

VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE

FAKULTA INFORMATIKY A STATISTIKY

KATEDRA EKONOMETRIE

STUDIJNÍ PROGRAM: KVANTITATIVNÍ METODY V EKONOMII

OBOR: OPERAČNÍ VÝZKUM A EKONOMETRIE



Ekonometrická analýza inflace s využitím panelových dat

DIPLOMOVÁ PRÁCE

Student: Bc. Vratislav Havlík

Vedoucí: Ing. Tomáš Formánek, PhD.

2018

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci zpracoval samostatně a že jsem uvedl všechny použité prameny a literaturu, ze kterých jsem čerpal.

V Praze dne 30. dubna 2018

.....
Bc. Vratislav Havlík

Poděkování

Tímto děkuji panu doktoru Formánkovi za odborné vedení této práce, přínosné připomínky i návrhy, kudy by se práce mohla ubírat, bez něhož by tvorba byla daleko složitější.

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá ekonometrickou analýzou inflace a agregáty, které by ji mohly ovlivňovat, tj. nezaměstnanost, produktivita zaměstnanců, HDP a vládní nákupy založenou na panelových dat tří skupin států, a to Visegradské skupiny, států Beneluxu a baltských států v období od roku 2004 do roku 2016. V práci jsou použity a srovnány modely sloučené regrese na panelových datech a odhady metodami fixních, náhodných a zkorelovaných náhodných efektů, následně jsou výsledky vyhodnoceny jak individuálně, tak i srovnány meziskupinově.

Klíčová slova

Panelová regrese, sloučená regrese na panelových datech, fixní efekty, náhodné efekty, zkorelované náhodné efekty, nezaměstnanost, inflace

Abstract

This master thesis deals with an econometric analysis of inflation and other aggregates, which could influence inflation, i.e. unemployment, productivity of employees, GDP and government consumption expenditure, based on a panel of 3 groups of countries, i.e. Visegrad Four, Benelux and Baltic states from 2004 to 2016. In this thesis it will be used pooled regression, fixed effects model, random effects model, correlated random effects model, then results will be evaluated individually and compared differences between groups of countries.

Keywords

Panel regression, pooled regression, fixed effects, random effects, correlated random effects, unemployment, inflation

Obsah

Úvod	1
I Teoretická část	3
1 Panelová data	4
2 Odhad modelu pomocí sloučené regrese na panelových datech	7
2.1 Východiska pokročilejších odhadových metod na panelových datech	8
3 Odhad modelu metodou fixních efektů	10
3.1 Postup při odhadu metodou fixních efektů	11
4 Odhad modelu metodou náhodných efektů	13
4.1 Způsob odhadování – metoda náhodných efektů	14
5 Odhad modelu metodou zkorelovaných náhodných efektů	17
6 Verifikace odhadnutého modelu na panelových datech	19
6.1 Základní postupy při verifikaci	19
6.2 Statistické testy	22
II Praktická část	27
7 Rešerše Kontextu	28
7.1 Kontext států V4	28
7.2 Kontext států Beneluxu	30
7.3 Kontext států Baltu	32
8 Data	34
9 Empirická analýza a interpretace výsledků	37
9.1 Visegrádská skupina	38
9.2 Státy Beneluxu	44
9.3 Baltské státy	50
9.4 Srovnání a shrnutí výsledků	55
9.5 Návrh budoucí budoucího směru analýzy	56

Závěr	56
Literatura	59
Seznam tabulek	66
Přílohy	67

Úvod

O vztahu inflace a nezaměstnanosti toho již bylo napsáno mnoho. Hlavním cílem této diplomové práce je empiricky potvrdit vztah inflace a tzv. *controls*, tj. nezaměstnanost, produktivita zaměstnanců, vládní nákupy apod. Neboli bude se zde analyzovat vývoj tří skupin zemí tak, aby si byly ekonomicky, politicky a geograficky podobné nebo na základě dohodnuté spolupráce (Visegrádská skupina). Vybrány byly státy Visegrádské skupiny, kam patří Česká republika, Polsko, Slovensko a Maďarsko, Beneluxu, tj. Belgie, Nizozemsko a Lucembursko, a Baltské státy – Litva, Lotyšsko, Estonsko. Z časového hlediska je použit úsek od roku 2004 do roku 2016, neboť je tím zajištěna kompletnost dat. Z hlediska metod použití pro tuto analýzu jsou použity regrese na panelových datech metodami fixních a náhodných efektů, které poskytnou nejdříve individuální výstupy, poté bude možné skupiny zemí mezi sebou porovnat.

Hlavní inspirací ke zpracování byl framework Phillipsovy křivky - tato makroekonomická analýza inflací a nezaměstnanosti se datuje k roku 1958, kdy Phillips empiricky doložil tuto interakci pomocí po něm pojmenované Phillipsovy křivky na datech z let 1861 až 1958 ve Spojeném království. Po 60ti letech je tento fenomén stále využíván, minimálně jako východisko po následnou rozvinutější analýzu. Nejčastěji se tedy lze se základním modelem Phillipsovy křivky setkat právě jako s výchozím řešením, od kterého se hledá optimálnější, rovnovážnější řešení, na čemž se shodují Claar a další. Ve své dizertační práci sleduje mnohá specifika včetně zlepšování odhadu vložení dodatečné informace (Claar, 2000). Typickým příkladem je práce Lia a Jansena, kde srovnávají tradiční Phillipsovu křivku s faktorovou, kterou hodnotí jako nadřazenou k původnímu modelu. V analýze jde více do hloubky a porovnává také autoregresivní model, který je zase nadřazený k faktorové Phillipsově křivce (Liu u. Jansen, 2011). Dalším příkladem může být Studie Genga, kde se od tradiční křivky odkloní ke strukturálnímu VAR modelu, poté hledá

stochastickou dynamickou obecnou rovnováhu (Geng, 2002).

Dalším doložením, že makroekonomická analýza inflace prostřednictvím Phillipsovy křivky je stále aktuální jsou i nové cesty, jak tento vztah znázornit. Estrada ve své práci navrhuje diskový graf z multidimenzionálního grafického prostoru, protože právě takováto vizualizace pomáhá k lepšímu vysvětlení nelineárního vztahu (Ruiz Estrada, Yap, u. Noor Azina, 2017).

V poslední době se díky hospodářské krizi dostala Phillipsova křivka pod kritiku, neboť v předpovědích před hospodářskou krizí poskytovala náhled, že inflace bude vyšší, než ve skutečnosti byla a objevila se deflace. Proto se autoři snažili přijít na to, kde se stala chyba a co by pomohlo zpřesnit prognózu (Coibion u. Gorodnichenko, 2015).

Z hlediska podobnosti vypracovaných studií s následující prací může být zmíněna práce Cieslika, Michalka a Michalkove, kde autoři zkoumají determinanty exportu ve firmách, a to konkrétně produktivitu zaměstnanců, velikost firmy, podíl firmy na trhu, dummy proměnná s informací, zda je firma technologická, R&D, podíl zaměstnanců s vysokoškolským titulem. Studie se zabývá právě srovnáním v Baltických státech, Visegrádské skupině a Kavkazských státech (Cieslik, Michalek, u. Michalek, 2014). Avšak na rozdíl od této práce používají autoři modelování prostřednictvím Probit modelů, namísto toho v této práci jsou použity regrese metodami fixních a náhodných efektů.

Skladba celé práce je následující v první, teoretické části, se nejprve půjde cestou výstavby teoretického základu práce, tj. představení modelu panelových dat, jak se s panelovými daty pracuje, jaká je jejich struktura apod. Poté se přejde k odhadovým metodám, neboli s teoretickým východiskům takovýchto metod (odhad metodou fixních, náhodných efektů a zkorelovaných náhodných efektů). Následně se přejde k verifikaci těchto metod. V druhé části se poté představí empirické zkoumání této práce, nejprve bude uveden kontext vývoje zemí od roku 2004 do roku 2016. Poté se přejde k práci s daty, vybudování modelu a následná interpretace včetně otestování a nakonec dojde k meziskupinovému srovnání, aby se mohlo posoudit, jak si jednotlivé skupiny zemí vedou mezi sebou.

Část I

Teoretická část

Kapitola 1

Panelová data

Hlavním přínosem nebo účelem této práce je zpracování empirické analýzy na panelových datech. Proto je nutné nejprve objasnit a zařadit, co to panelová data jsou a jak se používají. Následně budou postupně představeny metody použité pro tuto analýzu, konkrétně model sloučené regrese na panelových datech, model metodou fixních efektů, metodou náhodných efektů a metodou zkorelovaných náhodných efektů. Budou rozebrány předpoklady pro takové modelování se všemi vlastnostmi a nakonec budou poskytnuty způsoby verifikace modelu, kde budou vysvětleny jednak aspekty modelů, jak se s výstupy v praktické části pracuje a jednak statistické testy pro ověření správnosti modelování.

Panelová data kombinují dva typy dat, a to průřezová a časově uspořádaná data. Průřezová data poskytují úspořádané informace o libovolném počtu respondentů v jeden časový okamžik, zatímco časově uspořádaná data podávají informace o respondentovi v průběhu zvoleného časového horizontu. Neboli panelová data jsou mixem informací o libovolném počtu respondentů za libovolný časový okamžik.

Takto strukturovaná data mají použití v mnoha sektorech, od psychologie, kde se sledují psychické charakteristiky pacientů v časovém horizontu, přes marketingové analýzy, zdravotnictví až po firemní či demografické studie. Poskytují tedy také informaci o dlouhodobějším chování subjektů, právě díky tomu se těší ve statistické obci oblibě. „Analýza panelových dat poskytuje analytikovi možnost porozumění ekonomickým procesům, zatímco sleduje heterogenitu mezi osobami, zeměmi, firmami apod. a umožňuje pochopit dynamické efekty, které v průřezových datech nejsou zřejmé.” (Greene, 2011) (Vlastní překlad autora). Další výhodou panelových dat je i to, že existují i techniky, jak zpracovat pa-

nel s krátkou časovou řadou (Pánková, 2007). Pro upřesnění, existuje tzv. *vyvážený* a *nevyvážený* panel dat.

Vyvážený je takový, jenž má pro všechny respondenty stejný počet kompletních dat pro všechna pozorovaná období. Nevyvážený panel tuto charakteristiku nesplňuje. V případě analýzy je lepší mít vyvážený panel, neboť je zde pravidelnost a odhady jsou tudíž z teorie snazší.

Obecně se pracuje se strukturou (Pánková, 2007):

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}, X_i = \begin{bmatrix} x_{i1}^1 & x_{i2}^2 & \dots & x_{in}^k \\ x_{i2}^1 & x_{i2}^2 & \dots & x_{i2}^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{iT}^1 & x_{iT}^2 & \dots & x_{iT}^k \end{bmatrix}, \epsilon_i = \begin{bmatrix} \epsilon_{i1} \\ \epsilon_{i2} \\ \vdots \\ \epsilon_{iT} \end{bmatrix}$$

kde

y_{it} je hodnota vysvělované proměnné i -té jednotky v čase t ,

X_{it}^j je hodnota j -té vysvětlující proměnné i -té jednotky v čase t ,

ϵ_{it} je náhodná složka rovnice v čase t pro i -tou jednotku.

Lineární model odhadu pro takto definovanou řadu dat je potom v následujícím tvaru:

$$y_{it} = x_{ij}^T \beta_j + c_i + \epsilon_{it}, i = 1, \dots, N, j = 1, \dots, K, t = 1, \dots, T, \quad (1.1)$$

kde

β je matice odhadovaných parametrů pro i -tou jednotu a j -tou proměnnou, c_i značí individuální heterogenitu, y_{it} , x_{ij}^T a ϵ_{it} byly již definovány.

Jsou-li splněny Gauss-Markovovy podmínky, lze parametr β odhadovat MNČ (metodou nejmenších čtverců). Ale právě proto, že se jedná o panelová data, budou nejspíš některé Gauss-Markovovy podmínky porušeny nebo alespoň vyvstanou určité výjimky. Gauss Markovovy podmínky lineární regrese jsou (Wooldridge, 2009):

1. Populační model je lineární v parametrech.
2. Matice X má plnou hodnost, neboli mezi regresory není přítomna perfektní kolinearita.
3. Exogenita nezávislých proměnných, neboli podmíněná střední hodnota náhodné složky je nulová. $\mathbf{E}[u|x_1, x_2, \dots, x_k] = 0$

4. Metodou sběru dat je náhodný výběr.
5. Předpoklad homoskedasticity a neautokorelace náhodné složky, neboli podmíněný rozptyl je konstantní a konečný. $\text{Var}[u|x_1, x_2, \dots, x_k] = \sigma^2$

Mezi nejčastější porušení těchto podmínek je podmínka č.5, neboť opakovaným sběrem dat pro určitý subjekt je pravděpodobné, že vznikne problém autokorelace. Hodnoty určité proměnné mohou nabývat třeba jen jedné hodnoty. Předpokládejme tedy, že se data skládají z fixního počtu pozorování T v počtu n skupin, takže celkový počet řádků v matici X je $N = nT$. Proto se s panelovými daty dá pracovat jako s maticí (Greene, 2011):

$$\begin{aligned}
 \overline{Q}_n &= 1/n \sum_{i=1}^n Q_i \\
 &= 1/n \sum_{i=1}^n 1/T \sum_i Q_{it} \\
 &= 1/n \sum_{i=1}^n \overline{Q}_i
 \end{aligned} \tag{1.2}$$

kde $\overline{Q}_i$ je průměr Q_{it} pro skupinu i . Potom lze vidět všechna pozorování i -té jednotky jako kdyby šlo o pouze jediné pozorování. Účelem tohoto vnímání vyhovět podmínce, která pomáhá ustanovit konvergenci odhadu s respektem k pozorované jednotce.

Kapitola 2

Odhad modelu pomocí sloučené regrese na panelových datech

Nejjednodušší verze čerpaná od Greena zní následovně (Greene, 2011):

$$\begin{aligned}y_{it} &= \alpha + x_{it}^T \beta + \epsilon_{it}, i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T_i \\ \mathbf{E}[\epsilon_{it} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT_i}] &= 0, \\ \text{Var}[\epsilon_{it} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT_i}] &= \sigma_\epsilon^2, \\ \text{Cov}[\epsilon_{it}, \epsilon_{js} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT_i}] &= 0 \text{ pro } i \neq j, t \neq s.\end{aligned}\tag{2.1}$$

Z tohoto pojetí je zřejmé, že popsání všech 4 podmínek je stejné jako původní GM předpoklady. Za podmínky, že veškerá skrytá heterogenita byla díky průměrování vyjmuta, se model nazývá *population averaged model*.

Co to vlastně heterogenita je? Fletcher to definuje jako jev, díky kterému nejsou výsledky konzistentní se sebou navzájem, uvádí to na příkladu lékařských testů, kdy některá léčiva vykazují zlepšení stavu pacientů, zatímco některá zhoršení. Proto se nedá jednoznačně říct, zda lék funguje či nikoliv (Fletcher, 2007).

Díky splnění GM podmínek lze použít metodu nejmenších čtverců. Potíž tkví v tom, že heterogenita není stejná mezi pozorovanými veličinami. Proto je tato regrese často nedostatečná, používají se tedy raději modely odhadu s fixními či náhodnými efekty, jež dokáží tento nešvar překonat.

Důvodem, proč se občas preferuje odhad sloučené regrese je ten, že někdy heterogenita skupiny není pro analytika zcela zásadní, protože chce ohodnotit predikční schopnost

daného náhodného výběru, pro což je model sloučené regrese lepší. Donggyu a Nelson navrhuji, kde se modely sloučené regrese používají a shodují se: „Když je v modelu vysoká heterogenita, potom by měly být použity modely časových řad. Pokud však se analytik zajímá o predikční schopnost celého souboru, sloučení bude bodovat silněji v testech za předpokladu, že odhadované parametry jsou nekorelované s náhodnými chybami.” (vlastní překlad autora) (Mark u. Sul, 2011)

2.1 Východiska pokročilejších odhadových metod na panelových datech

Předtím, než se práce posune k modelům odhadu fixních a náhodných efektů, je nutné nejdříve představit, jak modely jako takové na panelových datech fungují. Část byla již představena výše, nicméně je nutné ještě rozdělit metody/typy estimátorů, neboť právě z tohoto pojetí potom vycházejí odhady fixních a náhodných efektů. Základní formulace tedy je (Greene, 2011):

$$y_{it} = \alpha + x_{it}^T \beta + \epsilon_{it}, \quad (2.2)$$

ve smyslu skupinových průměrů:

$$\bar{y}_i = \alpha + \bar{x}_i^T \beta + \bar{\epsilon}_i, \quad (2.3)$$

a ve smyslu odchylky od skupinových průměrů:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)^T \beta + \epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i, \quad (2.4)$$

kde y_{it} je vysvětlovaná proměnná pro i -tou skupinu v t -tém čase, x_{it} vysvětlující proměnná pro i -tou skupinu v t -tém čase, obdobně potom $\bar{y}_i$ a $\bar{x}_i$ jsou skupinové průměry vysvětlující a vysvětlované proměnné.

Za předpokladu, že v modelu nefigurují proměnné nemění se v čase. Kdyby figurovaly, díky transformaci by se v rovnici 2.4 vynulovaly. Všechny tři modely se dají konzistentně odhadovat metodou nejmenších čtverců

Důležitý aspekt, na který se dává důraz a později s ním bude ukázáno více, je součet čtverců odchylek S_{xx} a „cross-product” S_{xy} , které ukážou, jak se nastřádá rozptyl při

odhadu β :

$$S_{xx} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(x_{it} - \bar{x})^T, S_{xy} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(y_{it} - \bar{y}) \quad (2.5)$$

Protože data již jsou definována v odchylkách (rovnice 2.4), proto střední hodnoty $(x_{it} - \bar{x}_i)$ a $(y_{it} - \bar{y}_i)$ jsou nulové. Momentové matice jsou tedy „*vnitroskupinové*“ (within-group):

$$S_{xx}^{within} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)^T, S_{xy}^{within} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \quad (2.6)$$

Nakonec, průměr skupinových průměrů je celkový průměr. Momentové matice jsou „*meziskupinové*“ (between) součty čtverců odchylek, popř. cross-products.

$$S_{xx}^{between} = \sum_{i=1}^n T(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})^T, S_{xy}^{between} = \sum_{i=1}^n T(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y}) \quad (2.7)$$

Sečtou-li se mezi- a vnitroskupinové průměry, získá se celkový průměr:

$$S_{xx} = S_{xx}^{within} + S_{xx}^{between}, S_{xy} = S_{xy}^{within} + S_{xy}^{between}, \quad (2.8)$$

Proto existují tři různé estimátory na základě rovnic 2.2, 2.3, 2.4, odhadovaný parametr b metodou nejmenších čtverců potom následuje jako:

$$\begin{aligned} b &= [S_{xx}]^{-1} S_{xx} \\ &= [S_{xx}^{within} + S_{xx}^{between}]^{-1} [S_{xx}^{within} + S_{xx}^{between}] \end{aligned} \quad (2.9)$$

Nyní konečně vnitroskupinový estimátor b (to stejné lze i pro meziskupinový):

$$b = [S_{xx}^{within}]^{-1} S_{xx}^{within} \quad (2.10)$$

A právě tento typ se používá v metodě fixních efektů (rovnice 2.10).

Kapitola 3

Odhad modelu metodou fixních efektů

Hlavní hypotézou modelu odhadu metodou fixních efektů je hypotéza, že existuje nějaký nepozorovaný vliv, který působí po celou dobu na danou skupinu proměnných. Nejdůležitějším aspektem, díky kterému se model odhadu fixních efektů liší od modelu odhadu náhodných efektů je ten, že model odhadu fixních efektů předpokládá, že nepozorovaný jev c_i je zkorelovaný s vysvětlujícími proměnnými:

$$\mathbf{E}[c_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT_i}] = h(X_i), \quad (3.1)$$

Model odhadu metodou fixních efektů vychází z následujících předpokladů (Wooldridge, 2013):

1. Funkční forma: $y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + c_i + u_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$
2. Máme náhodný výběr z průřezových dat.
3. Každý z regresorů se mění v čase alespoň pro nějaké i a neexistuje perfektní lineární kombinace mezi regresory.
4. Pro každé i a t $\mathbf{E}(u_{it} | X_i, c_i) = 0$. Regresory jsou striktně exogenní podmíněně na nepozorovanému efektu. $\mathbf{corr}(x_{itj}, u_{is} | c_i) = 0, \forall t, s$.
5. Rozptyl idiosynkratické chyby podmíněný všemi regresory je konstantní: $\mathbf{Var}(u_{it} | X_i, c_i) = \mathbf{Var}(u_{it}) = \sigma_u^2$.

6. Neexistuje sériová korelace mezi idiosynkratickými chybami. $\mathbf{Var}(u_{it}, u_{is} | X_i, c_i) = 0, t \neq s$.

7. Idiosynkratické chyby jsou normálně rozděleny podmíněně na všech regresorech (X_i, c_i) .

Platí-li FE1-4, potom je odhad nestranný, konzistentní pro fixní T , když $N \rightarrow \infty$. Platí-li FE1-6, jedná se potom o BLUE estimátor, neboli nejlepší lineární nestranný odhad (Best Linear Unbiased Estimator). Platí-li FE1-7, potom je odhad BLUE a t a F statistiky mají přesně t a F rozdělení. Estimátory FE jsou tedy normálně rozděleny.

Protože podmíněný průměr je stejný každém časovém období, potom lze model sepsat následujícím způsobem (Greene, 2011):

$$\begin{aligned} y_{it} &= x_{it}^T \beta + h(X_i) + \epsilon_{it} + [c_i - h(X_i)], \\ &= x_{it}^T \beta + \alpha_i + \epsilon_{it} + [c_i - h(X_i)], \end{aligned} \quad (3.2)$$

Výraz $[c_i - h(X_i)]$ lze zahrnout do chyby odhadu, proto jde jednoduše napsat:

$$y_{it} = x_{it}^T \beta + \alpha_i + \epsilon_{it}, \quad (3.3)$$

kde α_i vysvětluje nepozorované fixní efekty, v každém odhadu se s ním pracuje jako s neznámým parametrem, který musí být odhadován.

Opět, odhad je možné zpracovat metodou nejmenších čtverců.

3.1 Postup při odhadu metodou fixních efektů

Celé modelování vychází z Greena. Pánková dosahuje stejného modelování, jen odlišně napsaného. (Pánková, 2007). Opět pro zjednodušení se bude vycházet z následující formy:

$$y_i = X_i \beta + i \alpha_i + \epsilon_i, \quad (3.4)$$

kde i je jednotkový vektor $T * 1$, y_i a X_i je T pozorování pro i -tou jednotku a ϵ_i je opět chyba odhadu. Toto lze napsat i maticově, a to následovným způsobem:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} i & 0 & \dots & 0 \\ 0 & i & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{bmatrix}$$

Pro snazší úpravu a pro budoucí úpravy lze psát:

$$y = X\beta + D\alpha + \epsilon \quad (3.5)$$

Tento model v rovnici 3.5 se nazývá „Model nejmenších čtverců umělých proměnných” „*least squares dummy variable model*” (LSDV). Odhaduje-li se malý model, tj. n je dostatečně malé, odhaduje se klasicky metodou nejmenších čtverců s K regresory v matici X a n sloupci v matici D jako vícenásobná regrese s $K + n$ regresory (Greene, 2011). V případě velkého n by bylo výpočetně náročné takto model odhadovat, proto se počítá s odhadem β v následující podobě:

$$b = [X^T M_D X]^{-1} [X^T M_D y] = b^{within} \quad (3.6)$$

Zde je patrné, že se používá model „vnitroskupinový” (within). X a y je jasné, M_D se dá vyjádřit jako:

$$M_D = I - D(D^T D)^{-1} D^T \quad (3.7)$$

kde M_D je tedy pomocná symetrická idempotentní matice (Pánková, 2007), kterou se transformuje původní rovnice tak, aby $X_+ = M_D X$ a $y_+ = M_D y$ a mohla se použít základní metoda nejmenších čtverců (Greene, 2011). Sloupce v matici D jsou ortogonální, proto i takovým způsobem bude vypadat matice M_D :

$$M_D \begin{bmatrix} M^0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & M^0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & M^0 \end{bmatrix}$$

Zatímco každá submatice na diagonále je spočtena jako:

$$M^0 = I_T - (1/T) i i^T \quad (3.8)$$

Výraz v rovnici 3.8 má účel takový, že pronásobením jakékoliv proměnné maticí M^0 se získá rozdíl proměnné od její průměrné hodnoty, tzn. $M^0 z_i = z_i - \bar{z}_i$.

Celá tato transformace pomáhá při odhadu tím způsobem, že do regrese tedy vstupují za každou jednotku pouze odchylky od jejích průměrných hodnot (Pánková, 2007).

Kapitola 4

Odhad modelu metodou náhodných efektů

Jak již bylo řečeno, hlavní rozdíl mezi odhadem metodou fixních a náhodných efektů je v tom, že odhad metodou náhodných efektů předpokládá nezkorelovanost nepozorovaného jevu c_i s vysvětlujícími proměnnými. Důvod, proč se pracuje s tímto předpokladem, je následující.

Existuje velká část faktorů, které mají dopad na chování závislé proměnné y a přitom nejsou přímo zahrnuty v odhadu (neboli jde o nepozorované efekty, chybějící proměnné nebo proměnné nesoucí charakteristiky do jiných proměnných). Proto existují tři skupiny těchto nepozorovatelných skupin.

První z nich sleduje časové i skupinové hledisko, tzn. že existují faktory, které jsou typické určitému časovému období a určité skupině proměnných. Druhá skupina je charakteristika faktorů, které působí pouze na určité skupiny proměnných (př. vývoj určitého, pro zemi charakteristického odvětví). Poslední skupina odráží faktory, které jsou typické obecnému časovému horizontu (př. hospodářská krize - působí na mnoho zemí v jeden moment) (Novák, 2007). Právě tyto náhodnosti se snaží metoda náhodných efektů podchytit.

Předpoklady odhadu modelu metodou náhodných efektů svou podstatou doplňují předpoklady metodou fixních efektů. Z toho vyplývá, že pro toto modelování jsou platné všechny předpoklady fixních efektů s malými změnami. Neboli, metoda náhodných efektů v sobě skrývá ještě přísnější podmínky. Tyto změny jsou (Wooldridge, 2009):

1. Neexistuje perfektní lineární vztah mezi vysvětlujícími proměnnými (Nahrazuje FE3).
2. Navíc k FE4, očekávaná hodnota c_i vzhledem k regresorům je konstantní: $E(c_i|X_i) = \beta_0$.
3. Navíc k FE5, rozptyl c_i vzhledem k regresorům je konstantní: $\text{Var}(c_i|X_i) = \sigma_u^2$.

4.1 Způsob odhadování – metoda náhodných efektů

Pro přehlednost, striktní exogenita je tedy definována jako (Greene, 2011):

$$\begin{aligned}
\mathbf{E}[\epsilon_{it}|X] &= \mathbf{E}[u_i|X] = 0, \\
\mathbf{E}[\epsilon_{it}^2|X] &= \sigma_\epsilon^2, \\
\mathbf{E}[u_i^2|X] &= \sigma_u^2, \\
\mathbf{E}[\epsilon_{it}u_j|X] &= 0, \forall i, t, j, \\
\mathbf{E}[\epsilon_{it}\epsilon_{js}|X] &= 0, \text{ pro } t \neq s, i \neq j, \\
\mathbf{E}[u_iu_j|X] &= 0, \text{ pro } i \neq j.
\end{aligned} \tag{4.1}$$

Model metodou náhodných efektů je použit dle Swamy a Arory. Ti definovali model následujícím způsobem (Paravastu u. S Arora, 1972):

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K-1} \delta_k z_{kit} + c_i + \lambda_t + \nu_{it} \text{ pro } i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T, \tag{4.2}$$

kde y_{it} je opět pozorování závislé proměnné v čase, z_{kit} pozorování k -té nezávislé proměnné, β_0 je konstanta, δ_k ($k = 1, 2, \dots, K-1$) jsou odhadované parametry, i znamená hodnotu i -é proměnné, t znamená hodnotu proměnné k danému časovému období, c_i je nepozorovaný individuální efekt (konstantní v průběhu času), λ_t nepozorovaný časový efekt (konstantní napříč skupinami proměnných) a ν_{it} je nepozorovaný zbytek efektů specifický v čase i skupině proměnných.

Rovnice 4.1 je v souladu s II. předpokladem při modelování metodou náhodných efektů nejmenšími čtverci dle Swamy a Arory. Navíc, když $T > K, n > K$ a rozptyly $\sigma_\epsilon^2, \sigma_u^2$ jsou neznámé.

Pro jednoduchost a konzistenci teorie lze uvést i definici modelu dle Greena, kde $\mathbf{E}[c_i|X_i] = \alpha$:

$$\begin{aligned}
y_{it} &= x_{ij}^T \beta + \mathbf{E}[z_i^T \alpha] + (z_i^T \alpha - \mathbf{E}[z_i^T \alpha]) + \epsilon_{it}, \\
&= x_{ij}^T \beta + \alpha + u_i + \epsilon_{it} \\
&= x_{ij}^T \beta + \alpha + w_{it}, \\
&\text{kde } w_{it} = u_i + \epsilon_{it}
\end{aligned} \tag{4.3}$$

Kde K regresorů obsahuje v sobě také konstantu a ta v sobě obsahuje střední hodnotu veškeré nezpozorované heterogenity ($\mathbf{E}[z_i \alpha]$).

Model definovaný v tomto tvaru se také nazývá *error components model*, neboť chyba odhadu w_{it} se skládá jednak ze skupinového efektu u_i , ale také z časově-skupinového efektu ϵ_{it} , proto se zde pracuje se sériovou autokorelací.

Pro *error components model* platí následující podmínky:

$$\begin{aligned}
\mathbf{E}[w_{it}^2|X] &= \sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2, \\
\mathbf{E}[w_{it}w_{is}|X] &= \sigma_u^2, \text{ pro } t \neq s \\
\mathbf{E}[w_{it}w_{js}|X] &= 0, \forall t, s \text{ a když } i \neq j.
\end{aligned} \tag{4.4}$$

Z této rovnice je patrné, že se ve střední hodnotě rozděluje chyba odhadu skupinová a časovo-skupinová.

Přestože může být dokázána sériová autokorelace chyb uvnitř skupin proměnných, tím pádem porušení GM předpokladů, dá se použít metoda nejmenších čtverců pro konzistentní odhady, jen odhad není vydatný (odhad dle rovnice 4.3). Pro odhadování lze vybrat i jiné formy odhadu, například dle rovnice 2.4, kde se používá *Least squares dummy variables model*. LSDV také poskytuje konzistentní odhady β , jsou zároveň robustní. Lze odhadovat i třetí metodou, a to meziskupinový průměr v rovnici 2.3, nicméně všechny tyto metody poskytují horší odhad než metoda zobecněných nejmenších čtverců. Proto se mnohem častěji odhaduje právě touto metodou (Greene, 2011).

Kovarianční matice použitelná i pro odhad metodou nejmenších čtverců tohoto *error*

components model je v následujícím tvaru (Wooldridge, 2002):

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \dots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & \sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2 & \dots & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & & & \sigma_\epsilon + \sigma_u^2 \end{bmatrix} \quad (4.5)$$

Estimátor zobecněné metody nejmenších čtverců lze psát v následující podobě (Wooldridge, 2002), za předpokladu, že máme konzistentní estimátory σ_ϵ^2 a σ_u^2 , abychom mohli odhadnout $\hat{\Omega} = \hat{\sigma}_\epsilon^2 I_T + \hat{\sigma}_u^2 j_T j_T^T$:

$$\hat{\beta}_{RE} = \left(\sum_{i=1}^N X_i^T \hat{\Omega}^{-1} X_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N X_i^T \hat{\Omega}^{-1} y_i \right) \quad (4.6)$$

Tento estimátor je vybudován na základě podmínky RE3, ale je konzistentní, ať tato podmínka platí či ne. A dokud platí RE1 a podmínka plné hodnosti matice, potom $\hat{\beta}_{RE} \xrightarrow{p} \beta$ když $N \rightarrow \infty$.

Kapitola 5

Odhad modelu metodou zkorelovaných náhodných efektů

V předchozích částech byly ilustrovány metody, kde nepozorované efekty byly buď nezkorelované s vysvětlujícími regresory (náhodné efekty) nebo se odstraňovaly časovými průměry (fixní efekty). Poslední metoda, která je v práci použita, se nazývá metoda zkorelovaných náhodných efektů. Ve své podstatě stojí mezi modely metodami fixních a náhodných efektů. Používá se tedy proto, že poskytuje také některé informace navíc – příkladem jsou možné robustní testy korelace mezi heterogenitou dat a vysvětlující proměnnou. Dále pomáhá nelineárním modelům řešit heterogenitu a endogenitu. V neposlední řadě se také těší zájmu kvůli své vlastnosti odhadovat i v nevyvážených panelech (Wooldridge, 2013).

Pro konstrukci odhadu metody náhodných efektů se povoluje podmínka korelace nepozorovaného efektu c_i s průměrnou výší vysvětlované proměnné x_{it} . dle definice je c_i konstantní v čase, neboť působí po celou dobu pozorování. Dále bude následovat zjednodušený model, kde x_{it} je jediná vysvětlující proměnná časově nekonstantní. Průměr této proměnné v čase potom bude $\bar{x}_i = T \sum_{t=1}^T x_{it}$. Následně se předpokládá lineární vztah (Wooldridge, 2012):

$$c_i = \alpha + \gamma \bar{x}_i + r_i \quad (5.1)$$

kde se předpokládá, že r_i je nezkorelováno s každým x_{it} . A protože $\bar{x}_i$ je lineární funkcí

x_{it} , proto kovariance mezi průměrnou hodnotou v čase a chybou odhadu v čase:

$$\mathbf{Cov}(\bar{x}_i, r_i) = 0 \quad (5.2)$$

Předchozí rovnice implikují, že kdykoliv je $\gamma \neq 0$, tak jsou c_i a $\bar{x}_i$ zkorelovány. Potom se model metodou zkorelovaných náhodných efektů dá psát jako:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \gamma \bar{x}_i + r_i + u_{it} \quad (5.3)$$

kde $r_i + u_{it}$ je opět chybová komponenta (error component) skládající se z nepozorované konstantní v čase r_i a idiosynkratického šoku (chyby) u_{it} . Protože zde platí stejné předpoklady jako u předcházejících metod, tedy že u_{it} je nezkorelováno s x_{is} pro všechna t, s proto je u_{it} nezkorelováno také s $\bar{x}$. Rovnice 5.3 se poté odhaduje metodou náhodných efektů.

Co je na tomto zajímavé, je to, že při takovémto odhadu metodou náhodných efektů, kde se vloží zprůměrovaná vysvětlující proměnná $\bar{x}_i$ podává stejné výsledky odhadu jako metoda fixních efektů. Děje se tomu tak proto, že operace vložení průměru je stejná jako substrakce časových průměrů v metodě fixních efektů díky pooled OLS. Neboli $\hat{\beta}_{CRE} = \beta_{FE}$ (Wooldridge, 2012). Prokáží-li se tedy průměry proměnných jako statisticky významné, metoda zkorelovaných náhodných efektů potom poskytuje informaci o parciálním efektu takovéto proměnné.

Další výhodou v použití metody náhodných efektů je použití této metody jako rozhodovací stanovisko, zda použít model metodou fixních či náhodných efektů, neboť náhodné efekty předpokládají $\gamma = 0$ zatímco fixní efekty γ odhadují. Protože odhadem lze získat $\hat{\gamma}_{CRE}$ a jeho standardní chybu, dá se vytvořit t -test, kde $H_0 : \gamma = 0$ oproti alternativě $H_1 : \text{non}H_0$. Pokud se tedy podaří zamítnout H_0 na dostatečně malé hladině významnosti, zamítáme metodu náhodných efektů ve prospěch metody fixních efektů.

Kapitola 6

Verifikace odhadnutého modelu na panelových datech

Po odhadování je nutné ověřit, zda se výsledky shodují s původními hypotézami, aby se mohlo odůvodnit, proč se vlastně modeluje takovýmto způsobem. K tomu slouží různé testy, které závisejí na použité metodě. Následující část je rozdělena na dvě podčásti – ta první se bude zabývat aspekty ve výstupech modelů a ta druhá statistickými testy.

6.1 Základní postupy při verifikaci

Pro pochopení výstupů modelů je nutné pochopit, jak lze rozhodnout, která proměnná je statisticky významná a která se tedy správně vyskytuje v regresním modelu. Dále v modelu odhadu metodou náhodných efektů se vyskytuje θ , která zde bude také vysvětlena. Nakonec se ve výstupech vyskytují robustní směrodatné chyby odhadu, které zde budou představeny.

1. Statistická významnost proměnných

Zda je proměnná statisticky významná, neboli pomáhá vysvětlit vysvětlovanou proměnnou, slouží p -hodnota. Tato hodnota je spojena s hypotézou H_0 , která zní:

$$H_0 : \beta_i = 0 \text{ pro } i = 1, \dots, k$$

$$\text{oproti alternativě} \quad (6.1)$$

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

Opět existuje testová statistika $T_i = \frac{b_i}{\sqrt{s^2 v_{ii}}}$, kde s^2 je nestranným odhadem rozptylu náhodné složky, v_{ii} jsou prvky matice $(X^T X)^{-1}$. p -hodnota je potom spojena s tímto testem, aby se snáz mohlo rozhodnout, zda proměnná je či není statisticky významná, „ p -hodnota tedy představuje maximální možnou hladinu testu α , pro kterou hypotézu H_0 ještě nezamítneme” (Řezanková, Marek, u. Vrabec, 2000).

2. θ v modelu odhadu metodou náhodných efektů

Jedna z možností odhadu metodou náhodných efektů je následující. Model odhadnutý metodou sloučené regrese (pooled OLS) přináší estimátory náhodných efektů s vlastností kontroly stejné korelační struktury chyby odhadu (Andreß, Golsch, u. Schmidt-Catran, 2013):

$$\begin{aligned} y - \theta \bar{y}_i &= \beta_0 + \beta_1(x_{1it} - \bar{x}_{1i.}) + \dots + \beta_j(x_{kit} - \bar{x}_{ki.}) \\ &+ \gamma_k(z_{1j} - \theta z_{1i}) + \dots + \gamma_k(z_{ji} - \theta z_{ji}) + (u_i - \theta u_i) + (e_{it} - \theta e_{it}) \end{aligned} \quad (6.2)$$

Kde z_{ji} je v čase neměnná proměnná, ostatní proměnné jsou již vysvětleny.

Vlastnost kontroly stejné korelační struktury je důležitá pro konzistenci odhadu. Aby se mohlo odhadovat metodou nejmenších čtverců na sloučené regresi (pooled OLS), je nutné nejdříve data upravit tak, aby se z každé proměnné x, Y, Z odštěpila část „průměru” θ . θ závisí na rozptylu chyb odhadu a počtu měření za pozorované období:

$$\theta = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_\epsilon^2}{\sigma_\epsilon^2 + T\sigma_u^2}} \quad (6.3)$$

Protože se odštěpí pouze část průměru, tato operace se nazývá „*quasi-demeaning*”, zatímco θ je *demeaning* parametr. Tento parametr v sobě nese informaci, který model je lepší použít, zda model metodou fixních či náhodných efektů. Jeho vypovídací hodnota je tedy relativní důležitost rozptylů individuálních efektů. Je-li parametr blízký nebo rovný 1, preferuje se model metodou náhodných efektů, je-li naopak

1, potom se preferuje model fixních efektů. Použije-li se tedy metoda náhodných efektů, v čase neměnné proměnné se v modelu neztratí, neboť se pracuje pouze s částí průměru každé proměnné (Andreß, Golsch, u. Schmidt-Catran, 2013).

3. Robustní směrodatné chyby

Nejdříve je nutné vysvětlit, co to vlastně robustnost znamená. Celé evoluci vývoje tohoto pojmu z běžné mluvy až do statistického poznávání se věnuje v disertační práci Kotoučková. Ta podává rešerši různých definic tohoto pojmu, ať už více či méně matematicky přesných. Podává také obecnější definici všech definic, která zní: „*robustní znamená necitlivý na malé odchylky z idealizovaných předpokladů, pro které je odhad optimalizovaný*” (Kotoučková, 2009). Pojem robustnosti se tedy používá, aby bylo možné dosáhnout přesnějších odhadů ve smyslu požadovaných vlastností, které analytik chce, aby model měl. Obdobné vysvětlení podává Rost, který definuje robustní odhad jako takový odhad, u kterého kvůli hrubé chybě měření (odlehle hodnoty) dochází k vychýlení odhadu, přitom tyto odlehle hodnoty mají pouze malý vliv na kvalitu odhadu (Rost, 2016).

V této práci jsou ukázány odhady ve smyslu heteroskedasticity, které je záhodno se vyvarovat. Tento problém se týká pouze modelu sloučené regrese na panelových datech a modelu odhadu metodou fixních efektů, neboť modelování metodou náhodných efektů má v sobě tyto vlastnosti zabudované ze svých předpokladů.

Směrodatné chyby odhadu se počítají z kovarianční matice. Právě díky robustní variantě této kovarianční matice lze dosáhnout robustních směrodatných chyb. Problematice robustní kovarianční matice se věnoval White, který definoval robustní kovarianční matici jako (Croissant, Millo, u. a., 2008):

$$\Omega_i == \begin{bmatrix} \sigma_{i1}^2 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{i2}^2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & \sigma_{iT}^2 \end{bmatrix} \quad (6.4)$$

která umožňuje kompletně obecnou strukturu umožňující heteroskedasticitu, ale už ne korelaci chyb odhadu s možností běžného rozptylu v každé skupině proměnných

($\sigma_i^2 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 / T$). Millo ve svém článku podává kompletní náhled na odhadování robustních standardních chyb odhadu a srovnává je, z čeho jsou utvořeny. Udává také konkrétně tento White estimátor v originální podobě (Millo, 2014):

$$V_{White} = (X^T X)^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T u_{it}^2 x_{it} x_{it}^T (X^T X)^{-1} \quad (6.5)$$

Právě tento estimátor je použit v modelu sloučené regrese na panelových datech a v modelu odhadu metodou fixních efektů.

6.2 Statistické testy

V následující části budou představeny tyto testy, které pomohou ověřit, zda jsou modely správné. Testuje se možnost sloučené regrese (poolability), individuální efekty, sériová korelace a specifikační test – Hausmanův.

1. F -test pro všechny metody

Jako první test uvedený v každém výstupu je tzv. F -test. Testuje se, zda hodnota vysvětlující proměnné závisí na lineární kombinaci vysvětlujících proměnných (Řezanková, Marek, u. Vrabec, 2000). Neboli zdali vysvětlující proměnné dovedou dostatečně vysvětlit vysvětovanou proměnnou.

Nulová hypotéza je tedy:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

oproti alternativě (6.6)

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

Testová statistika má F -rozdělení s k a $n-k-1$ stupni volnosti a má tvar (Řezanková, Marek, u. Vrabec, 2000):

$$F = \frac{n-k-1}{k} \frac{S_Y^2}{S_\epsilon^2} \quad (6.7)$$

kde $S_Y^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$ je součet čtverců modelu a S_ϵ^2 je residuální součet čtverců.

F -statistika je dostupná ve všech modelech, proto se pracuje s jejími závěry ve všech modelech. Pro snazší rozhodování se používá p -hodnota tohoto testu. Je-li p -hodnota

F -testu menší než 0,05, potom model je platný, neboli nedá se přijmout nulová hypotéza o nevýznamnosti modelu jako celku ve prospěch alternativní hypotézy, a to že vysvětlující proměnné pomáhají vykreslit vysvětlovanou proměnnou.

2. Testování individuálních efektů

Aby se mohlo porovnat, zda se vyplatí použít model sloučené regrese nebo zda je lepší využít model metodou fixních efektů, za tímto účelem se využívá opět F -test. Tento test tedy ověřuje, zda se v regresi vyskytuje statisticky významný individuální efekt a je tedy preferováno použít model s efekty, či zda je lepší tento efekt ignorovat a odhadovat metodou sloučené regrese (Kunst, 2010). Poměřuje tedy neomezený model s omezeným modelem. Neomezený model zní vychází z rovnice 4.3, pro připomenutí:

$$y_{it} = x_{ij}^T \beta + \alpha + c_i + u_{it} \quad (6.8)$$

kde

$$\begin{aligned} H_0 : c_i &= 0, i = 1, \dots, N \\ &\text{oproti alternativě} \\ H_1 : &\text{non}H_0 \end{aligned} \quad (6.9)$$

neboli nulová hypotéza říká, že v modelu se nevyskytuje žádný individuální efekt působící po celou dobu ve skupinách proměnných.

Poté se vypočítává F -statistika v tradičním omezujícím tvaru (Kunst, 2010):

$$F = \frac{(T-1)N - K}{N-1} \frac{S_{\hat{Y}_R}^2 - S_{\hat{Y}_{UR}}^2}{S_{\hat{Y}_{UR}}^2} \quad (6.10)$$

Kde opět, stejně jako v rovnici 6.7 $S_{\hat{Y}_{UR}}^2$ je opět vysvětlený součet čtverců, jen pro neomezený model z rovnice 6.8, $S_{\hat{Y}_R}^2$ je vysvětlený součet čtverců omezeného modelu ($c_i = 0$), existuje $N - 1$ omezení z nulové hypotézy a je také $(T - 1)N - K$ stupňů volnosti v neomezeném modelu. Za podmínky platnosti hypotézy H_0 bude mít F -statistika $F_{N-1, N(T-1)-K}$ rozdělení s předpokladem gaussovske chyby (Kunst, 2010).

Pro jednodušší posuzování se i tu používá p -hodnota, která se chová stejně jako v předchozí části.

3. Testování sériová korelace – metoda fixních efektů.

Pokud platí předpoklady pro striktní exogenitu odhadu metodou náhodných efektů a všechny další podmínky pro tento odhad metodou zobecněných nejmenších čtverců (GM předpoklady apod, viz kapitola Panelová data, Předpoklady modelu metodou náhodných efektů), ale model neobsahuje nepozorovaný efekt, dá se tento efekt odhadovat metodou nejmenších čtverců na sloučené regresi (pooled OLS). Veškeré statistiky poté jsou dostatečné, asymptoticky platné.

Pro potvrzení, že nepozorovaný efekt není zkorelovaný s regresory a chybou, Wooldridge sestrojil svůj test, kde nulová hypotéza zní (Wooldridge, 2002):

$$\begin{aligned} H_0 : \sigma_c^2 &= 0 \\ \text{oproti alternativě} & \\ H_1 : \text{non}H_0 & \end{aligned} \tag{6.11}$$

Testuje se testem pro zjištění AR(1), platnost testu je zaručena, neboť při platnosti nulové hypotézy je zaručeno, že chyby odhadu w_{it} jsou sériově nezkorelovány ($w_{it} = c_i + u_{it}$ - error component model), když je x_{ij} striktně exogenní. Následující test má výhodu, že platí pro jakékoliv rozdělení u_i a jeho výstupem je, že w_{it} jsou nezkorelovány pod H_0 . Výhodou je, že statistiky jsou platné i pro případ heteroskedasticity v w_{it} (Wooldridge, 2002). Postupným vyjádřením rovnice pro konzistentní estimátor $\hat{\sigma}_c^2$ se dojde ke statistice:

$$W = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \sum_{s=t+1}^T \hat{w}_{it} \hat{w}_{is}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T \hat{w}_{it} \hat{w}_{is} \right)^2}} \tag{6.12}$$

která podává požadovanou informaci. Tedy pod nulovou hypotézou jsou w_{it} sériově nezkorelovány a asymptoticky rozděleny jako standardní normální rozdělení. Statistika v rovnici 6.12 může zjistit mnoho druhů sériové korelace v chybě. Avšak zamítnutí nulové hypotézy by nemělo vést k přijetí alternativní hypotézy, že chyby odhadu více podobá struktuře v modelu metodou náhodných efektů. Častější případ, který nastává, je spíše ten, že se podaří najít tuto sériovou korelaci v modelu, neboť podmínky náhodných efektů jsou přísné a nedá se jí odstranit přidáním zpoždění do modelu, protože z teorie nejsou zpožděné hodnoty regresorů x_{it} povoleny.

4. Hausmanův test.

Hausmanův specifikační test poskytuje informaci o porovnání dvou modelů, aby bylo jasnější, který z uvedených je lepší vybrat. Porovnává tedy model odhadu metodou fixních a náhodných efektů proti sobě. Přesněji řečeno, je to test ortogonalitě běžných efektů a regresorů. Základní myšlenkou testu je to, že za předpokladu nepřítomnosti korelace jsou odhady všemi metodami konzistentní, tj. MNČ, metodou nejmenších čtverců s umělými proměnnými i metodou zobecněných nejmenších čtverců, zatímco alternativní hypotézou je, že LSDV je konzistentní, ale zobecněnou metodou ne. Proto by se pod nulovou hypotézou výsledky neměly systematicky lišit a proto se test zakládá na diferencích odhadu $(b - \hat{\beta})$.

V tomto testu se postupuje následovně. Cílem je dojít k potřebné kovarianční matici, díky které se počítá a potom porovnává Waldova χ^2 statistika na základě Waldova kritéria. nejprve tedy se spočítá:

$$\mathbf{Var}[b - \hat{\beta}] = \mathbf{Var}[b] + \mathbf{Var}[\hat{\beta}] - \mathbf{Cov}[b, \hat{\beta}] - \mathbf{Cov}[\hat{\beta}, b] \quad (6.13)$$

Následně na základě teorie, že „kovariance vydatného estimátoru s odchylkami od nevydatného je nulová” (Greene, 2011) (vlastní překlad autora). Což vyústí v:

$$\mathbf{Cov}[b - \hat{\beta}, \hat{\beta}] = \mathbf{Cov}[b, \hat{\beta}] - \mathbf{Var}[\hat{\beta}] = 0 \quad (6.14)$$

Nyní lze spočítat Kovarianční matici:

$$\mathbf{Var}[b - \hat{\beta}] = \mathbf{Var}[b] - \mathbf{Var}[\hat{\beta}] = \Psi \quad (6.15)$$

A nakonec Waldovu kritériální:

$$W = \chi^2[K - 1] = [b - \hat{\beta}]^T \hat{\Psi}^{-1} [b - \hat{\beta}] \quad (6.16)$$

Aby se pro odhad kovarianční matice Ψ se používají matice odhadů z LSDV modelu a odhadované kovariance z modelu náhodných efektů bez konstanty.

Výhodou Hausmanova testu je to, že poskytuje informaci, který model zvolit, nevýhodou je jeho podstata – je to test založený na kovariančních maticích, a proto se může

stát, že model odhadu metodou náhodných efektů nebude zamítnut, protože se v kovarianční matici budou nacházet negativní prvky, neboli matice nebude pozitivně definitní. Budou- li tedy statistiky negativní, test se stane neprůkazným. Existují však i jiné varianty Hausmanova testu, nikoliv pouze z kovarianční matice.

Část II

Praktická část

Kapitola 7

Rešerše Kontextu

Pro přesnější analýzu a aby každý věděl, co má čekat, co se ve Visegrádské skupině, Beneluxu a baltských státech dělo nebo děje, je nejprve poskytnuta rešerše literatury s cílem poskytnout či vytvořit rámec, v jakém se analýza může provést, neboť teprve poté bude jasnější, co čekat a jak vybudovat hypotézy. Nejprve se popíše kontext států Visegrádské čtyřky, poté se přejde ke státům Beneluxu a následně k Baltským státům.

7.1 Kontext států V4

Visegrádská skupina byla založena již v roce 1991, kdy Václav Havel inicioval smluvní sblížení zemí zejména politické. Na popud Evropské unie byl přidán i ekonomický aspekt této spolupráce. V roce 2004 existovaly pochybnosti, jak to Visegrádská skupina zvládne, bude-li vůbec potřeba, když všechny členské země se potkaly v Evropské unii. Nicméně těmto spekulacím byla učiněna přítrž, neboť se organizovaná spolupráce naopak prohlubovala.

Z hlediska trhu práce a ekonomického vývoje všechny státy od roku 2000 do roku 2016. Nejslaběji rostlo Maďarsko, které rostlo rychlostí 2,1 % ročně (do roku 2011). Autoři Tuleňa, Tvrdoň a Verner usuzují, že ačkoliv členské země rostly rychleji než země eurozóny, ve vývoji stále zaostávají. Akcelerovaný vývoj byl především spuštěn díky finančním injekcím/dotacím z Evropské unie (Tvrdoň, Tuleňa, u. Verner, 2012).

Porovnáme-li vývoj jednotlivých zemí, nejhůře je na tom opět Maďarsko. Tuleňa, Tvrdoň a Verner uvádějí, že hlavním důvodem takového vývoje je vysoké veřejné za-

dlužení, značnou fiskální nestabilitou a nestabilním veřejným rozpočtem. Proto bylo Maďarsko nutno čerpat finance i od svých obyvatel prostřednictvím vyšších odvodů zaměstnanců. Česká republika, Slovensko a Polsko mělo podobný vývoj. Všechny země se dostaly do kladné produkční mezery – Česká republika v letech 2006 až 2008, Maďarsko v roce 2008, Slovensko v letech 2007-2008, Polsko v letech 2006-2008. Každá země se tam dostala jinak. Polsko díky zvýšené produktivitě na zaměstnance a lepšímu využití faktoru práce (produktivita zaměstnanců byla podmíněna objemem kapitálu, který do země přitekla z EU), Slovensko díky ekonomickým reformám, které přilákaly zahraniční kapitálové investory, na zaměstnance České republiky byl také vyvíjen tlak kvůli objemu přitékajícího kapitálu. Z hlediska nezaměstnanosti v Polsku, Česku a Slovensku míra nezaměstnanosti kopírovala trend produkční mezery - když byla, tak byla skutečná nezaměstnanost nižší než její přirozená míra. U Maďarska se míra nezaměstnanosti nacházela mnohem častěji pod svou přirozenou mírou. Při nástupu krize se produktivita v Polsku moc nezměnila, krize zde tedy byla cítit nejméně ze všech zemí EU. Důvody byly velký vnitřní polský trh, z čehož pramení nezávislost na světové ekonomice, dalším je udržitelná ekonomická výkonnost atd. (Tvrdon, Tuleja, u. Verner, 2012). Česká republika vyšla z krize relativně dobře. Trh práce ztratil 1.2 % zaměstnanců, propad HDP byl podobný jako v zemích EU. Důvodem, proč Českou republikou krize pouze prošla je to, že šlo o krizi „importovanou“ (Dubská, 2010). Některé z dalších důvodů jsou: vysoké bankovní poplatky – „ČR nezasáhla krize finanční, ale ekonomická“, pokles výdajů na spotřebu nebyl tak vysoký jako v ostatních zemích atd.

Dalším aspektem, který je nutno podotknout, je to, že jediné Slovensko je ze stávajících členů v eurozóně. Jedním z problémů, kterému členské státy čelí, je demografická krize – tento problém se citelně dotýká Polska, kde emigrovalo 1,7 milionu obyvatel do západních států. Zajímavé je, jak se situace a spolupráce bude vyvíjet nadále, protože díky Ukrajině krizi se členské státy postavily na opačné strany, jak situaci řešit, popř. jaké sankce proti Rusku zvolit (Huszarik, 2015).

Poslední charakteristikou z kontextu je to, kam státy zapadají z hlediska svých ekonomických možností. Dle OECD spadá Visegrádská skupina do 2. skupiny, což znamená následující charakteristiky: významná produkční mezera, vysoká dlouhodobá nezaměstnanost, flexibilní mzdové přizpůsobení, vysoké procento populace s alespoň sekundárním

vzděláním (Sacio-szymaska, Kononiuk, Tommei, Valenta, Hideg, Gáspár, Markovic, Gubová, u. Boorová, 2016).

7.2 Kontext států Beneluxu

Nejdříve je nutné přiblížit země, kam spadají z hlediska trhů, jak si vedou na mezinárodních trzích, co nabízejí a kde se nacházejí. Belgie, Nizozemsko a Lucembursko patří k zakladatelům Evropské unie, kam vstoupily již v roce 1958. Z pohledu lokality i ekonomické charakteristiky regionu Douw a Lodewijks tvrdí, že Benelux je „Branou” Evropy. Nachází se totiž přímo mezi ekonomickými středisky Evropy – mezi sousedy a hlavní ekonomické partnery patří Německo na východě a Francie na západě, na sever potom Spojené Království (Douw u. Lodewijks, 1998). Proto je lokalita velmi žádaná, zejména z logistického hlediska. Velkou výhodou je, že všechny země jsou velmi vyspělé, jazykově výborně vybavené, zaměstnanci jsou vysoce kvalifikovaní.

Španihelová se ve své diplomové práci zabývá zbožovým obchodem Beneluxu a Francie v období krize. Zjistila, že velikost zbožového obchodu v Lucembursku se pohyboval stabilně kolem 80 % HDP, což je nadprůměr hodnoty eurozóny. Zkoumala, jak moc se změnila struktura obchodu či zboží mezi zeměmi. „V roce 2009, kdy plně na světovou ekonomiku dolehla globální hospodářská krize, došlo u vybraných zemí buď ke zlepšení bilance obchodu zbožím, nebo zůstala stabilní.” (Španihelová, 2013) Potvrdila později, že ekonomická krize se projevila nejen jako selektivní snížení obchodu s konkrétní komoditou nebo úzkým okruhem obchodních partnerů (Německo, Francie), proto lze soudit, že nastala obecná ekonomická krize.

Bankovní sektor rostl citelně v Beneluxu v 90. letech a na počátku nového milénia. Poté nastala i pro ně krize. Ještě v roce 2012 nebyly členské státy z krize venku, neboli nepostihla je pouze ekonomická krize, ale také krize finanční. Potvrzuje to Maarten, který říká, že po finanční injekci 750 milionů euro v roce 2008 byla umožněna pouze malá část nemovitostních půjček/hypoték, proto se jim nedařilo takovýto problém řešit (Maarten, 2012). V roce 2010 byla ekonomická předpověď nejistá, což ovlivnilo poměr veřejného dluhu, nezaměstnanost stoupala (EuroProperty, 2010). Sektoru škodila mj. nejistota kombinovaná s dluhovou krizí, což vedlo ke znehodnocení bankovních akcií.

Sektor nemovitostí na tom byl podobně. Po boomu před krizí utrpěla i nemovitostní část ekonomiky. Mezi státy je největší trh nemovitostí v Nizozemí. Neznámý autor tvrdí, že ze zemí eurozóny vstoupil Benelux později, proto mu také déle trvalo, než se z krize dostal (EuroProperty, 2012). Zajímavostmi v článku autora jsou tvrzení, že během 5ti let od krize v Belgii výdaje na spotřebu neklesly, na rozdíl od ostatních zemí eurozóny, dále platy zaměstnanců rostly shodně s inflací v tomto časovém horizontu. V roce 2010 zažil nemovitostní trh „prázdnost v kancelářích“, přestože dle jiných zdrojů nezaměstnanost neklesla.

Nezaměstnanost není ve vybraných zemích ožehavé téma. Ani ne proto, že by byla vysoká, nýbrž proto, že mezi zeměmi navzájem je vysoká míra migrace pracovníků, tzv. *commuters*. To se děje díky atraktivnosti zemí navzájem a díky geografické blízkosti. Například Lucembursko je rájem pro právní sektor a je na špici co do počtu *cross-border* pracovníků. (Drucker, 2015) Důvodem, proč nezaměstnanost není tak palčivý problém, je právě dříve zmíněná vysoká kvalifikace pracovníků, neboť zde sídlí velký počet světových univerzit, ale i právě přítomnost zemí v eurozóně (Burlacu u. O'Donoghue, 2013). Např. v roce 2009 byla dokonce nezaměstnanost v Nizozemsku na nejnižších hodnotách z EU ve většině regionů, což pokračovalo i do roku 2010 ve výši 4.4 % (Romeo, 2011). Dalším aspektem ve vývoji je, že Belgie v letech 2009-2010 zažila 18 měsíců bez vlády, proto se jí nepodařilo navrhnout a přijmout rozpočet, a proto nemohla správně reagovat na doznívající krizi (EuroProperty, 2012).

O tom, že jde o vyspělé země, mluví také podniknuté kroky zemí – jejich prioritou již není výhradně ekonomický růst, ale dlouhodobý udržitelný ekologický růst, ve kterém našly země své ambice (Martinez-Fernandez, Sharpe, Bruyninckx, u. König, 2013).

Nebezpečí budoucího vývoje tkví v narůstání veřejného dluhu v poměru k HDP zemí. do roku 2007 se podařilo dluh mořit, nicméně po krizi a nutným intervencím se problém opět ozval a dnes je v nebezpečí zejména Belgie, kde dluh přesáhl hranici 100 % vzhledem k HDP. Nizozemsko se drží na hranici 60 % a Lucembursko je ze zemí nejzdravější, jeho dluh je kolem 20 % (Dabrowski, 2016).

7.3 Kontext států Baltu

Vývoj daných zemí je značně provázán, je tomu tak díky tomu, že spolu sousedí, sdílí historii i kulturní znaky a jsou malými ekonomikami.

Estonsko, Lotyšsko a Litva vstoupily v roce 2004 do Evropské unie. Moszynski říká, že tyto státy vstoupily do své transformace z centrálně plánované ekonomiky v tržní ekonomiky s čistým štítem, žádným zatížením z minulosti, což je opačný stav oproti Maďarsku a Polsku, které si nesou dluhy z předcházejícího režimu (Moszynski, 2012). Proto je pro ně snazší svůj systém tvarovat. Výhodou také je, že se jedná o malé státy, lépe ovladatelné. Dále tvrdí, že poté, co země vstoupily do EU, chtěly také přijmout Euro. To jim však zamezily přijímající podmínky, a to konkrétně konvergentní kritéria inflace. Autor deklaruje, že v letech 2004-2010 např. Estonsko přesahovalo míru inflace, poté díky krizi z ní pramenící deflaci mu to umožnilo vstoupit do eurozóny.

V období 2004-2007 rostla produktivita zaměstnanců počítaná jako procento HDP na pracující osobu velice slabě v porovnání například s Německem, (Kattel u. Raudla, 2013) oproti tomu růst mezd byl enormní, to byl znak, že se ekonomika přehřívala, a to potom také vyústilo v následný rapidní pokles ve mzdách. Jedním z dalších faktorů hrající roli v tom, že se krize tak výrazně dotkla Baltských států je právě přechod na tržní ekonomiku, protože tento systém umožnil zahraničním subjektům přístup na domácí trh, což vyústilo v enormní nárůst zahraničního kapitálu v ekonomikách (Deroose, Flores, Giudice, u. Turrini, 2010). Proto se staly tyto malé ekonomiky ještě mnohem závislejšími na světové ekonomice, neboť na baltském trhu figurovaly zejména skandinávské banky, které byly navázány na světový trh. Všechno tohle nahrávalo a souviselo také se stoupající bublinou na trhu nemovitostí, protože dostupnost hypoték stoupla. Právě ceny nemovitostí v Litvě postupně vzrostly na 10ti násobnou hodnotu, aby mohly v roce 2007 spadnout o 50 % (Moszynski, 2012).

Před nástupem krize byly státy varovány, že jejich státní plánovaný rozpočet je procyklický, neboli zranitelný v případě nějakého šoku, toto varování přišlo např. z Evropské komise (Deroose, Flores, Giudice, u. Turrini, 2010). Nicméně varování nebyly uposlechnuty a rozpočet byl naplánován bez této expertní informace.

Dalšími podstatnými událostmi v Litvě a Lotyšsku byly volby, jak prezidentské, tak i parlamentní. V Litvě parlamentní v roce 2010, v Lotyšsku v roce 2008 parlamentní a v

roce 2009 prezidentské (Kuokštis u. Vilpišauskas, 2010). To mělo vliv na jednu stranu na větší veřejnou spotřebu, ale na stranu druhou na směr, jakým se země ubíraly. Estonsko mělo volby lépe načasované, v letech 2007 před krizí a 2011 po krizi, proto mělo výhodu v reakcích, mohlo se soustředit pouze na řešení krize. Tato vládní obměna hrála velkou roli ve vymýšlení a aplikaci řešení krize, který se podařilo ve všech zemích celkem rychle realizovat.

Aslund v tomto bodě podává vysvětlení na příkladu Litvy, proč se vyřešení hospodářské krize v Baltských státech podává jako příkladné. Podařilo se spojit v jeden moment mnoho faktorů, a to například: dobře naplánované zmražení likvidity, implementace antikrizového programu, redukce oligarchistického řízení směnovny, změna vlády s sebou přinesla „pravé lídry“, využití expertních informací ze zahraničí, a to najatím zaměstnanců se zahraničními zkušenostmi apod. (Aslund, 2012).

Po vyřešení krize se v roce 2010 již situace stabilizovala, růst HDP šel zase nahoru a i další agregáty, jako je např. nezaměstnanost kopírují trend Evropy. Lazutka v tomto případě dokládá rešerši, kde sleduje, jak se pohybuje *labour share*, což je poměr zaměstnaneckých kompenzací ku výstupu ekonomiky, neboli je to podobné „produktivě“ použité v této práci. Potvrzuje zde, že *labour share* je v porovnání s Evropou nízká a má vysokou volatilitu (Razgūnė u. Lazutka, 2015).

Po přijetí eura v těchto zemích (2011 Estonsko, 2014 Lotyšsko, 2015 Litva) může nastat problém „pasti středního příjmu“ (middle income trap). Hlavní problém tkví v tom, že se státy s vysokým příjmem a státy s nízkým příjmem vzdalují svou vyspělostí, přičemž vyspělé země investují hodně do vzdělání, čímž získají hodně kvalifikované, vysoce platově ohodnocené pracovníky, zatímco v méně vyspělých zemích je vysoce vzdělaných a kvalifikovaných málo, není po nich ani poptávka, neboť v těchto zemích se soustředí na jiný pracovní sektor. Proto nemají potřebu se tolik vzdělávat, a proto se mezera mezi zeměmi prohlubuje (Staehr, 2015). Baltské země sice převyšují průměr E15 v poměru vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva, avšak studenti jsou často vytíženi až 65 % pracovního úvazku, nesoustředí se tedy pouze na své vzdělání.

Kapitola 8

Data

Pro účely této diplomové práce jsou panelová data čerpána z databáze Eurostat. Jedná se o čtvrtletní data, sezónně neupravená, od začátku roku 2004 do roku konce 2016, neboť v roce 2004 se všechny pozorované státy staly členy Evropské unie a tím je zajištěna kompletnost dat, díky čemuž bylo dosaženo vyváženého panelu.

Do výchozí skupiny byly vybrány země Visegrádské čtyřky, tj. Česká republika, Slovensko, Maďarsko a Polsko, jako první srovnávací skupina byla zvolena skupina Beneluxu čili Belgie, Nizozemí a Lucembursko, a na závěr Baltské státy – Estonsko, Lotyšsko a Litva.

Pro modelování byly jako *controls* vybrány následující agregáty *Inflation*, *Unemployment*, *WageSalaries*, *GDP*, *GovernmentConsumption* a *Productivity*.

Inflation vychází z měsíčního bazického harmonizovaného indexu spotřebitelských cen (HICP) k roku 2015, přičemž pro modelování čtvrtletních dat je HICP zprůměrován po čtvrtletích a následně přepočítán jako quarter-on-quarter neboli jako procentuální mezičtvrtletní změna.

$$Inflation_{it} = (HICP_{it} - HICP_{it-1})/HICP_{it-1} \quad (8.1)$$

Unemployment je sbírka čtvrtletních dat založená na čtvrtletních výsledcích z EU Labour Force Survey, jedná se o sezónně neočištěná data, vysvětlující procentuální podíl počtu nezaměstnaných na celkové možné pracující populaci. „Nezaměstnaným je osoba věkem od 15ti do 74 let (16ti do 74 let v Estonsku, Itálii a Spojeném Království), která nebyla zaměstnána v referenčním týdnu, aktivně hledala zaměstnání v průběhu posledních čtyř týdnů a je schopna nastoupit hned, či do dvou týdnů.“ (UNE)

WageSalaries zahrnuje součet veškerých zaměstnaneckých kompenzací, tzn. vyplacených mezd, platů hotově, dalších příspěvků na sociální pojištění, nákladů na trénink a dalších nákladů na nábor, spotřebu pracovního úboru a zaměstnanecké daně, měreno v milionech euro. Kvůli specifikaci v milionech euro se bude při odhadu se bude počítat s jeho zlogaritmovanou verzí.

GDP je měreno čtvrtletně v milionech euro v tržních cenách. Jeho výpočet lze spočítat důchodovou, výdajovou a produkční metodou, a to v následující formě (CSU):

1. Důchodová metoda se počítá součet prvotních důchodů za národní hospodářství celkem:
 - náhrad zaměstnancům
 - daní z výroby a z dovozu snížených o dotace a hrubého provozního přebytku
 - smíšeného důchodu
2. Výdajová metoda HDP počítá konečného užití výrobků a služeb rezidentskými jednotkami (skutečná konečná spotřeba a tvorba hrubého kapitálu), a salda vývozu a dovozu výrobků a služeb.
3. Produkční metoda počítá součet hrubé přidané hodnoty jednotlivých institucionálních sektorů nebo odvětví a čistých daní na produkty. Neboli HDP je rovno Produkci - Mezispotřeba - Daně z produktů - Dotace na produkty.

Kvůli jeho hodnotě v tržních cenách bylo zapotřebí tento agregát transformovat za pomoci deflátoru, a to následovně:

$$GDP_{it} = GDP_{it}^{marketprices} / deflator_{it} \quad (8.2)$$

Ve výpočtech se bude pracovat se zlogaritmovanými hodnotami tohoto agregátu.

Dalším v pořadí byl vybrán agregát *GovernmentConsumption*, přesněji řečeno *Final consumption expenditure of government*, neboli vládní výdaje na nákup výrobků a služeb, který je již také součástí GDP ve výdajovém přístupu a je také v tržních cenách v milionech euro. Je vybrán proto, že je jedním z přímých nástrojů fiskální politiky. Stejně jako GDP jej bylo nutné transformovat do běžných cen za pomoci deflátoru, následně byl agregát pro účely odhadů zlogaritmován.

Nakonec byl vybrán agregát *EUR*, který je inspirován bazickým indexem k roku 2010 z Eurostatu (tipsna71), spočítán jako HDP na pracujícího zaměstnance, napříč odvětvími (EUR). Tento index v procentech je zkonstruován, aby poskytl informaci o produktivitě národních ekonomik ve vztahu k Evropské unii. Pro výpočet byl použit již přepočítaný agregát HDP a dále počet pracujících zaměstnanců v tisících v daných zemích k danému čtvrtletí. Následně byl spočítán podíl HDP a počtu zaměstnanců.

Kapitola 9

Empirická analýza a interpretace výsledků

Při modelování byla zvolena sloučená regrese na panelových datech, následně odhad metodou fixních efektů a metodou náhodných efektů. Pro makroekonomickou analýzu inflace v daných skupinách zemí byl vytvořen následující model.

$$\begin{aligned} Inflation_{it} = & Unemployment_{it} + Productivity_{it} + \log(GDP_{it}) + \log(GovCons_{it}) \\ & + \log(WageSalaries)_{it} + y_{2008_{it}} * Unemployment_{it} \\ & + y_{2009} * Unemployment_{it} + y_{2009} * \log(GDP_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9.1)$$

Inflaci v jednotlivých skupinách zemí vysvětlují agregáty nezaměstnanosti, produktivity na zaměstnance, celkové HDP, vládních nákupů a součtu mezd a platů. Protože v letech 2007-8 nastala hospodářská krize, dílčím cílem této práce je tuto krizi zahrnout do odhadu, a to v podobě instrumentálních proměnných dávajících roky 2008 a 2009 s nezaměstnaností. V poslední řadě, kvůli předpokládané zpožděné reakci ekonomik, byla přidána interakce instrumentální proměnná roku 2009 a HDP. Hlavní hypotézy, které předchází odhadu těchto vztahů jsou v následující podobě:

1. U nezaměstnanosti, už z povahy Phillipsovy křivky, se předpokládá negativní vztah k inflaci.
2. Produktivita zaměstnanců bude mít k inflaci také negativní vztah, neboť kdyby firmy byly méně produktivní, vyústilo by to k vyšším nákladům a následnému

zvýšení cen.

3. Vztah HDP k inflaci je postaven na podobném předpokladu jako produktivita, neboli je zde předpokládán negativní vztah.
4. Vládní nákupy, jakožto přímý nástroj fiskální politiky k ovlivnění autonomních výdajů, budou ovlivňovat inflaci v pozitivním směru.
5. Nakonec, růst mezd a platů bude pozitivně ovlivňovat inflaci.
6. Instrumentální proměnné ve vztahu k nezaměstnanosti či HDP vychází ze stejných předpokladů jako odhady bez nich, pomáhají modelovat realitu přesněji.
7. Poslední a možná nejdůležitější hypotézou je ta, že všechny parametry by v jednotlivých skupinách měly být podobné, neboť jsou si skupiny zemí podobné. Všechny země mají otevřenou ekonomiku, jsou navzájem provázané, proto by se měly v průměru vyvíjet podobně.

V následující části se začne s odhadnutým výchozím modelem sloučené regrese na panelových datech, následně se odhadne metodou fixních efektů a poté metodou náhodných efektů, nakonec bude ukázán i model metody korelovaných náhodných efektů. Po každém odhadnutém modelu proběhne verifikace. V závorkách u modelů sloučené regrese na panelových datech a modelu metodou fixních efektů budou uvedeny robustní standardní chyby odhadu.

9.1 Visegrádská skupina

Prvním modelem, jak již bylo řečeno, je model klasické sloučené regrese na panelových datech ve Visegrádské skupině. Modelováním se podařilo vysvětlit 16,3 procent dat.

Ve výstupu 9.1 bylo spočteno, že statisticky významné proměnné ve Visegrádské skupině je pouze konstanta, *Productivity* a *GDP*. Hodnota *Productivity* -0,275196 znamená, že vzroste-li produktivita na zaměstnance o 1000 Euro, hodnota inflace klesne o 0,275196 procent oproti předcházejícímu období, pakliže předpokládáme jinak neměnné podmínky. Ten stejný směr je i u *GDP*, tedy vzroste-li HDP jedno procento, klesne hodnota inflace o 1,786521 procenta ve čtvrtletí. Zajímavostí zde je to, že standardní chyby odhadu u

Productivity je velmi malá, kdežto v *GDP* podstatně větší. Vliv hospodářské krize se zde nepodařilo prokázat, neboť umělé proměnné v interakci s nezaměstnaností a HDP jsou statisticky nevýznamné.

Tabulka 9.1: Pooled - Visegrad Group

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	−0.013 (0.024)
Productivity	−0.275*** (0.096)
lGDP	−1.787** (0.900)
log(GovCons)	−0.425 (0.926)
lWageSalaries	1.817 (1.261)
Unemployment:y2008	0.041 (0.030)
Unemployment:y2009	−0.099 (0.077)
lGDP:y2009	0.075 (0.067)
Constant	8.163*** (1.744)
Observations	208
R ²	0.163
Adjusted R ²	0.156
F Statistic	4.841*** (df = 8; 199)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Dle p -hodnoty F -testu se podařilo prokázat, že model je statisticky významný jako celek, neboť nulová hypotéza F -testu je, že všechny odhadnuté parametry se nepodaří prokázat jako významné, neboli jsou nulové. Proto lze soudit, že model je platný. Porovnájí-li se výsledky výstupu s původními hypotézami, lze vidět, že se podařilo potvrdit hypotézu 2. a 3. o negativním vztahu inflace a nezaměstnanosti a HDP. Ostatní hypotézy se nepodařilo potvrdit ani vyvrátit.

Nyní bude následovat odhad metodou fixních efektů.

Tabulka 9.2: FE - Visegrad Group

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	−0.204*** (0.050)
Productivity	1.927*** (0.507)
lGDP	−16.524*** (3.237)
log(GovCons)	−2.317** (0.891)
lWageSalaries	3.510** 1.351)
Unemployment:y2008	0.011 (0.029)
Unemployment:y2009	−0.064 (0.072)
lGDP:y2009	0.046 (0.063)
Observations	208
R ²	0.273
Adjusted R ²	0.257
F Statistic	9.615** (df = 8; 196)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Zde v tabulce 9.2 statisticky signifikantní jsou proměnné *Unemployment*, *Productivity*, *GDP*, *GovernmentConsumption* a *WageSalaries*. Například *Unemployment*, *GDP* a *WageSalaries* odpovídají původním hypotézám o směru vztahu (hypotézy 1, 3, 5), nicméně u *Productivity* a *GovernmentConsumption* byla původní hypotéza zamítnuta (hypotézy 2, 4). Interpretace hodnoty -16,52 u *GDP* znamená, že vzroste-li HDP o procento, mezičtvrtletní inflace klesne o 16,52 procenta, za předpokladu ceteris paribus. Dle *p*-hodnoty *F*-testu lze soudit, že model je statisticky významný jako celek. Metodou fixních efektů bylo vysvětleno 27,3 procent dat.

Vyplatí se skutečně modelování fixních efektů? Pro zjištění/ověření je použit *F*-test

individuálních efektů.

Tabulka 9.3: F -test for individual effects data - Visegrad

<i>Statistics:</i>	$F = 12.581, df1 = 3, df2 = 196, p\text{-value} = 1.477e-07$
<i>Alternative hypothesis:</i>	significant effects

Dle tohoto F -testu v tabulce 9.3 je zamítnuta hypotéza o nevýznamných efektech ve prospěch alternativní hypotézy, že zde nějaký nepozorovaný efekt skutečně existuje. Pro další diagnostiku modelu je nutné se podívat na sériovou autokorelaci, která napoví, jak jsou splněny základní předpoklady.

Tabulka 9.4: Wooldridge's test for serial correlation in FE panels

<i>Statistics:</i>	$\chi^2 = 2.1779, p\text{-value} = 0.14$
<i>Alternative hypothesis:</i>	serial correlation

Díky Wooldridgeově testu (tabulka 9.4 se podařilo zamítnout hypotézu o žádné sériové korelaci, neboť p -hodnota Woodridgeova testu nabývá hodnoty 0,14. To znamená, že se podařilo splnit předpoklady striktní exogenity, proto je zde namísto tvrzení, že je lepší použít model odhadu metodou fixních efektů právě proto, že nepozorovaný efekt není zkorelovaný s regresory dle předpokladů.

Předposlední částí zde je modelování odhadu metodou náhodných efektů, aby se ukázal tento odhad v perspektivě, zda se skutečně ukáže odhad metodou náhodných efektů být lepší variantou.

Zde (Tabulka 9.5) se bohužel podařilo potvrdit pouze hypotézu č.3, tedy hypotézu o GDP , protože většina proměnných je zde statisticky nevýznamných. Statisticky významná je pouze konstanta. Model nicméně je statisticky významný jako celek. Konstanta zde je triviálně neinterpretovatelná, proto je její interpretace vynechávána. Důležitým parametrem při odhadování metodou náhodných efektů je parametr Θ , který je zde roven 0,4069. To nasvědčuje, že se více preferuje model s fixními efekty.

Abychom mohli rozlišit, který model je pro odhadování lepší, zdali model s fixními či náhodnými efekty, zvolíme Hausmannův test.

Tabulka 9.5: RE - Visegrad

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	−0.017 (0.021)
Productivity	−0.153* (0.090)
lGDP	−1.511** (0.764)
log(GovCons)	−0.951 (0.956)
lWageSalaries	2.149* (1.216)
Unemployment:y2008	0.026 (0.037)
Unemployment:y2009	−0.059 (0.066)
lGDP:y2009	0.046 (0.062)
Constant	6.051*** (1.397)
Observations	208
R ²	0.116
Adjusted R ²	0.111
F Statistic	3.261*** (df = 8; 199)
θ	0.4069

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabulka 9.6: Hausman Test - Visegrad

<i>Statistics:</i>	$\chi^2 = 47.094$, df = 8, p-value = 1.472e-07
<i>Alternative hypothesis:</i>	one model is inconsistent

Tento test (tabulka 9.6 informuje, že dle p -hodnoty testu (1,472e-07) došlo k zamítnutí nulové hypotézy, že jak metoda fixních tak i náhodných efektů dávají stejné – podobné výsledky, ve prospěch alternativní hypotézy, že model metodou fixních efektů dává lepší výsledky.

Nyní následuje poslední model odhadovaný metodou korelovaných náhodných efektů, jenž je kompromisem mezi metodami fixních a náhodných efektů. V tabulce 9.7 lze prokázat, že povolení těchto předpokladů vede k identickému odhadu jako metodou fixních efektů.

Tabulka 9.7: CRE - Visegrad Group

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	−0.204*** (0.050)
Productivity	1.927*** (0.487)
IGDP	−16.524*** (3.108)
log(GovCons)	−2.317** (0.941)
IWageSalaries	3.510** (1.417)
CREUnemployment	0.184 (163,665.000)
CREProductivity	−1.956 (582,771.400)
CREIGDP	15.029 (698,587.800)
Unemployment:y2008	0.011 (0.030)
Unemployment:y2009	−0.064 (0.077)
IGDP:y2009	0.046 (0.070)
Constant	4.480 (11,423,899.000)
Observations	208
R ²	0.273
Adjusted R ²	0.257
F Statistic	6.679*** (df = 11; 196)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Odhadem se vynechaly proměnné *CREWageSalaries*, *CREIGovCons*, neboť by tím tošlo k singularitě modelu, dále se vynechává parametr θ , neboť už se nic nepoměřuje. V tomto odhadu se podařilo prokázat hypotézy 1,3,5, neboli směr *Unemployment*, *GDP*,

WageSalaries. Přestože jsou proměnné *Productivity*, *GovernmentConsumption* statisticky významné, výsledek zamítá původní hypotézy 2 a 4. Je zde patrné, že povolení předpokladů metody náhodného efektu pomohlo k signifikantnosti proměnných, tzn. tyto podmínky jsou příliš striktní.

Ve visegradské skupině je nejjednodušší vybrat, která metoda podává nejjednoznačnější výsledky. Díky otestování již na začátku vše nasvědčovalo tomu, že realitu popíše model metodou fixních efektů, což se nakonec také potvrdilo, proto je preferován výstup právě této metody.

9.2 Státy Beneluxu

Nyní bude ukázána stejná analýza pro Belgii, Nizozemsko a Lucembursko. V tabulce 9.8 je ukázán model sloučené regrese na panelových datech. Hospodářská krize 2008-2009 zde se neprojevuje, stejně se nepodařilo potvrdit 1. hypotézu o významnosti nezaměstnanosti. Další hypotézy, tj. 2-5 se již podařilo prokázat. Příklad interpretace *GovernmentConsumption* -2,825 je: stoupne-li hodnota vládních nákupů o procento, klesne inflace o 2,82 procenta za jinak stejných podmínek.

Tabulka 9.8: Pooled - Benelux

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	−0.024 (0.051)
Productivity	−0.080*** (0.031)
IGDP	−3.338** (1.326)
log(GovCons)	−2.825** (1.091)
IWageSalaries	5.940*** (0.930)
Unemployment:y2008	0.018 (0.036)
Unemployment:y2009	−0.040 (0.111)
IGDP:y2009	−0.027 (0.062)
Constant	6.602 (5.701)
Observations	156
R ²	0.219
Adjusted R ²	0.206
F Statistic	5.148*** (df = 8; 147)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Následuje odhad metodou fixních efektů v tabulce 9.9. V tomto výstupu inflaci vysvětlují proměnné *Unemployment*, *GDP*, *GovernmentConsumption*, *WageSalaries* a potvrzují také původní hypotézy 1, 3, 4, 5 o směru vztahu. Ohledně síly vztahu, *Unemployment* má například velmi malý vliv na *inflation*, stoupne-li *nezaměstnanost* o procento, klesne *inflation* o 0,23 procenta za jinak neměnných podmínek. *F*-test vychází dobře, model je tedy správný.

Tabulka 9.9: FE - Benelux

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	−0.231*** (0.061)
Productivity	0.038 (0.043)
IGDP	−4.130*** (1.518)
log(GovCons)	−3.006*** (0.996)
IWageSalaries	6.834*** (0.876)
Unemployment:y2008	−0.052 (0.034)
Unemployment:y2009	−0.069 (0.102)
IGDP:y2009	−0.015 (0.059)
Observations	156
R ²	0.360
Adjusted R ²	0.334
F Statistic	10.179*** (df = 8; 145)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Opět je zde nutné nejprve ověřit, zda je vůbec možné modelovat metodami fixních a náhodných efektů, načež se zde používá F -test pro individuální efekty.

Tabulka 9.10: F -test for individual effects data - Benelux

<i>Statistics:</i>	$F = 16.93, df1 = 2, df2 = 145, p\text{-value} = 2.466e-07$
<i>Alternative hypothesis:</i>	significant effects

Test (tabulka 9.10) dopadl dobře, neboť p -hodnota se blíží nule. Proto se vyvozuje závěr, že existuje nějaký individuální efekt, který ovlivňuje odhadovaný model, proto je možné zkoumat model dalšími metodami odhadu.

Jak je to se sériovou autokorelací? V tabulce 9.11 byla autokorelace otestována a model nekoresponduje s teorií metody fixních efektů, tedy s hypotézou č. 6, že neexistuje sériová autokorelace mezi idiosynkratickými chybami, soudí se tak díky p -hodnotě ve výši 0,005243. Dle teorie Wooldridge se nedá jednoznačně říci, že se musí použít *error components model*, neboli model náhodných efektů, proto se lze nyní posunout dále.

Tabulka 9.11: Wooldridge's test for serial correlation in FE panels - Benelux

<i>Statistics:</i>	$\chi^2 = 7.7937, p\text{-value} = 0.005243$
<i>Alternative hypothesis:</i>	serial correlation

Krokem dalším je odhad metodou náhodných efektů. Odhad nedopadl dobře (Tabulka 9.12, neboť se modelem nepodařilo vysvětlit téměř nic. Zdá se, že předpoklady jsou opět příliš striktní, protože statisticky významnou proměnnou je zde pouze součet mezd a výplat, která alespoň koresponduje s původní hypotézou č. 5 o směru vztahu. F -test informuje, že model není statisticky významný jako celek. Θ zde nabývá hodnoty 0,4974, díky čemuž se dá soudit, že model s fixními efekty je zde lepší.

Tabulka 9.12: RE - Benelux

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	0.012 (0.044)
Productivity	−0.038 (0.026)
IGDP	−1.440 (1.089)
log(GovCons)	−1.175 (0.944)
IWageSalaries	2.429*** (0.877)
Unemployment:y2008	0.031 (0.046)
Unemployment:y2009	−0.090 (0.090)
IGDP:y2009	0.011 (0.054)
Constant	3.987 (4.455)
Observations	156
R ²	0.091
Adjusted R ²	0.086
F Statistic	1.840* (df = 8; 147)
θ	0.4974

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabulka 9.13: Hausman Test - Benelux

<i>Statistics:</i>	$\chi^2 = 129.54$, df = 8, p-value j 2.2e-16
<i>Alternative hypothesis:</i>	one model is inconsistent

Hausmanův test v tabulce 9.13 pro porovnání metody fixních a náhodných efektů z porovnání kovariančních matic informuje, že metody fixních a náhodných efektů dávají různé výsledky, nedá se tedy přijmout nulová hypotéza o stejnosti výsledků a proto se nedá jednoznačně potvrdit, že modelování metodou fixních efektů je zde lepší. Dle θ hodnoty

se model pohybuje na hranici, proto se velmi lehce preferuje model fixních efektů.

Nyní se přejde k poslednímu modelu zkorelovaných efektů u států Beneluxu.

Výstup modelování metodou CRE je v tabulce 9.14. Z výstupu je vidět, že dochází k odhadům stejných koeficientů jako v metodě fixních efektů, mění se pouze standardní chyby odhadu. Proto je zřejmé, že dochází ke stejným závěrům zhodnocení hypotéz, tedy inflaci vysvětlují proměnné *Unemployment*, *GDP*, *GovernmentConsumption*, *WageSalaries* a potvrzují také původní hypotézy 1, 3, 4, 5 o směru vztahu. Opět byly vynechány tři proměnné, aby se zabránilo singularitě.

Tabulka 9.14: CRE - Benelux

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	−0.231*** (0.064)
Productivity	0.038 (0.038)
lGDP	−4.130*** (1.446)
log(GovCons)	−3.006*** (1.034)
lWageSalaries	6.834*** (0.967)
CREUnemployment	0.353 (1.309)
CREProductivity	−0.125 (0.162)
Unemployment:y2008	−0.052 (0.037)
Unemployment:y2009	−0.069 (0.118)
lGDP:y2009	−0.015 (0.067)
Constant	7.332 (16.171)
Observations	156
R ²	0.360
Adjusted R ²	0.315
F Statistic	8.143*** (df = 10; 145)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Po analýze států Beneluxu všemi metodami je nakonec preferován kompromisní model zkorelovaných náhodných efektů, neboť model sloučené regrese je vždy použit jako výchozí, nepřilíš vypovídající a modelování metodami fixních a náhodných efektů se nedá přesně určit, která metoda je lepší.

9.3 Baltské státy

Baltských států se hodně dotkla hospodářská krize let 2008-2009, proto se dá očekávat, že zde bude velká citlivost na tyto léta, konkrétně formou instrumentálních proměnných.

Následující tabulka 9.15 ilustruje model odhadu na sloučených panelových datech.

Tabulka 9.15: Pooled - Baltic

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	−0.077*** (0.023)
Productivity	−0.465*** (0.102)
IGDP	−2.317* (1.257)
log(GovCons)	0.696 (0.819)
IWageSalaries	1.173 (1.522)
Unemployment:y2008	0.130** (0.052)
Unemployment:y2009	−0.156 (0.120)
IGDP:y2009	0.150 (0.209)
Constant	10.688*** (2.681)
Observations	156
R ²	0.320
Adjusted R ²	0.301
F Statistic	8.630*** (df = 8; 147)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

V modelu se podařilo vysvětlit nezaměstnanost (Tabulka 9.15), produktivitou a vstupuje zde také do hry instrumentální proměnná roku 2008 ve vztahu k nezaměstnanosti (Hypotéza 6 o přesnějším popsání reality). Zvláštní je také pozitivní vztah této instrumentální proměnné a nezaměstnanosti k inflaci, což podněcuje závěr přímého vztahu v tomto ekonomickém šoku. Koeficient 0,13 u instrumentální proměnné lze interpretovat jako: V roce 2008 byla *nezaměstnanost* v pozitivním vztahu k inflaci, a to tak, že stoupla-li nezaměstnanost o procento, stoupla i inflace o $0,13 - 0,077 = 0,053$ procenta.

Tabulka 9.16: *F*-test for individual effects data - Baltic

<i>Statistics:</i>	$F = 8.961, df1 = 2, df2 = 145, p - value = 0.0002141$
<i>Alternative hypothesis:</i>	significant effects

I zde opět následuje test, zda je vůbec možné modelovat odhady s individuálními efekty. V tomto případě (tabulka 9.16 lze opět soudit, že v odhadu se vyskytuje individuální efekt, který pomůže lépe proložit data. *p*-hodnota tohoto testu je 0,0002141, což pro zamítnutí hypotézy o nepřítomnosti žádných efektů stačí, individuální efekt se tedy v modelu vyskytuje.

Nyní naposledy k odhadu metodou fixního efektu u Baltských států. V tabulce 9.17 je ilustrován výstup tohoto modelu. Prim zde hraje *Unemployment*, *Productivity*, *GDP* a *Unemployment* v roce 2009 (na 10% hladině významnosti). To znamená, že se podařilo potvrdit hypotézu č.2 o negativním vztahu produktivity a vyvrátit hypotézy č. 1 a 3 o negativním vztahu nezaměstnanosti a HDP k inflaci. Zajímavé zde je zamítnutí právě hypotézy č. 3 o HDP, kde model naznačuje pozitivní silný vztah, stoupla-li *HDP* o procento, stoupla inflace o 9,49 procenta za jinak neměnných podmínek. Díky *F*-testu lze soudit, že model prošel diagnostikou, je tedy validní. Interakce roku 2009 se nebude interpretovat, neboť 10% hladina významnosti nestačí.

Znovu je nutné podrobit odhad metodou fixních efektů testu sériové autokorelace. Wooldridgeův test v tabulce 9.18. Bohužel se ani tady nepodařilo zamítnout nulovou hypotézu o žádné sériové korelaci mezi idiosynkratickými chybami, neboli odhadovaný model není nestraný.

Nakonec následuje odhad metodou náhodných efektů Baltských států (9.19. Opět se

Tabulka 9.17: FE - Baltic

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	0.093** (0.045)
Productivity	−2.519*** (0.483)
IGDP	9.490*** (3.141)
log(GovCons)	0.319 (0.843)
IWageSalaries	2.430 (1.699)
Unemployment:y2008	0.038 (0.053)
Unemployment:y2009	−0.209* (0.112)
IGDP:y2009	0.181 (0.200)
Observations	156
R ²	0.389
Adjusted R ²	0.362
F Statistic	11.562*** (df = 8; 145)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabulka 9.18: Wooldridge's test for serial correlation in FE panels - Baltic

Statistics: $\chi^2 = 14.741$, *p-value* = 0.0001234

Alternative hypothesis: serial correlation

podařilo vysvětlit *inflaci nezaměstnaností a produktivitou*. Hypotéze 2 o směru vztahu *inlace a produktivity* bylo dostáno, opět zde je také vstupuje instrumentální proměnná, tentokrát roku 2008, která má interpretaci: vzroste-li nezaměstnanost o jedno procento v daném čtvrtletí, pak za jinak neměnných podmínek vzroste inflace o $0,158 - 0,072 = 0,086$ procent, což naopak odporuje hypotéze č.1 o negativním směru vztahu nezaměstnanosti k inflaci. Projevuje se zde tedy vysoká citlivost nezaměstnanosti v období nastupující krize,

Tabulka 9.19: RE Baltic

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	−0.072** (0.028)
Productivity	−0.366*** (0.110)
lGDP	−1.408 (1.271)
log(GovCons)	0.573 (0.776)
lWageSalaries	0.379 (1.445)
Unemployment:y2008	0.158** (0.068)
Unemployment:y2009	−0.103 (0.097)
lGDP:y2009	0.071 (0.175)
Constant	9.035*** (2.390)
Observations	156
R ²	0.219
Adjusted R ²	0.206
F Statistic	5.139*** (df = 8; 147)
θ	0.5396

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

kdy rapidně stoupla nezaměstnanost v Baltských státech. Ohledně síly těchto vztahů, koeficienty naznačují sílu v desetinách procent. F -test opět informuje, že model proložil skutečná data. Parametr $\theta = 0.5396$, proto se lehce preferuje právě model metodou náhodných efektů.

Tabulka 9.20: Hausman Test - Baltic

<i>Statistics:</i>	$\chi^2 = 26.946$, df = 8, p-value = 0.0007222
<i>Alternative hypothesis:</i>	one model is inconsistent

Posledním otestováním modelování metodou náhodných efektů u Baltských států je Hausmanův test. Z výstupu 9.20 je vidno na základě p -hodnoty, že se zamítá nulová hypotéza o stejnosti výsledků odhadovanými metodami. Proto je nutné se rozhodnout, který model upřednostnit.

Tabulka 9.21: CRE - Baltic

<i>Dependent variable:</i>	
Inflation	
Unemployment	0.093** (0.046)
Productivity	−2.519*** (0.495)
lGDP	9.490*** (3.224)
log(GovCons)	0.319 (0.873)
lWageSalaries	2.430 (1.746)
CREUnemployment	8.628 (10.064)
CREProductivity	25.474 (23.661)
Unemployment:y2008	0.038 (0.054)
Unemployment:y2009	−0.209* (0.115)
lGDP:y2009	0.181 (0.206)
Constant	−324.716 (246.645)
Observations	156
R ²	0.389
Adjusted R ²	0.347
F Statistic	9.250*** (df = 10; 145)

Note: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Nakonec je ukázán model zkorelovaných náhodných efektů v tabulce 9.21, opět bez dvou CRE proměnných *CRElGovCons*, *CRElWageSalaries*. Opět došlo k tomu, že protože všechny proměnné jsou v čase nekonstantní, tak dochází ke stejným odhadovaným koeficientům jako v modelu fixních efektů, mění se tedy opět pouze standardní chyby odhadu.

Posledním bodem je tedy vybrání preferované metody pro skupinu Baltických států. Vzhledem k tomu, že došlo v průběhu krize k velkému ekonomickému šoku, který se projevil i do modelu, a θ je těsně přes 0,5, nejlépe popisuje realitu model metodou náhodných efektů.

9.4 Srovnání a shrnutí výsledků

Nakonec je nutné zhodnotit, jak si skupiny zemí vedly mezi sebou navzájem, neboli zhodnotit hypotézu č. 7 o podobnosti odhadovaných parametrů napříč skupinami. Tato hypotéza vychází z toho, že se jedná o otevřené ekonomiky v podobném prostředí (Evropská unie).

Ač model sloučené regrese vyšel vždy jako nejhorší, výsledky jsou obdobné pro všechny země. Přestože se nepodařilo potvrdit ani vyvrátit hypotézu o negativním vztahu nezaměstnanosti a inflace, ve všech třech skupinách, produktivitu se potvrdit podařilo – mezi-skupinové rozdíly odhadu koeficientů se pohybují pouze od -0,08 do -0,46, proto i z hlediska celkové 7. hypotézy se dá soudit, že produktivita zaměstnanců má stejný/podobný vliv ve všech skupinách zemí. Dále už nelze najít společného jmenovatele, neboť v Beneluxu jsou statisticky významné HDP, vládní nákupy a suma mezd a platů, kdežto ve Visegrádské skupině pouze HDP a v baltických státech zase pouze nezaměstnanost obecně a v roce 2008. Proto je porovnatelné pouze HDP, které má stejný směr, v hodnotě se liší pouze o 1,551, což je dostatečně podobné.

V modelu metodou fixních efektů se již dají najít větší rozdíly. Ve visegrádské skupině jsou statisticky významné proměnné nezaměstnanosti, produktivity, HDP, vládních nákupů i mezd a platů, v Beneluxu to stejné kromě produktivity a v baltických státech pouze nezaměstnanost, produktivita a HDP. Z hlediska srovnání jsou koeficienty nezaměstnanosti v Beneluxu a Visegradu téměř totožné (-0,204 Visegrad, -0,231 Benelux), naopak u baltických států je koeficient překvapivě slabě pozitivní (0,093). Opačně je tomu v produktivitě – Ve Visegradu je tento koeficient překvapivě pozitivní (1,927), kdežto v baltických státech to potvrzuje hypotézu (-2,519). To může být způsobeno odlišnými vlivy, jak bylo popsáno v kontextu – ve Visegradu se produktivita zaměstnanců příliš neměnila, zatímco baltické státy reagovali dost. Vládní nákupy jsou podobné ve Visegradu (-2,317)

i v Beneluxu (-3,006). Posledním jmenovatelem je suma mezd a platů, které mají stejný směr, ale odlišnou intenzitu, Visegrad (3,510) a Benelux (6,834), opět je nasnadě najít příčinu, protože v baltských státech se v průběhu pozorovaných let platové ohodnocení zaměstnanců hodně měnilo.

Nejsnazší porovnání je v metodě náhodných efektů, neboť není téměř nic, co porovnat. Zatímco ve Visegradu je významná proměnná pouze HDP (silně se preferovala metoda náhodných efektů) s hodnotou (-1,511), v Beneluxu je statisticky významná pouze suma mezd a platů (2,429) a nejlepší odhad byl v baltských státech, kde nezaměstnanost nabyla hodnoty (-0,072) produktivita (-0,366) a nezaměstnanost v roce 2008 (0,158). Závěry jsou tedy totožné, jak již byly řečeny.

Posledním srovnáním je metodou zkorelovaných náhodných efektů, ale vzhledem k tomu, že tato metoda dává totožné výsledky jako metoda fixních efektů, není třeba toto srovnání dopisovat. Zajímavostí v této metodě jsou standardní chyby odhadu u statisticky nevýznamných zprůměrovaných proměnných, např. u CREnezaměstnanosti ve Visegradske skupině dosahovala hodnota standardní chyby odhadu (163 665,0).

Obecně napříč metodami se dá říct, že až na výjimky se podařilo všechny skupiny relativně dobře porovnat, u baltských států byl rozdíl největší, neboť se tam nejvíce projevila citlivost na krizi, jinak státy Beneluxu a Visegradu se chovaly obdobně. Největším problémem byla statistická významnost proměnných, kvůli které se nedaly proměnné nijak porovnávat.

9.5 Návrh budoucí budoucího směru analýzy

Pro budoucí analýzu ve stejném formátu by bylo dobré zahrnout také *control* index cen nemovitostí, aby bylo dosaženo ještě přesnější analýze. Tento agregát není součástí této diplomové práce, neboť nebyla zajištěna kompletnost dat (kompletnost začíná v roce 2008 pro všechny sledované země, kvůli čemuž by nebylo možné zdůraznit vliv hospodářské krize let 2008-2009). V kontextu zemí bylo řečeno, že agregát cen nemovitostí dost fluktoval v období krize, proto by bylo záhodno jej do další analýzy zahrnout. endpart

Závěr

Tato práce si kladla za hlavní cíl ekonometrickou analýzu inflace založenou na panelových datech z let 2004 až 2016, která srovnala empirická data z Visegradské skupiny, tj. České republiky, Maďarska, Polska a Slovenska, dále států Beneluxu, tj. Belgie, Nizozemí a Lucemburska a nakonec států Baltu, tj. Estonska, Lotyšska a Litvy.

Pro vytvoření takovéto analýzy byla vystavěna nejprve teoretická východiska modelů a metod pro práci s panelovými dat, byla představena panelová data jako taková a následně se pokračovalo s teorií modelu sloučené regrese na panelových datech, modelu odhadu metodami fixních, náhodných a zkorelovaných náhodných efektů. Potom pokračovala výstavba verifikace pro zhodnocení, který model je na základě statistik preferován.

Po ukončení teoretické části se přešlo k části praktické, tedy nejprve byl na základě rešerše poskytnut kontext skupin států ve sledovaném horizontu, aby bylo možné ustanovit předpoklady a hypotéz pro následné modelování. Potom práce přešla k empirickým datům, kde bylo ukázáno, odkud se data čerpala a jak se transformovala pro účely práce. Díky tomu se mohlo pokračovat k vybudování hypotéz, o které se modely opíraly, a nakonec byl vybudován model, který se použil postupně všemi metodami.

Model se snažil vysvětlit chování inflace na základě proměnných nezaměstnanosti, produktivity, HDP, vládních nákupů, sumy mezd a platů a interakci instrumentálních proměnných za roky 2008 a 2009 k nezaměstnanosti a instrumentální proměnné 2009 k HDP, které zde figurovaly pro lepší podchycení šoku hospodářské krize z let 2008 a 2009.

Hypotézami pro modelování byl směr vztahů mezi jednotlivými proměnnými k inflaci, konkrétně se předpokládal negativní směr mezi inflací a jednotlivě: nezaměstnaností, produktivitou zaměstnanců a HDP. Dále se předpokládal pozitivní směr mezi inflací a vládními nákupy a agregátem mezd a platů. Hlavní hypotéza zněla, že ve všech skupinách

zemí by se jednotlivé agregáty měly chovat podobně, protože krize se dotkla celé Evropy a jednotlivé ekonomiky jsou si podobné. Díky tomu byl vytvořen rámec, v jakém se dalo skupiny porovnávat.

Výsledkem bylo, že model sloučené regrese funguje dobře jako východisko všech modelů, nicméně v daném případě se jevil jako nevyhovující, neboť byly testy byly potvrzeny působící individuální efekty. Proto se přešlo k metodám fixních, náhodných a zkorelovaných náhodných efektů. Zatímco u Visegrádské skupiny se preferoval model metodou fixních efektů, u baltských států model metodou náhodných efektů a protože se nedalo rozhodnout, který model zvolit u států Beneluxu, zvolil se jako nejlepší kompromisní model zkorelovaných náhodných efektů.

Většinu hypotéz se podařilo potvrdit, problémem byla velká citlivost Baltských států na krizi, kvůli čemuž byly některé hypotézy vyvráceny (konkrétně hypotéza o směru vztahu nezaměstnanosti k inflaci). Porovnání výsledků Visegrádské skupiny a států Beneluxu se již podařilo relativně dobře.

Literatura

- [CSU] Český Statistický Úřad: *Hrubý domácí produkt (HDP) - Metodika*. \$https://www.czso.cz/csu/czso/hruby_domaci_produk_t_-hdp-\$
- [EUR] Eurostat: *Real labour productivity per person employed - quarterly data*. \$<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&plugin=1&language=en&pcode=tipsna71>\$
- [UNE] Eurostat: *Unemployment - LFS adjusted series (une)*. \$http://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/une_esms.htm\$
- [Andreß u. a. 2013] ANDRESS, Hans-Jürgen ; GOLSCH, Katrin ; SCHMIDT-CATRAN, Alexander: *Applied Panel Data Analysis for Economic and Social Surveys*. 2013
- [Aslund 2012] ASLUND, Anders: Southern Europe Ignores Lessons from Latvia at Its Peril. (2012), Nr. PB12-17. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:iie:pbrief:pb12-17>
- [Burlacu u. O'Donoghue 2013] BURLACU, Irina S. ; O'DONOGHUE, Cathal: The impact of unemployment on the welfare of mobile workers in the European Union. In: *Regions & Cohesion* 3 (2013), Summer, Nr. 2, 69-90. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1768251508?accountid=17203>. ISBN 2152906X. – Copyright - Copyright Berghahn Books and Journals Summer 2013; Poslední aktualizace - 2016-03-02
- [Cieslik u. a. 2014] CIESLIK, Andrzej ; MICHALEK, Jan ; MICHALEK, Anna: The Influence of Firm Characteristics and Export Performance in Central and Eastern Europe: Comparisons of Visegrad, Baltic and Caucasus States. In: *Entrepreneurial Business and Economics Review* 2 (2014), Nr. 1, 7-18. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1667342282?accountid=17203>. ISBN 2353883X

- [Claar 2000] CLAAR, Victor V.: *The natural rate of unemployment, its estimation, and evaluation of its estimators*, Diss., 2000. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/304632847?accountid=17203>. – 151 S. – Copyright - Database copyright ProQuest LLC; ProQuest does not claim copyright in the individual underlying works; Poslední aktualizace - 2016-05-24
- [Coibion u. Gorodnichenko 2015] COIBION, Olivier ; GORODNICHENKO, Yuriy: Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation. In: *American Economic Journal.Macroeconomics* 7 (2015), 01, Nr. 1, 197-232. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1642364211?accountid=17203>. ISBN 19457707
- [Croissant u. a. 2008] CROISSANT, Yves ; MILLO, Giovanni u. a.: Panel data econometrics in R: The plm package. (2008)
- [Dabrowski 2016] DABROWSKI, Marek: *Are advanced economies at risk of falling into debt traps?* <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1872781188?accountid=17203>. Version: Nov 10 2016. – Copyright - Copyright Bruegel Nov 10, 2016; Poslední aktualizace - 2017-03-07
- [Deroose u. a. 2010] DEROOSE, Servaas ; FLORES, Elena ; GIUDICE, Gabriele ; TURRINI, Alessandro: The tale of the Baltics: experiences, challenges ahead and main lessons. In: *ECFIN Economic Brief* 10 (2010), Nr. 2
- [Douw u. Lodewijks 1998] DOUW, Wim ; LODEWIJKS, Dries: Benelux: A gateway to Europe. In: *Area Development Site and Facility Planning* 33 (1998), 11, Nr. 11, 82. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/201471028?accountid=17203>. ISBN 10486534. – Copyright - Copyright S/H Publications Incorporated Nov 1998; Poslední aktualizace - 2017-02-18
- [Drucker 2015] DRUCKER, Vanessa: Benelux Turns A Corner. In: *Global Finance* 29 (2015), 12, Nr. 11, 66-67. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1761999659?accountid=17203>. ISBN 08964181
- [Dubská 2010] DUBSKÁ, Drahomíra: Dopady světové finanční a hospodářské krize na ekonomiku České republiky. In: *Český*

- statistický úřad* (2010), 11. <https://www.czso.cz/csu/czso/dopady-svetove-financni-a-hospodarske-krize-na-ekonomiku-ceske-republiky-n-rlar4>
- [EuroProperty 2010] EUROPROPERTY: Benelux. In: *EuroProperty* (2010), Feb 01, 21. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/224159054?accountid=17203>. ISBN 09619712. – Copyright - Copyright Reed Business Information UK Feb 1, 2010; Další obsah dokumentu - Maps; Poslední aktualizace - 2011-10-25; SubjectsTermNotLitGenreText - Belgium; Netherlands
- [EuroProperty 2012] EUROPROPERTY: Benelux countries. In: *EuroProperty* (2012), Jul 09, 17. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1030754241?accountid=17203>. ISBN 09619712. – Copyright - Copyright Reed Business Information Limited Jul 9, 2012; Poslední aktualizace - 2012-08-02; SubjectsTermNotLitGenreText - Benelux
- [Fletcher 2007] FLETCHER, John: What is heterogeneity and is it important? In: *Bmj* 334 (2007), Nr. 7584, S. 94–96
- [Geng 2002] GENG, Yi: *Modeling and estimation of the natural rate of unemployment*, Diss., 2002. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/305521069?accountid=17203>. – 132 S. – Copyright - Database copyright ProQuest LLC; ProQuest does not claim copyright in the individual underlying works; Poslední aktualizace - 2016-05-13
- [Greene 2011] GREENE, William H.: *Econometric analysis*. Bd. Pearson series in economics. 7th ed., Global ed. Pearson Education, 2011
- [Huszarik 2015] HUSZARIK, Mihai: Important Changes in Central Europe. The Evolution of Visegrad Countries. In: *EuroTimes* 20 (2015), Autumn, 235-244. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1794151799?accountid=17203>. – Copyright - Copyright Institute for Euroregional Studies Oradea-Debrecen Autumn 2015; Další obsah dokumentu - ; Poslední aktualizace - 2016-06-07; SubjectsTermNotLitGenreText - Central Europe
- [Kattel u. Raudla 2013] KATTEL, Rainer ; RAUDLA, Ringa: The Baltic Republics and

- the Crisis of 2008–2011. In: *Europe-Asia Studies* 65 (2013), Nr. 3, 426-449. <http://dx.doi.org/10.1080/09668136.2013.779456>. – DOI 10.1080/09668136.2013.779456
- [Kotoučková 2009] KOTOUČKOVÁ, Hana: *Historie robustních matematicko-statistických metod*, Masarykova univerzita, Přírodovědecká fakulta, Brno, Disertační práce, 2009. <https://is.muni.cz/th/caz6g/>
- [Kunst 2010] KUNST, Robert M.: *Econometric Methods for Panel Data*. (2010)
- [Kuokštis u. Vilpišauskas 2010] KUOKŠTIS, Vytautas ; VILPIŠAUSKAS, Ramūnas: Economic adjustment to the crisis in the Baltic States in comparative perspective. In: *Institute of International Relations and Political Science, Vilnius University. Prepared for 7* (2010)
- [Liu u. Jansen 2011] LIU, Dandan ; JANSEN, Dennis W.: Does a factor Phillips curve help? An evaluation of the predictive power for U.S. inflation. In: *Empirical Economics* 40 (2011), 05, Nr. 3, 807-826. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/859616466?accountid=17203>
- [Maarten 2012] MAARTEN, van T.: After Crisis, Benelux Banks Head Toward Light. In: *Wall Street Journal (Online)* (2012), Nov 12. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1151110244?accountid=17203>. – Copyright - (c) 2012 Dow Jones & Company, Inc. Reproduced with permission of copyright owner. Further reproduction or distribution is prohibited without permission; Poslední aktualizace - 2017-11-20
- [Mark u. Sul 2011] MARK, Nelson C. ; SUL, Donggyu: When are pooled panel-data regression forecasts of exchange rates more accurate than the time-series regression forecasts? In: *Handbook of Exchange Rates* (2011), S. 265–281
- [Martinez-Fernandez u. a. 2013] MARTINEZ-FERNANDEZ, Cristina ; SHARPE, Samantha ; BRUYNINCKX, Hans ; KÖNIG, Ariane: *Green Growth in the Benelux: INDICATORS OF LOCAL TRANSITION TO A LOW-CARBON ECONOMY IN CROSS-BORDER REGIONS*. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1398169803?accountid=17203>. Version: 2013

- [Millo 2014] MILLO, Giovanni: Robust standard error estimators for panel models: a unifying approach. (2014)
- [Moszynski 2012] MOSZYNSKI, Michal: Exit Strategies from the crisis on the example of the Baltic States. In: *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy* 7 (2012), Nr. 2, 21-33. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:pes:ierequ:v:7:y:2012:i:2:p:21-33>
- [Novák 2007] NOVÁK, Petr: Analýza panelových dat. In: *Acta Oeconomica Pragensia* 1 (2007), S. 71–78
- [Pánková 2007] PÁNKOVÁ, Václava: Práce s panelovými daty. In: *Acta Oeconomica Pragensia* 1 (2007), S. 79–85
- [Paravastu u. S Arora 1972] PARAVASTU, Swamy P. ; S ARORA, S: The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models. 40 (1972), 02, S. 261–75
- [Razgūnė u. Lazutka 2015] RAZGŪNĖ, Aušra ; LAZUTKA, Romas: Labor share trends in three Baltic countries: literature review and empirical evidence. 94 (2015), 03, S. 97
- [Romeo 2011] ROMEO, Ionescu: The Impact of the Global Crisis on the European Labour Market. Case Study: the Labour Markets of Spain and Romania. In: *Ovidius University Annals, Economic Sciences Series XI* (2011), Nr. 1, 1034-1038. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ovi:oviste:v:11:y:2011:i:1:p:1034-1038>
- [Rost 2016] ROST, Michael: *Úvod do teorie odhadu*. 2016
- [Ruiz Estrada u. a. 2017] RUIZ ESTRADA, Mario A. ; YAP, Su-Fei ; NOOR AZINA, Binti I.: Revisiting the Phillips Curve: Visualization from a Multidimensional Graphical Perspective. In: *Contemporary Economics* 11 (2017), Nr. 1, 67-90. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1915318291?accountid=17203>. ISBN 20840845
- [Sacio-szymaska u. a. 2016] SACIO-SZYMASKA, Anna ; KONONIUK, Anna ; TOMMEI, Stefano ; VALENTA, Ondrej ; HIDEĖ, Éva ; GÁSPÁR, Judit ; MARKOVIC, Peter ; GUBOVÁ,

- Klaudia ; BOOROVÁ, Brigita: The future of business in Visegrad region. In: *European Journal of Futures Research* 4 (2016), 12, Nr. 1, 1-13. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1865269239?accountid=17203>. ISBN 21954194. – Copyright - European Journal of Futures Research is a copyright of Springer, 2016; Poslední aktualizace - 2017-03-02
- [Staehr 2015] STAEHR, Karsten: Economic Growth and Convergence in the Baltic States: Caught in a Middle-Income Trap? In: *Intereconomics* 50 (2015), 09, Nr. 5, 274-280. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1723536844?accountid=17203>. ISBN 00205346. – Copyright - ZBW and Springer-Verlag Berlin Heidelberg 2015; Poslední aktualizace - 2015-11-03; SubjectsTermNotLitGenreText - Baltic states
- [Tvrdon u.a. 2012] TVRDON, Michal ; TULEJA, Pavel ; VERNER, Tomáš: Ekonomická výkonnost a trh práce v kontextu ekonomické krize: zkušenosti ze zemí Visegrádské čtyřky. In: *E+M Ekonomie a Management* (2012), Nr. 3, 16-31. <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1081460989?accountid=17203>. – Copyright - Copyright Technical University of Liberec 2012; Další obsah dokumentu - ; Graphs; Diagrams; Equations; Poslední aktualizace - 2014-07-05; SubjectsTermNotLitGenreText - Czech Republic; Poland; Slovakia; Hungary
- [Wooldridge 2002] WOOLDRIDGE, Jeffrey M.: *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, 2002
- [Wooldridge 2013] WOOLDRIDGE, Jeffrey M.: Correlated random effects panel data models. (2013)
- [Wooldridge 2009] WOOLDRIDGE, Jeffrey M.: *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. South-Western, 2009 (ISE - International Student Edition). <http://books.google.ch/books?id=64vt5TDBNLwC>. – ISBN 9780324581621
- [Wooldridge 2012] WOOLDRIDGE, Jeffrey M.: *Introductory Econometrics: A Modern Approach, Edition 5*. Ohio: South-Western Cengage Learning, 2012. – ISBN 9781111531041

- [Řezanková u. a. 2000] ŘEZANKOVÁ, Hana ; MAREK, Luboš ; VRABEC, Michal: *Interaktivní učebnice statistiky*. <http://iastat.vse.cz/>. Version: 2000
- [Španihelová 2013] ŠPANIHELOVÁ, Zdeňka: *Komparace zbožívého obchodu Francie a zemí Benelux v kontextu krize (období let 2008 až 2013) [online]*. Česká Republika, Vysoká škola ekonomická v Praze, Diplomová práce, 2013

Seznam tabulek

9.1	Pooled - Visegrad Group	39
9.2	FE - Visegrad Group	40
9.3	F -test for individual effects data - Visegrad	41
9.4	Wooldridge's test for serial correlation in FE panels	41
9.5	RE - Visegrad	42
9.6	Hausman Test - Visegrad	42
9.7	CRE - Visegrad Group	43
9.8	Pooled - Benelux	45
9.9	FE - Benelux	46
9.10	F -test for individual effects data - Benelux	46
9.11	Wooldridge's test for serial correlation in FE panels - Benelux	47
9.12	RE - Benelux	48
9.13	Hausman Test - Benelux	48
9.14	CRE - Benelux	49
9.15	Pooled - Baltic	50
9.16	F -test for individual effects data - Baltic	51
9.17	FE - Baltic	52
9.18	Wooldridge's test for serial correlation in FE panels - Baltic	52
9.19	RE Baltic	53
9.20	Hausman Test - Baltic	53
9.21	CRE - Baltic	54

Přílohy

```
data<- read.table('uplneposledni1.txt', sep = ';', header=T)
library(plm)

#Data subtracting
visegrad <- subset(data, GEO=='Czech_Republic'|GEO=='Hungary'
                  |GEO=='Poland'|GEO=='Slovakia')
benelux <- subset(data, GEO=='Belgium'|GEO=='Netherlands'
                  |GEO=='Luxembourg')
baltic <- subset(data, GEO=='Latvia'|GEO=='Lithuania'|GEO=='Estonia')

#----- Visegrad -----
pooled.vis <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
                  +log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
                  +y2009:Unemployment+y2009:lGDP, index=c('GEO','TIME'),
                  data=visegrad, model='pooling')
fixed.vis <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
                  +log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
                  +y2009:Unemployment+y2009:lGDP, index=c('GEO','TIME'),
                  data=visegrad, model='within')
random.vis <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
                  +log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
                  +y2009:Unemployment+y2009:lGDP,
                  data=visegrad, model='random')
cre.vis <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
               +log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
```

```

+y2009:Unemployment+y2009:lGDP
+CREUnemployment+CREProductivity+CRElGDP
+CRElGovCons+CRElWageSalaries , index=c( 'GEO' , 'TIME' ) ,
data=visegrad , model='random' , random.method="nerlove")

summary(pooled.vis , vcov = function(x) vcovHC(x, method = "white2"))
summary(fixed.vis , vcov = function(x) vcovHC(x, method = "white2"))
summary(random.vis)
summary(cre.vis)

pFtest(fixed.vis , pooled.vis) #F-test
pwartest(fixed.vis) #Wooldridge
phtest(fixed.vis , random.vis ,
       vcov = function(x) vcovHC(x, method = "white2")) #Hausmann

#-----Benelux-----
pooled.ben <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
+log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
+y2009:Unemployment+y2009:lGDP , index=c( 'GEO' , 'TIME' ) ,
data=benelux , model='pooling' )
fixed.ben <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
+log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
+y2009:Unemployment+y2009:lGDP , index=c( 'GEO' , 'TIME' ) ,
data=benelux , model='within' )
random.ben <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
+log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
+y2009:Unemployment+y2009:lGDP ,
data=benelux , model='random' )
cre.ben <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
+log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
+y2009:Unemployment+y2009:lGDP
+CREUnemployment+CREProductivity+CRElGDP
+CRElGovCons+CRElWageSalaries , index=c( 'GEO' , 'TIME' ) ,

```

```

data=benelux , model='random',random.method="nerlove")

summary(pooled.ben,vcov = function(x) vcovHC(x, method = "white2"))
summary(fixed.ben, vcov = function(x) vcovHC(x, method = "white2"))
summary(random.ben)
summary(cre.ben)

pFtest(fixed.ben, pooled.ben) #F-test
pwartest(fixed.ben) #Wooldridge
phtest(fixed.ben, random.ben,
       vcov = function(x) vcovHC(x, method = "white2")) #Hausmann

#-----Baltic-----
pooled.balt <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
+log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
+y2009:Unemployment+y2009:lGDP,index=c('GEO','TIME'),
data=baltic , model='pooling')
fixed.balt <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
+log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
+y2009:Unemployment+y2009:lGDP,index=c('GEO','TIME'),
data=baltic , model='within')
random.balt <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
+log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
+y2009:Unemployment+y2009:lGDP,
data=baltic , model='random')
cre.balt <- plm(Inflation ~Unemployment+Productivity+lGDP
+log(GovCons)+lWageSalaries+y2008:Unemployment
+y2009:Unemployment+y2009:lGDP
+CREUnemployment+CREProductivity+CRElGDP
+CRElGovCons+CRElWageSalaries,index=c('GEO','TIME'),
data=baltic , model='random',random.method="nerlove")

summary(pooled.balt,vcov = function(x) vcovHC(x, method = "white2"))

```

```

summary(fixed.balt , vcov = function(x) vcovHC(x, method = "white2"))
summary(random.balt)
summary(cre.balt)

pFtest(fixed.balt , pooled.balt) #F-test
pwartest(fixed.balt) #Wooldridge
phtest(fixed.balt , random.balt ,
       vcov = function(x) vcovHC(x, method = "white2")) #Hausmann}

```