 18. Gravitační model - ČR - Časové řady - Fixní efekty

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
<i>konstanta</i>	-25,508	1,691	-15,090	0,000
$\ln(Y_j)$	0,691	0,126	5,465	0,000
$\ln(Y_i)$	1,334	0,202	6,620	0,000
C_{ij}	0,227	0,094	2,404	0,016
$\ln(L_j)$	0,525	0,344	1,527	0,127
R_j	-0,004	0,039	-0,115	0,909
T_{ij}	0,080	0,038	2,088	0,037
G_j	0,012	0,003	4,479	0,000
BUS_j	0,002	0,003	0,569	0,570
TRA_j	0,002	0,002	0,927	0,354
FIS_j	0,002	0,003	0,652	0,515
GOV_j	0,008	0,002	3,632	0,000

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
MON_j	0,001	0,002	0,111	0,911
INV_j	0,001	0,002	0,318	0,751
FIN_j	0,006	0,002	2,949	0,003
PRO_j	0,007	0,003	2,801	0,005
COR_j	-0,006	0,002	-2,626	0,009
EDU_j	0,005	0,006	0,882	0,378

Zdroj: Vlastní výpočty

I v případě České republiky se objevují rozdíly ve výsledcích díky odlišné struktuře dat. Proměnná pro euro ale stále zůstává statisticky významná a efekt eura má značný efekt na české exporty. Ty jsou o 25 % vyšší, pokud partnerská země vstoupí do eurozóny.

Abychom rozhodli, zda je u časových řad vhodnější použít odhad metodou nejmenších čtverců nebo fixních efektů, opět použijeme test pro různé intercepty mezi skupinami.

Test pro různé intercepty mezi skupinami. H_0 : Skupiny mají společný intercept. Pro případ časových řad vychází sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách: $F(176, 2461) = 17,8775$ s p-hodnotou $= P(F(176, 2461) > 17,8775) = 0$. Zamítáme tedy nulovou hypotézu, že hromadný OLS model je adekvátní ve prospěch alternativy fixních efektů.

4.2.3.2 Náhodné efekty

Pro odhad metodou náhodných efektů nyní nemusíme model nikterak omezovat, protože v případě časových řad pracujeme se 177 segmenty. Výsledky jsou uvedeny v Tabulce 19, kde jsou opět pro porovnání uvedeny také výsledky metodou fixních efektů.

Tabulka 19. Gravitační model - ČR - Časové řady - Náhodné efekty

	koef.	směr. odch.	t-podíl	p-hodnota	koef. FE	p-hodnota
<i>konstanta</i>	-10,665	1,561	-6,833	0,000	-25,508	0,000
<i>ln(Y_j)</i>	0,722	0,075	9,617	0,000	0,691	0,000
<i>ln(Y_i)</i>	1,186	0,142	8,323	0,000	1,334	0,000
<i>ln(D_{ij})</i>	-1,701	0,105	-16,250	0,000		
<i>C_{ij}</i>	0,244	0,088	2,783	0,005	0,227	0,016
<i>ln(L_j)</i>	0,322	0,079	4,095	0,000	0,525	0,127
<i>R_j</i>	-0,008	0,038	-0,203	0,839	-0,004	0,909
<i>T_{ij}</i>	0,081	0,033	2,442	0,015	0,080	0,037
<i>G_j</i>	0,012	0,002	5,134	0,000	0,012	0,000
<i>BUS_j</i>	0,001	0,003	0,509	0,611	0,002	0,570
<i>TRA_j</i>	0,002	0,002	0,838	0,402	0,002	0,354
<i>FIS_j</i>	0,004	0,003	1,598	0,110	0,002	0,515
<i>GOV_j</i>	0,008	0,002	4,015	0,000	0,008	0,000
<i>MON_j</i>	-0,001	0,002	-0,348	0,728	0,001	0,911
<i>INV_j</i>	0,001	0,002	0,264	0,792	0,001	0,751
<i>FIN_j</i>	0,006	0,002	2,854	0,004	0,006	0,003
<i>PRO_j</i>	0,007	0,003	2,734	0,006	0,007	0,005
<i>COR_j</i>	-0,006	0,002	-2,771	0,006	-0,006	0,009
<i>EDU_j</i>	0,019	0,004	4,785	0,000	0,005	0,378

Zdroj: Vlastní výpočty

Jak vidíme, výsledky jsou velmi podobné pro obě uvedené metody. Pouze proměnná pro úroveň vzdělání je statisticky významná jen v případě odhadu metodou náhodných efektů. Také odhad dummy proměnné pro euro nyní nabývá ještě vyšší hodnoty. Konkrétně je efekt eura na české exporty v případě odhadu náhodnými efekty 28 % ($exp(0,244) = 1,276$).

Pro zjištění nevhodnější metody pro odhad gravitačního modelu pro Českou republiku při použití dat strukturovaných do časových řad jsou opět použity Breusch-Paganův a Hausmanův test.

Breusch-Paganův test. H_0 : Rozptyl chyb příslušejících jednotkám = 0. Breusch-Paganova testovací statistika vychází: 4961, 17 s p-hodnotou = $prob(chí-kvadrát(1) > 4961, 17) = 0$. Nulová p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, ve prospěch alternativy náhodných efektů.

Hausmanův test. H_0 : GLS odhady jsou konzistentní. Hausmanova testovací statistika je $H = 21, 5975$ s p-hodnotou = $prob(chí - kvadrát(17) > 21, 5975) = 0, 201$. Nezamítáme tedy hypotézu, že model s náhodnými efekty je konzistentní ve prospěch alternativy fixních efektů. Jako nevhodnější model pro časové řady budeme tedy považovat panelový model s náhodnými efekty.

4.2.4 Česká republika - shrnutí

V Tabulce 20 jsou pro porovnání uvedeny odhady jak pro průřezová data (metodou nejmenších čtverců), tak pro časové řady (metodou náhodných efektů). Opět je mezi těmito výsledky znatelný rozdíl pouze na základě odlišné datové struktury, zejména na dopadu institucionální vyspělosti partnerské země na české exporty.

Tabulka 20. Gravitační model - ČR - shrnutí

	Průřezová data - OLS				Časové řady - RE			
	koef.	směr. odch.	t-podíl	p-hod.	koef.	směr. odch.	t-podíl	p-hod.
<i>konst.</i>	-8,380	1,847	-4,536	0,000	-10,665	1,561	-6,833	0,000
$\ln(Y_j)$	0,610	0,038	16,050	0,000	0,722	0,075	9,617	0,000
$\ln(Y_i)$	0,970	0,164	5,915	0,000	1,186	0,142	8,323	0,000
$\ln(D_{ij})$	-1,667	0,049	-34,060	0,000	-1,701	0,105	-16,250	0,000
C_{ij}	0,232	0,077	3,010	0,002	0,244	0,088	2,783	0,005

	Průřezová data - OLS				Časové řady - RE			
	koef.	směr. odch.	t-podíl	p-hod.	koef.	směr. odch.	t-podíl	p-hod.
$\ln(L_j)$	0,426	0,039	10,950	0,000	0,322	0,079	4,095	0,000
R_j	-0,001	0,055	-0,021	0,983	-0,008	0,038	-0,203	0,839
T_{ij}	0,047	0,024	1,979	0,048	0,081	0,033	2,442	0,015
G_j	0,013	0,002	6,871	0,000	0,012	0,002	5,134	0,000
BUS_j	-0,001	0,003	-0,031	0,975	0,001	0,003	0,509	0,611
TRA_j	-0,001	0,002	-0,238	0,812	0,002	0,002	0,838	0,402
FIS_j	0,012	0,003	6,131	0,000	0,004	0,003	1,598	0,110
GOV_j	0,008	0,002	5,214	0,000	0,008	0,002	4,015	0,000
MON_j	0,001	0,002	0,042	0,967	-0,001	0,002	-0,348	0,728
INV_j	0,002	0,002	1,002	0,316	0,001	0,002	0,264	0,792
FIN_j	-0,001	0,002	-0,458	0,647	0,006	0,002	2,854	0,004
PRO_j	0,002	0,003	0,810	0,418	0,007	0,003	2,734	0,006
COR_j	-0,001	0,002	-0,017	0,986	-0,006	0,002	-2,771	0,006
EDU_j	0,032	0,002	14,810	0,000	0,019	0,004	4,785	0,000

Zdroj: Vlastní výpočty

Pokud porovnáme výsledky pro Českou republiku a Německo, zjistíme, že se tyto dvě země chovají poněkud odlišně.

České exporty jsou citlivější na domácí HDP a také na vzdálenost než německé (koeficienty, tedy elasticity, jsou pro dané proměnné v absolutní hodnotě vyšší pro ČR). Dále se zdají být české exporty paradoxně citlivější na euro, než je tomu v případě Německa, ale naopak vůbec nereagují na ekonomickou krizi.

Závěr

Gravitační model mezinárodního obchodu se stal v posledních letech velmi oblíbeným nástrojem analýzy mezinárodního obchodu. Tato práce se ve značné míře věnuje rozšíření tohoto modelu a přináší dvě důležité inovace.

Jednak poukazuje na dosud poměrně opomíjený problém a to na vliv struktury dat na konečný výsledek. Na datech pro Německo jsme zjistili zásadní dopad na proměnnou pro společnou měnu. Při použití dat strukturovaných do průřezových jednotek vyšel nárůst exportů díky společné měně o 18 %. Na druhou stranu, v případě použití dat strukturovaných do časových řad, vyšel vliv eura na německé exporty dokonce záporně. Pokles exportů do členských zemí EMU byl odhadnut na 8 %.

Na datech pro Českou republiku nebyly rozdíly způsobené odlišnou strukturou dat tak zásadní. Nicméně nás zaujal vliv dummy proměnné pro euro na české exporty. Ukazuje se, že Česká republika je velmi citlivá na členství svých obchodních partnerů v eurozóně. Nárůst exportů, díky přijetí eura v partnerské zemi, vyšel na 26 %, kdy data byla strukturovaná jako průřezové jednotky a až na 28 % v případě časových řad. Nabízí se otázka, zda-li bychom, v případě našeho vstupu do EMU, vůbec mohli dále pokračovat ve zvyšování exportů do ostatních členských zemí a tak “generovat další zisky” plynoucí ze společné měny.

Druhým zásadním přínosem této práce je také zahrnutí nových institucionálních proměnných do gravitačního modelu, které jsou doposud opomíjeny, ačkoliv institucionální kultura zemí má značný dopad na mezinárodní obchod. Ačkoliv

jsou institucionální proměnné do gravitačního modelu v některých studiích již zahrnuty, tato práce model inovuje o 9 nových institucionálních proměnných.

V neposlední řadě potvrzujeme Eggerovu (2002) výhradu vůči gravitačním modelům, které uvažují exporty všech do modelu uvažovaných zemí navzájem. Odhady takovýchto modelů dávají podle Eggera nekvalitní predikce. V této práci uvedené výsledky pro Českou republiku a Německo poukazují na to, že se jednotlivé země mohou chovat výrazně odlišně a modely vztahující se k pouze jednotlivým zemím pak dávají spolehlivější prognózy.

Literatura

- [1] Anderson, J. E. (1979): A THEORETICAL FOUNDATION FOR THE GRAVITY EQUATION, *American Economic Review*, 69 (1), March, 106-116.
- [2] Baldwin, R. (2006): THE EURO'S TRADE EFFECTS. Frankfurt, ECB Working Paper Series no. 594.
- [3] Baldwin, R., Taglioni, D. (2006): GRAVITY FOR DUMMIES AND DUMMIES FOR GRAVITY EQUATIONS, NBER Working Paper 12516, National Bureau of Economic Research.
- [4] Baldwin, R., Wyplosz, C. (2006): THE ECONOMICS OF EUROPEAN INTEGRATION, McGraw-Hill Education.
- [5] Babecká Kucharčuková, O., Babecký, J., Raiser, M. (2010): A GRAVITY APPROACH TO MODELLING INTERNATIONAL TRADE IN SOUTH-EASTERN EUROPE AND THE COMMONWEALTH OF INDEPENDENT STATES: THE ROLE OF GEOGRAPHY, POLICY AND INSTITUTIONS, ČNB Working Paper 4/2010
- [6] Babetskii, I. (2005): EU ENLARGEMENT AND ENDOGENEITY OF SOME OCA CRITERIA: EVIDENCE FROM THE CEECs, ČNB Working Paper č.2.
- [7] Babetskii, I. (2006): AGGREGATE WAGE FLEXIBILITY IN SELECTED NEW EU MEMBER STATES, ČNB Working Paper 1/2006

- [8] Babetskii, I., Babetskaia-Kukharchuk, O., Raiser, M. (2003): HOW DEEP IS YOUR TRADE? TRANSITION AND INTERNATIONAL INTEGRATION IN EASTERN EUROPE AND THE FORMER SOVIET UNION, EBRD Working Paper No. 83
- [9] Bayoumi, T., Eichengreen, B. (1998a): EVER CLOSER TO HEAVEN? AN OPTIMUM-CURRENCY-AREA INDEX FOR EUROPEAN COUNTRIES, European Economic Review.
- [10] Bayoumi, T., Eichengreen, B. (1998b): EXCHANGE RATE VOLATILITY AND INTERVENTION: IMPLICATIONS OF THE THEORY OF OPTIMUM CURRENCY AREAS, Journal of International Economics.
- [11] Peter A. G. van Bergeijk, Steven Brakman (2010): THE GRAVITY MODEL IN INTERNATIONAL TRADE: ADVANCES AND APPLICATIONS, Cambridge University Press, New York.
- [12] Bergstrand, J. H. (1985): THE GRAVITY EQUATION IN INTERNATIONAL TRADE: SOME MICROECONOMIC FOUNDATIONS AND EMPIRICAL EVIDENCE. Review of Economics and Statistics, 67, August, 474-481.
- [13] Bergstrand, J. H. (1989): THE GENERALISED GRAVITY EQUATION MONOPOLISTIC COMPETITION, AND THE FACTOR-PROPORTIONS THEORY IN INTERNATIONAL TRADE, Review of Economics and Statistics, 71, February, 143-153.
- [14] Cipra, T. (2008): FINANČNÍ EKONOMETRIE, nakladatelství Ekopress, s.r.o.
- [15] Deardorff, A. V. (1995): DETERMINANTS OF BILATERAL TRADE: DOES GRAVITY WORK IN A NEOCLASSIC WORLD? NBER Working Paper 5377, National Bureau of Economic Research.

- [16] De Grauwe, P., Mongelli, G. (2005): ENDOGENITIES OF OPTIMUM CURRENCY AREAS. WHAT BRINGS COUNTRIES SHARING A SINGLE CURRENCY CLOSER TOGETHER?, ECB Working Paper č.468.
- [17] Egger, P (2002): AN ECONOMETRIC VIEW ON THE ESTIMATION OF GRAVITY MODELS AND THE CALCULATION OF TRADE POTENTIALS, WIFO Working Papers 141, WIFO.
- [18] Fidrmuc, J. (2001): THE ENDOGENEITY OF THE OPTIMUM CURRENCY AREA CRITERIA, Intraindustry Trade, and EMU Enlargement, BOFIT Discussion Paper č. 14, Institute for Economies in Transition, Bank of Finland.
- [19] Fidrmuc, J., Korhonen, I. (2003): SIMILARITY OF SUPPLY AND DEMAND SHOCKS BETWEEN THE EURO AREA AND THE CEECS, presented on Royal Economic Society Annual Conference
- [20] Frankel, J. A. (2008): THE ESTIMATED EFFECTS OF EURO ON TRADE: WHY ARE THEY BELOW HISTORICAL EFFECTS ON MONETARY UNIONS AMONG SMALLER COUNTRIES? NBER Working Papers no. 14542, National Bureau of Economic Research.
- [21] Frankel, J.A., Romer, D. (1999): DOES TRADE CAUSE GROWTH? American Economic Review 89-3, 379-399.
- [22] Frankel, J., Rose, A. (1998): THE ENDOGENEITY OF THE OPTIMUM CURRENCY AREA CRITERIA, The Economic Journal č. 108
- [23] Frankel, J. A., Rose, A. (2002): AN ESTIMATE OF THE EFFECT OF COMMON CURRENCIES ON TRADE AND INCOME. The Quarterly Journal of Economics 117(2), 437-466.
- [24] Friedman, M. (1953): ESSAYS IN POSITIVE ECONOMICS, University of Chicago Press.

- [25] Harris, M. N., Mátyás, L. (1998): THE ECONOMETRICS OF GRAVITY MODELS, Melbourne Institute Working Paper No. 5/98
- [26] Havránek, T. (2009): ROSE EFFECT AND THE EURO: THE MAGIC IS GONE. IES Working Paper 20/2009, Prague, Charles University.
- [27] Head, K., Mayer, T.(2002): ILLUSORY BORDER EFFECTS: DISTANCE MISMEASUREMENT INFLATES ESTIMATES OF HOME BIAS IN TRADE, CEPII Working Paper 2002-01, January.
- [28] Horváth, J. (2003): OPTIMUM CURRENCY AREA THEORY: A SELECTIVE REVIEW, BOFIT Discussion Paper č. 15, Institute for Economies in Transition, Bank of Finland.
- [29] Horváth, R., Komárek, L. (2002): OPTIMUM CURRENCY AREA THEORY: A FRAMEWORK FOR DISCUSSION ABOUT MONETARY INTEGRATION, Warwick Economic Research Paper č. 647, University of Warwick, Department of Economics.
- [30] Horváth R. (2006): SPLŇUJE ČESKÁ REPUBLIKA KRITÉRIA TEORIE OPTIMÁLNÍCH MĚNOVÝCH ZÓN? (VYBRANÉ ASPEKTY), Studie národohospodářského ústavu Josefa Hlávky
- [31] Hyžíková, M. (2008): Vstup České republiky do Evropské měnové unie, Bakalářská práce (Bc), Univerzita Karlova, Fakulta sociálních věd, Institut ekonomických studií.
- [32] Ingram, J. (1962): REGIONAL PAYMENTS MECHANISMS: THE CASE OF PUERTO RICO, University of North Carolina Press.
- [33] Isard, W. (1954): LOCATION THEORY AND TRADE THEORY: SHORT RUN ANALYSIS, The Quarterly Journal of Economics, Oxford University Press.

- [34] Isard, W., Peck, M. J. (1954): LOCATION THEORY AND INTERNATIONAL AND INTERREGIONAL TRADE THEORY, *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press.
- [35] Kenen, P. (1969): THE OPTIMUM CURRENCY AREA: AN ECLECTIC VIEW, v Mundell and Swoboda, (eds.), *Monetary Problems of the International Economy*, Chicago: University of Chicago Press.
- [36] Leamer, E. E., Levinsohn, J. (1995): INTERNATIONAL TRADE THEORY: THE EVIDENCE, *The Handbook of International Economics*, vol. III (edited by G. Grossman and K. Rogoff), Elsevier: North-Holland.
- [37] Martinez-Zarzoso, I., Nowak-Lehman, D. (2003): AUGMENTED GRAVITY MODEL: AN EMPIRICAL APPLICATION TO MERCOSUR-EUROPEAN UNION TRADE FLOWS, *Journal of Applied Economics*, Vol. IV, No. 2 (Nov 2003), 291-316.
- [38] Martinez-Zarzoso, I., Nowak-Lehman, D., Horsewood, N. (2006): EFFECTS OF REGIONAL TRADE AGREEMENTS USING A STATIC AND DYNAMIC GRAVITY EQUATION, *Ibero-America Institute for Economic Research*, Nr. 149.
- [39] McKinnon, R. (1963): THE THEORY OF OPTIMUM CURRENCY AREAS, *American Economic Review*, 53.
- [40] Mundell, R. (1961): A THEORY OF OPTIMUM CURRENCY AREAS. *American Economic Review*.
- [41] Rose, A. (2000): ONE MONEY, ONE MARKET: ESTIMATING THE EFFECT OF COMMON CURRENCIES ON TRADE. *Economic Policy*, Vol. 15 (April), 7-45.
- [42] Rose, A., Stanley, T. D. (2005): A META-ANALYSIS OF THE EFFECT OF COMMON CURRENCIES ON INTERNATIONAL TRADE. *Journal of Economic Surveys* 19(3): pp. 347-365.

[43] Tinbergen, J. (1962): SHAPING THE WORLD ECONOMY: SUGGESTIONS FOR AN INTERNATIONAL ECONOMIC POLICY (New York).

Internetové zdroje

<http://www.heritage.org>

<http://ec.europa.eu/eurostat>

<http://www.imf.org>

<http://www.cepii.fr>

http://info.worldbank.org/governance/wgi/sc_country.asp

<http://www.heritage.org>

<http://hdr.undp.org>

<http://www.czso.cz>

<http://www.destatis.de>