

CENTRUM VÝZKUMU KONKURENČNÍ SCHOPNOSTI ČESKÉ EKONOMIKY
EKONOMICKO-SPRÁVNÍ FAKULTA MASARYKOVY UNIVERZITY

KONKURENCESCHOPNOST, RŮSTOVÁ VÝKONNOST A STABILITA ČESKÉ EKONOMIKY

Antonín Slaný a kol.

2011



KONKURENCESCHOPNOST, RŮSTOVÁ VÝKONNOST A STABILITA ČESKÉ EKONOMIKY

Antonín Slaný a kol.

BRNO 2011



**CENTRUM VÝZKUMU
KONKURENČNÍ SCHOPNOSTI
ČESKÉ EKONOMIKY**



**MASARYKOVA UNIVERZITA
EKONOMICKO-SPRÁVNÍ FAKULTA**

CENTRUM VÝZKUMU KONKURENČNÍ SCHOPNOSTI ČESKÉ EKONOMIKY
EKONOMICKO-SPRÁVNÍ FAKULTA MASARYKOVY UNIVERZITY

KONKURENCESCHOPNOST, RŮSTOVÁ VÝKONNOST A STABILITA ČESKÉ EKONOMIKY

Antonín Slaný a kol.

2011

BRNO 2011



Odborní garanti/editoři

prof. Ing. Antonín Slaný, CSc.
doc. Ing. Libor Žídek, Ph.D.
Ing. Zdeněk Tomeš, Ph.D.
doc. Ing. Osvald Vašíček, CSc.
doc. RNDr. Milan Viturka, CSc.

Kolektiv autorů:

prof. Ing. Antonín Slaný, CSc.
(úvod, vedoucí autorského kolektivu, editor)
Ing. Jan Čapek (2.5.)
Ing. Barbora Feixová (3.4.)
Ing. Aleš Franc, Ph.D. (1.4.)
Ing. Miroslav Hloušek, Ph.D. (2.1.)
Ing. Monika Jandová (1.3.)
Ing. Viktorie Klímová, Ph.D. (3.1, 3.2, 3.3.)
Ing. Štěpán Mikula (1.1.)
Ing. Daniel Němec, Ph.D. (2.4.)
Ing. Tomáš Paleta (1.3.)
Ing. Michal Putna (1.1.)
Ing. Miroslav Radiměřský (1.2.)
Mgr. Martin Slanicay (2.2., 2.3.)
Ing. Zdeněk Tomeš, Ph.D. (1. úvod)
doc. Ing. Osvald Vašíček, CSc. (2. úvod)
doc. RNDr. Milan Viturka, CSc. (3.5.)
doc. Ing. Libor Žídek, Ph.D. (1. úvod)
Ing. Vladimír Žítek, Ph.D. (3.1, 3.2, 3.3.)

Technická pomoc:

Lydie Pravdová

Redakce textu:

Mgr. Ondřej Doseděl

Recenzenti:

I. kapitola:
prof. Ing. Vojtěch Krebs, CSc.
Mgr. Pavel Neset, Ph.D.
II. kapitola:
Ing. Petr Harasimovič, M.A.
Ing. Karel Musil, Ph.D.
III. kapitola:
doc. RNDr. Václav Toušek, CSc.
prof. Ing. Jaroslav Macháček, CSc.

Vědecká redakce MU:

prof. PhDr. Petr Fiala, Ph.D., LL.M.
Mgr. Iva Zlatušková
prof. RNDr. Zuzana Došlá, DSc.
Ing. Radmila Droběnová, Ph.D.
Mgr. Michaela Hanousková
doc. PhDr. Jana Chamonikolasová, Ph.D.
doc. JUDr. Josef Kotásek, Ph.D.
Mgr. et Mgr. Oldřich Krpec, Ph.D.
doc. PhDr. Růžena Lukášová, CSc.
prof. PhDr. Petr Macek, CSc.
Mgr. Petra Polčáková
doc. RNDr. Lubomír Popelínský, Ph.D.
Mgr. Kateřina Sedláčková, Ph.D.
prof. MUDr. Anna Vašků, CSc.
prof. PhDr. Marie Vítková, CSc.
Mgr. Martin Zvonař, Ph.D.
PhDr. Alena Mizerová

Vzor citace: NĚMEC, Daniel. Strukturální charakteristiky českého trhu práce pohledem „search and matching“ DSGE modelu In Slaný a kol. Konkurenceschopnost, růstová výkonnost a stabilita české ekonomiky. Brno: Masarykova univerzita, 2011. 184 strany. ISBN 978-80-210-5656-5.

Publikace vznikla s podporou projektu MŠMT výzkumná centra 1M0524.

© Antonín Slaný a kolektiv, 2011

© Masarykova univerzita 2011

ISBN 978-80-210-5656-5

Obsah

Úvod	11
1. Vybrané aspekty konkurenceschopnosti České republiky .	13
1.1. Tradice, institucionální prostředí a růst	15
1.1.1. Měření tradice státnosti	16
1.1.2. Tradice státnosti a kvalita vlády	19
1.1.3. Vliv tradice státnosti na ekonomický růst	20
1.1.4. Shrnutí a diskuse	22
1.2. Vnější vztahy – zahraniční obchod	29
1.2.1. Ekonomický růst a zahraniční obchod	29
1.2.2. Charakteristika zahraničního obchodu ČR	30
1.2.3. Komoditní struktura zahraničního obchodu	32
1.2.4. Vývoj zahraničního obchodu	35
1.2.5. Externí šoky a ekonomický růst české ekonomiky	38
1.2.6. Závěr	39
1.3. Vnitřní migrace	41
1.3.1. Determinanty vnitřní migrace	41
1.3.2. Migrační charakteristiky jednotlivých krajů	44
1.3.3. Vývoj determinant vnitřní migrace	47
1.3.4. Modely vnitřní migrace	49
1.3.5. Závěr	54
1.4. Vnější migrace	57
1.4.1. Cizinci na českém trhu práce	57
1.4.2. Odhad dopadu přílivu cizích pracovníků na domácí trh práce: metoda prostorových korelací	60
1.4.3. Empirická analýza	61
1.4.4. Závěr	65
Použitá literatura k 1. kapitole	66
2. Růstová výkonnost a stabilita	69
2.1. Finanční akcelerator v odhadnutém modelu pro českou ekonomiku	73
2.1.1. Model	73
2.1.2. Data a odhadová metoda	77
2.1.3. Výsledky odhadu	77
2.1.4. Ověření modelu na datech	79
2.1.5. Dynamické vlastnosti modelu	80
2.1.6. Závěr	82

2.2.	Strukturální rozdíly a asymetrické šoky mezi českou ekonomikou a euro zónou 12	83
2.2.1.	Model	84
2.2.2.	Estimace	87
2.2.3.	Analýza založená na porovnávání modelů	90
2.2.4.	Analýza založená na impulzních odezvách	93
2.2.5.	Závěr	95
2.3.	Vliv asymetrických šoků a strukturálních rozdílů mezi českou ekonomikou a euro zónou 12	97
2.3.1.	Model	98
2.3.2.	Odhad	99
2.3.3.	Asymetrie vlivu šoků	100
2.3.4.	Závěr	102
2.4.	Strukturální charakteristiky českého trhu práce pohledem „search and matching“ DSGE modelu	103
2.4.1.	Model	103
2.4.2.	Data a apriorní hustoty parametrů	107
2.4.3.	Výsledky odhadu	109
2.4.4.	Hodnocení kvality modelu	110
2.4.5.	Závěr	112
2.5.	Strukturální změny v malé otevřené české ekonomice v období současné hospodářské krize	113
2.5.1.	Model	113
2.5.2.	Data	116
2.5.3.	Rekurzivní odhady parametrů	117
2.5.4.	Preference monetárních autorit	122
2.5.5.	Analýza rekurzivních impulzních odezev	123
2.5.6.	Závěr	125
	Použitá literatura ke 2. kapitole	126
3.	Role znalostí v ekonomice a koncepce regionálního rozvoje	129
3.1.	Hodnocení znalostních ekonomik	131
3.2.	Charakteristika znalostních ekonomik v zemích EU	135
3.2.1.	Vzdělávání	135
3.2.2.	Výzkum a vývoj	138
3.2.3.	Inovace	139
3.2.4.	Informační a komunikační technologie ICT	141

3.3. Parametry znalostní ekonomiky v regionech ČR	143
3.3.1. Vzdělávání	143
3.3.2. Výzkum a vývoj	145
3.3.3. Inovace	147
3.3.4. Informační a komunikační technologie	147
3.4. Podpora výzkumu a vývoje z Evropské unie	149
3.4.1. Operační program Výzkum a vývoj pro inovace	150
3.4.2. Operační program Vzdělávání pro konkurenceschopnost	155
3.4.3. Operační program Podnikání a inovace	157
3.5. Návrh dlouhodobé koncepce regionálního rozvoje České republiky (základní východiska a prvotní nástin)	161
3.5.1. Stručné shrnutí současného stavu poznání	161
3.5.2. Základní východiska návrhu dlouhodobé koncepce regionálního rozvoje	163
3.5.3. Závěr	173
Použitá literatura ke 3. kapitole	174
Seznam tabulek a grafů	177
Seznam tabulek	177
Seznam grafů	178



Úvod

Aktuálním tématem posledních let je bezesporu problematika konkurenceschopnosti a postavení české ekonomiky v mezinárodním srovnání a bezpochyby také problematika globální hospodářské krize, snaha o nalezení jejích příčin a hledání vhodných nástrojů hospodářské politiky pro její překonání. Předkládaná monografie vydaná v rámci Centra výzkumu konkurenční schopnosti české ekonomiky (1M0524) na tyto otázky bezprostředně reaguje. Jim je následně podřízena struktura celého textu.

První kapitola monografie se zabývá vybranými aspekty konkurenceschopnosti české ekonomiky ve středoevropském regionu. Konkurenceschopnost je v našem pojetí vnímána jako schopnost dlouhodobého růstu ekonomiky. Faktory, které determinují dlouhodobý ekonomický růst, jsou proto i faktory konkurenceschopnosti ekonomiky. V našem pojetí jsme se zaměřili na některé aspekty, které jsou povětšinou spojeny s institucionálním nastavením ekonomického prostředí. Toto prostředí je většinou ekonomů vnímáno jako zásadní pro schopnost ekonomik dosahovat růstu. V konkrétní rovině se jednotliví autoři zabývali obecnými institucemi, zahraničním obchodem, fungováním trhu práce a migrací. Institucionální prostředí dlouhodobě determinuje schopnost ekonomik dosahovat ekonomického růstu. Pokud můžeme v dlouhodobém časovém horizontu sledovat konvergenci ekonomické úrovně zemí, pak bychom měli být schopni v relevantním období sledovat i konvergenci institucionálního prostředí. V předkládané publikaci je na středoevropské země aplikována teorie Bockstetta, Chanda a Puttermana (2002), která vysvětluje ekonomický růst tradicí státnosti jednotlivých zemí. Cílem bylo rozšířit původní model a zjistit, jak zařazení dalších zemí ovlivní celkové výsledky. Souvislosti ekonomického růstu a zahraničního obchodu hrají důležitou roli zvláště v malých otevřených ekonomikách, jako je právě česká ekonomika. Autoři dospívají k závěru, že zahraniční obchod působil na ekonomický růst pozitivně zejména v důsledku dovozu high-tech zařízení, která umožňovala ekonomickou konvergenci. Vnitřní migrace je významným faktorem přispívajícím k efektivnějšímu využívání výrobního faktoru práce, jenž jako takový potom hraje významnou roli i v hospodářském růstu. K analýze vnitřní migrace je použit gravitační model. Cílem bylo zjistit, zda nejčastěji uváděné faktory ekonomické migrace mohou vysvětlit migrační toky mezi kraji ČR. Významným aspektem konkurenceschopnosti na trhu práce je otázka, jakým způsobem imigrace zahraničních pracovníků ovlivňuje postavení pracovníků domácích. K analýze byla využita metoda prostorových korelací, která identifikovala, že pracovní aktivity cizinců na českém pracovním trhu nemají z hlediska domácích pracovníků negativní dopad.

Hospodářský pokles se nevyhnul ani české ekonomice, a tak je druhá kapitola věnována problémům růstové výkonnosti a stability ekonomiky České republiky, a to právě zejména s ohledem na analýzu dopadů hospodářské krize z konce roku 2008. Analýzu růstové výkonnosti a stability

české ekonomiky je možno provádět z různých pohledů. V této kapitole nabídneme podrobnější rozbor čtyř oblastí, které mají přímou souvislost s příčinami a dopady hospodářské krize. První oblastí jsou finanční fricke a jejich význam pro vývoj české ekonomiky. Druhou oblast představuje analýza asymetrických šoků mezi českou ekonomikou a ekonomikou Eurozóny a vzájemné vazby monetárních politik těchto ekonomik. Třetí oblast je reprezentována zkoumáním strukturálních charakteristik trhu práce a dynamice vývoje zaměstnanosti a nezaměstnanosti v posledních patnácti letech. Poslední oblastí je pak analýza strukturálních změn v rovině homogenity pozorovaných dat.

Závěrečná třetí kapitola předkládá pohled na Českou republiku jakožto zemi, jež usiluje o to, stát se znalostní ekonomikou. Pro hodnocení znalostí existuje několik ustálených metodických postupů, přičemž jedním z nich je hodnocení Světové banky založené na konstrukci Znalostního indexu a Indexu znalostní ekonomiky. Z pohledu tohoto hodnocení patří ČR v rámci zemí EU27 mezi průměrné, udržuje si přední postavení mezi zeměmi CE10. Za pozitivní je však třeba považovat skutečnost, že své postavení v čase vylepšuje. Další možnosti, jak nahlížet na hodnocení parametrů znalostní ekonomiky, nabízejí různé statistické databáze. Dílčí ukazatele lze seskupit do čtyř skupin, kterými jsou vzdělávání, výzkum a vývoj, inovace, informační a komunikační technologie. Pozice ČR je obdobná jako při hodnocení Světové banky, na regionální úrovni se pak dle očekávání potvrzuje výrazná dominance Hlavního města Praha, které je ve většině indikátorů následováno Jihomoravským krajem, a to především díky výraznému postavení města Brna. Další kraje pak následují vždy s odstupem. V současnosti hraje významnou roli též podpora znalostní ekonomiky ze zdrojů Evropské unie, a to především podpora vzdělávání a zejména výzkumu a vývoje, který je klíčovým předpokladem kvalitativního růstu založeného na rozvoji inovací. V rámci této podpory je v českých regionech realizována celá řada infrastrukturních i jiných projektů, s nimiž se pojí značná budoucí očekávání. V této souvislosti je však třeba dodat, že ČR postrádá systémově provázanou a současně dostatečně flexibilní koncepci regionálního rozvoje, která by znamenala efektivnější využívání zdrojů regionální politiky ve smyslu výraznějšího zohlednění regionálních rozdílů. Návrh takové dlouhodobé koncepce pak celý text uzavírá.

Antonín Slaný

1. VYBRANÉ ASPEKTY KONKURENCESCHOPONOSTI ČESKÉ REPUBLIKY

První kapitola monografie se zabývá vybranými aspekty konkurenceschopnosti české ekonomiky ve středoevropském regionu. Konkurenceschopnost je v našem pojetí vnímána jako schopnost dlouhodobého růstu ekonomiky. Faktory, které determinují dlouhodobý ekonomický růst, jsou proto i faktory konkurenceschopnosti ekonomiky.

V našem pojetí jsme se zaměřili na některé aspekty, které jsou povětšinou spojeny s institucionálním nastavením ekonomického prostředí. Toto prostředí je většinou ekonomů vnímáno jako zásadní pro schopnost ekonomik dosahovat růstu. V konkrétní rovině se jednotliví autoři zabývali obecnými institucemi, zahraničním obchodem, fungování trhu práce a migrací.

Institucionální nastavení

Institucionální prostředí dlouhodobě determinuje schopnost ekonomik dosahovat ekonomického růstu. Pokud můžeme v dlouhém období sledovat konvergenci ekonomické úrovně zemí, pak bychom měli být schopni v relevantním období sledovat i konvergenci institucionálního prostředí. Autoři aplikovali teorii Bockstetta, Chanda a Puttermana (2002), která vysvětluje ekonomický růst tradicí státnosti jednotlivých zemí, na středoevropské země. Cílem bylo rozšíření původního modelu a zjištění, jak zařazení dalších zemí ovlivní celkové výsledky.

Vnější vztahy – zahraniční obchod

Souvislosti ekonomického růstu a zahraničního obchodu hrají důležitou roli zvláště v malých otevřených ekonomikách, jako je česká ekonomika. Autor podkapitoly dospívá k závěru, že zahraniční obchod působil na ekonomický růst pozitivně zejména v důsledku dovozu high-tech zařízení, které umožňovaly ekonomickou konvergenci.

Vnitřní migrace

Vnitřní migrace je významným faktorem přispívajícím k efektivnějšímu využívání výrobního faktoru práce. Jako taková potom hraje významnou roli i v hospodářském růstu. Autoři použili k analýze vnitřní migrace gravitační model. Cílem bylo zjistit, zda nejčastěji uváděné faktory ekonomické migrace mohou vysvětlit migrační toky mezi kraji ČR.

Vnější migrace

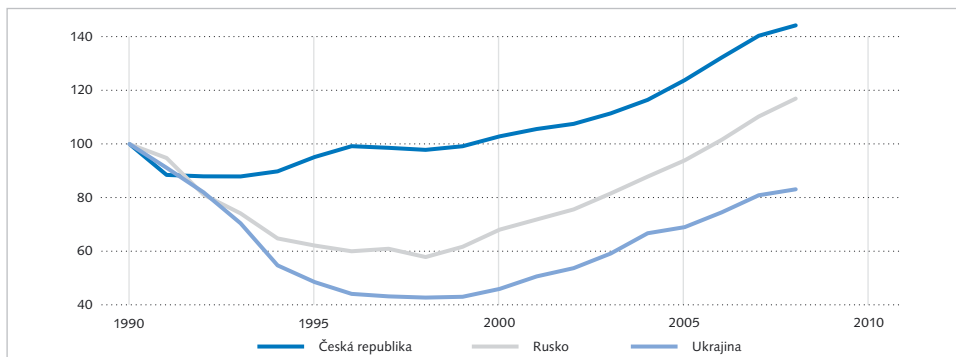
Významným aspektem konkurenceschopnosti na trhu práce je otázka, jakým způsobem imigrace zahraničních pracovníků ovlivňuje postavení pracovníků domácích. K analýze byla využita metoda prostorových korelací, která identifikovala, že pracovní aktivity cizinců na českém pracovním trhu nemají z hlediska domácích pracovníků negativní dopad.

1.1. Tradice, institucionální prostředí a růst

Pád východního bloku na konci 80. let po sobě ve východní Evropě zanechal řadu ekonomik, které musely čelit výzvě ekonomické transformace. Ta znamenala demontáž centrálního plánování a následný vznik a vývoj tržního hospodářství. Výchozí podmínky jednotlivých ekonomik rozhodně nebyly shodné. Jednotlivé země se lišily vyspělostí, množstvím a kvalitou přírodních zdrojů a lidského i fyzického kapitálu. V neposlední řadě se odlišovaly také ve struktuře ekonomik, institucionálním prostředí a politické nestabilitě často podmíněné etnickou heterogenitou.

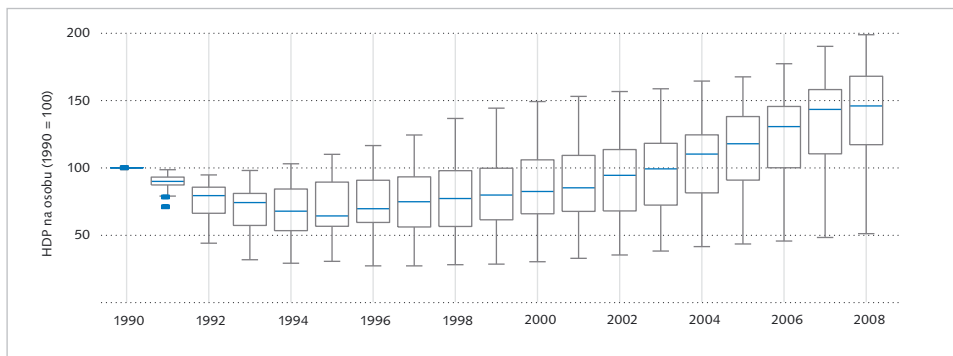
Všechny tyto odlišnosti se jistě projeví i v následném vývoji ekonomik bývalého východního bloku, sledovaném optikou ekonomického růstu. Po propadu do transformační recese některé ekonomiky poměrně rychle dosáhly předchozí úrovně, kterou následně překonaly. Zotavování jiných ekonomik bylo naopak mnohem pozvolnější a některé se na původní ekonomickou úroveň stále nedostaly. To ilustrují i trajektorie vývoje české, ruské a ukrajinské ekonomiky na grafu č. 1. Rozdílné trajektorie vývoje jsou zjevné i na změnách rozdělení zachycených na grafu č. 2. Průměrná ekonomická úroveň se postupně dostává z transformační recese nad výchozí úroveň. Růst průměru je doprovázen rostoucím rozptylem. Takový vývoj lze interpretovat jako důsledek rozdílných trajektorií růstu.

Graf č. 1: Vývoj ekonomické úrovně v České republice, Rusku a na Ukrajině



Zdroj: Maddison, 2010

Graf č. 2: Vývoj rozdělení ekonomické úrovně v zemích bývalého východního bloku v letech 1990–2008



Zdroj: Maddison, 2010

Pro vysvětlení takto odlišného vývoje jednotlivých ekonomik je možno nalézt celou řadu vysvětlení. Cílem této části práce je aplikovat na vývoj ve východním bloku hypotézu, kterou formulovali Bockstette et al. (2002). Jádrem jejich práce je hypotéza, že růst ekonomik závisí na tradici státnosti. Tradice státnosti by přitom na růst měla působit přímo nebo zprostředkovaně. V tomto případě by tradice státnosti ovlivňovala blíže neidentifikované faktory, které by přímo působily na hospodářský růst. Bockstette et al. (2002) předkládají dvě možná vysvětlení, proč by tradice státnosti měla působit na ekonomický růst:

- delší tradice státnosti přináší větší zkušenosti (*learning-by-doing*) a větší množství odborníků. To podporuje efektivnější fungování státu a vyšší tempa ekonomického růstu;
- dlouhodobé fungování státu působí na vznik sítě neformálních institucí (smysl pro hierarchické řízení atd.), které opět podporují efektivní fungování státu.

První mechanismus je spíše popisem přímého působení na ekonomický růst, kdežto druhý hovoří spíše ve prospěch nepřímého působení.

Cílem této části je otestovat robustnost modelu proti změně zkoumaného vzorku a testovat hypotézu o vztahu tradice a růstu pro země východního bloku, které nebyly do původní studie zahrnuty. V kapitole 1.1.1 je popsána použitá metoda měření tradice státnosti a zhodnocena získaná data pro země východního bloku. Druhá podkapitola testuje vztah mezi tradicí státnosti a kvalitou vlády – existencí takového vztahu je vysvětlován její možný vliv na ekonomický růst. Třetí podkapitola je potom věnována testování vlivu tradice státnosti na ekonomický růst. Závěrečná diskuse vytyčuje možný přístup k dalšímu výzkumu.

1.1.1. Měření tradice státnosti

Pro kvantifikaci vlivu tradice státnosti na ekonomický růst je potřeba najít způsob jak tuto tradici měřit. Měření podobných veličin je ze své podstaty nemožné nebo přinejmenším velmi problematické. Bockstette et al. (2002) se s tímto problémem vypořádali způsobem, který je v literatuře hojně používán i kritizován – vytvořili index ISA (*Index of State Antiquity*), který aproximuje tradici státnosti.

Při konstrukci indexu ISA jsou sledovány tři charakteristiky státu:¹

- existuje vláda nad úrovní kmene? (proměnná $q1$);
- je tato vláda místního původu, zahraničního původu (kolonie) nebo se jedná o místní vládu závislou na zahraniční vládě (satelit)? (proměnná $q2$);
- jakou část území moderního státu tato vláda kontroluje? (proměnná $q3$).

Tyto tři charakteristiky jsou zjišťovány pro jednotlivá půlstoletí v období 1–1950. To odpovídá 39 hodnocením. Je logické očekávat, že historicky vzdálenější období bude mít menší dopad na současnost. Proto jsou jednotlivá období diskontována. Hodnota indexu pro n -tou zemi je získána podle rovnice (1)

$$ISA_n = \sum_{i=1}^N (q1_i + q2_i + q3_i)(1 + \delta)^{-i} \quad (1)$$

kde N je počet období, δ je koeficient snižující význam starších období a t je počet období, která zbývají do nejnovějšího období.²

Bockstette et al. (2002) experimentovali s různými hodnotami parametru δ . Pro testování vlivu na růst zvolili hodnotu 0,05 (proměnná *Statehist5*).³

Výsledný index je potom normován na škálu 0–1, kde 1 je hodnota označující největší tradici státnosti.⁴

Bockstette et al. (2002) vypočítali hodnoty indexu pro 104 zemí světa. Neuvádí ovšem, proč byly zvoleny právě tyto země – například zcela opominuli právě země východní Evropy. Při práci s těmito daty je tedy třeba mít na paměti, že je zde reálné riziko zkreslení analýzy výběrem vzorku (*selection bias*). Hodnoty indexu pro země východní Evropy jsou zde doplněny podle stejné metody a na základě stejných zdrojů, které používali Bockstette et al. (2002). Tabulky č. 4 a č. 5 obsahují hodnoty indexu kalkulované pro období 0–1950 a 0–2000.

Rozšíření období, pro které je index vypočítán, nemá na jeho hodnoty zásadní vliv. Graf č. 3 ukazuje, že u zemí východního bloku nedošlo k výrazným změnám rozdělení indexů vypočítaných pro období 0–1950 a 0–2000. Oba indexy jsou navíc silně korelovány (viz graf č. 4). Z tohoto důvodu je dále používán index vypočítaný podle původní metodologie – tedy s hodnotami za období 0–1950.

Hodnoty indexu *ISA* pro země východního bloku nabývají relativně vysokých hodnot (viz graf č. 5). Tato skutečnost však není příliš překvapující. Řada států východního bloku totiž leží na územích, která již od starověku ovládaly významné mocnosti – Římská říše, Byzantská říše, Persie nebo Osmanská říše. Na těchto územích tak existovaly státní útvary mnohem déle než například ve střední, severní nebo i západní Evropě.

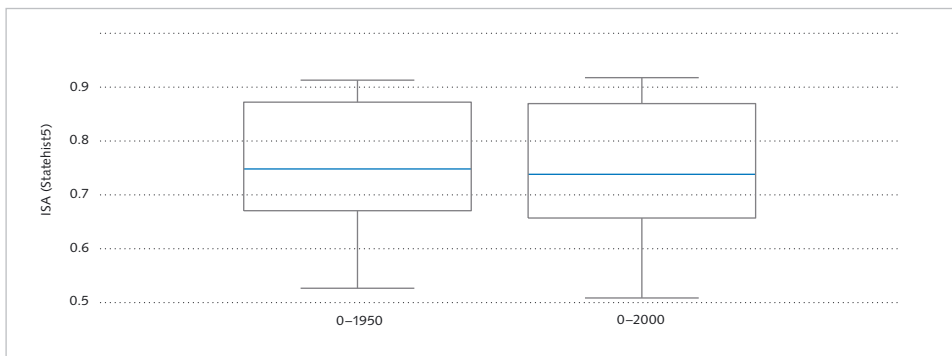
1 Pro podrobnější popis včetně kódovacích hodnot viz Bockstette et al. (2002).

2 Pokud je hodnoceno období 0–1950, potom pro půlstoletí 1901–1950 je $t = 0$.

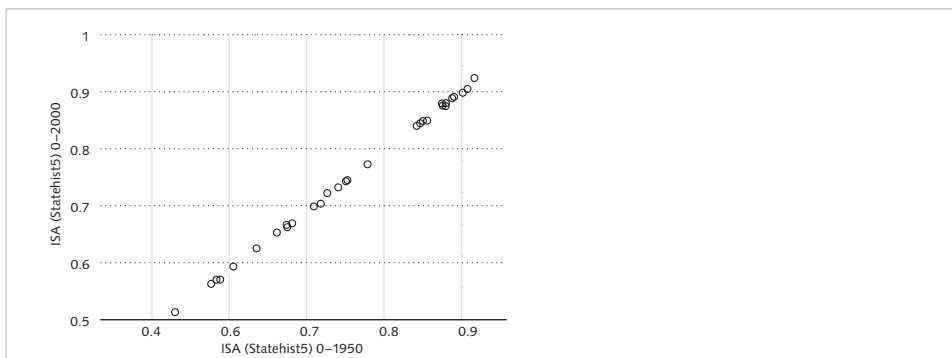
3 Ostatním testovaným hodnotám δ odpovídají i další jména proměnných: $\delta = 0$ pro *Statehist0*; $\delta = 0,001$ pro *Statehist01*; $\delta = 0,01$ pro *Statehist1*; $\delta = 0,05$ pro *Statehist5*; $\delta = 0,1$ pro *Statehist10* a $\delta = 0,5$ pro *Statehist50*.

4 Způsob výpočtu je podrobně popsán v Bockstette et al. (2002).

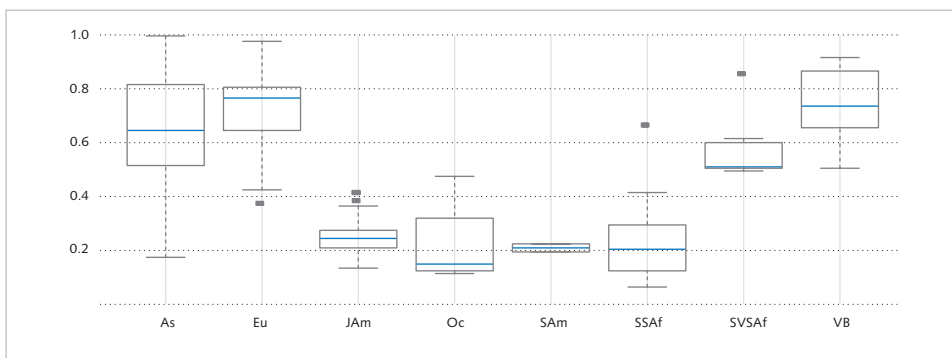
Graf č. 3: Rozdělení indexu ISA ve variantě Statehist5 za období 0–1950 a 0–2000



Graf č. 4: Korelace indexu ISA ve variantě Statehist5 za období 0–1950 a 0–2000



Graf č. 5: Rozdělení hodnot Statehist5 podle regionů



Poznámka: As – Asie, Eu – Evropa (bez zemí východního bloku), JAm – Jižní Amerika, Oc – Oceánie, SAm – Severní Amerika, SSAf – Subsaharská Afrika, SVSAf – Blízký Východ a severní Afrika, VB – východní blok.

Zdroj: Bockstette et al. (2002); vlastní výpočty

1.1.2. Tradice státnosti a kvalita vlády

Bockstette et al. (2002) předpokládají, že s rostoucí tradicí státnosti by se měla díky zkušenostem zvyšovat i efektivita vlády a jejího aparátu. Efektivní fungování vlády by potom mělo v dlouhém období podporovat ekonomický růst.

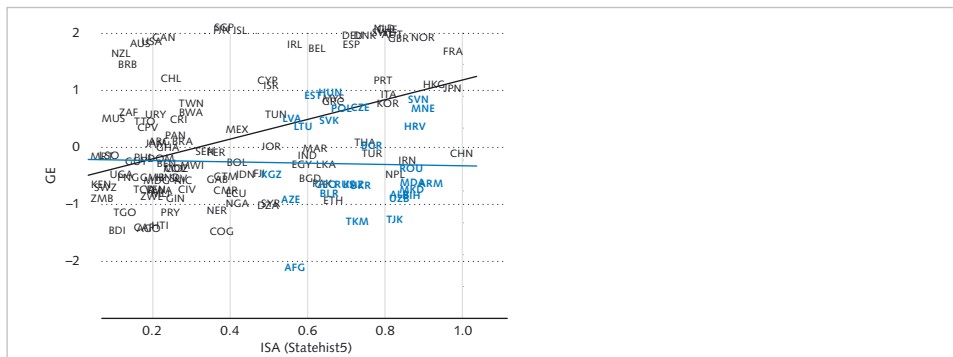
Hypotézu o vztahu mezi kvalitou vlády a tradicí státnosti lze testovat pomocí indexu ISA a indexů popisujících efektivitu fungování vlády a kvalitu byrokracie. Efektivita fungování vlády je zde aproximována pomocí indexu *Government effectiveness (GE)*, který publikuje World Bank. Kvalitu byrokracie potom popisuje hodnocení PRS Group, publikované v International Country Risk Guide (ICRG) – použita byla proměnná *Bureaucracy Quality (BQ)*.⁵ Pro obě hodnocení platí, že vyšší bodová hodnota znamená vyšší kvalitu. Pokud by tedy platila hypotéza Bockstette et al. (2002), potom by oba indexy musely být pozitivně korelovány s ISA. (Hypotéza byla testována na datech pro rok 2000.)

V případě *GE* je korelace pro země původního vzorku významná s korelačním koeficientem $\rho = 0,426^{***}$ (viz graf č. 6).⁶ Test významnosti korelace však nepotvrdil existenci tohoto vztahu pro země východního bloku ($\rho = -0,018$).

Testování s daty *BQ* (viz graf č. 7) dává obdobné výsledky. U původního vzorku zemí je tradice státnosti významně korelována s kvalitou byrokracie ($\rho = 0,420^{***}$), ale u zemí východního bloku je tento vztah opačný a nevýznamný ($\rho = -0,11$).

Pro korelace jak s *GE* tak s *BQ* platí, že zařazení zemí východního bloku do vzorku korelaci oslabuje – v případě *GE* na $0,235^{***}$ a v případě *BQ* na $0,289^{***}$. To podporuje domněnku, že výsledky testování hypotézy, kterou vyslovili Bockstette et al. (2002), jsou silně závislé na výběru vzorku.

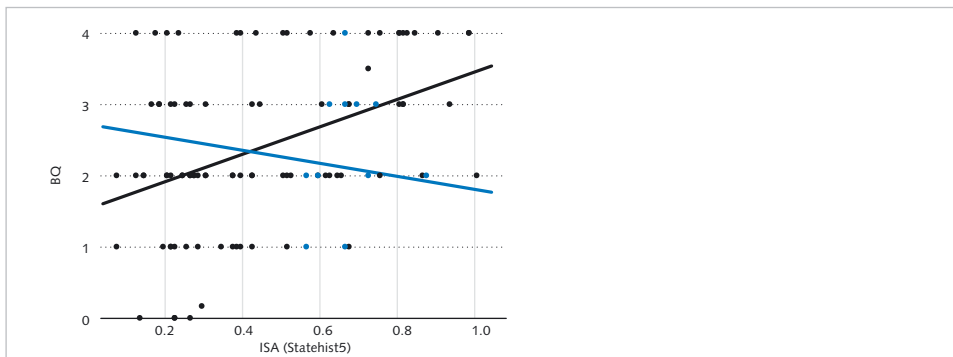
Graf č. 6: Vztah ISA a indikátoru kvality vlády pro rok 2000



Poznámka: původní země jsou vyznačeny černě a země východního bloku modře.
Zdroj: Bockstette et al. (2002); World Bank (2011)

5 Jedním ze zdrojů pro tvorbu *GE* je právě *BQ*.
6 Všechny použité zkratky zemí jsou standardní ISO kódy.

Graf č. 7: Vztah ISA a indikátoru kvality byrokracie pro rok 2000



Poznámka: původní země jsou vyznačeny černě a země východního bloku modře.
Zdroj: Bockstette et al. (2002); PRS Group (2010)

1.1.3. Vliv tradice státnosti na ekonomický růst

Vliv tradice státnosti na ekonomický růst testovali Bockstette et al. (2002) pomocí modelu konvergence odvozeného z modelu použitého v Mankiw, Romer & Weil (1992)⁷ (2) a jeho rozšířené verze (3):

$$GDP_G = \beta_0 + \beta_1 \log(GDP_t) + \beta_2 \log(I_{1/GDP}) + \beta_3 \log(n + g + \delta) + \beta_4 SCHOOL \quad (2)$$

$$GDP_G = \beta_0 + \beta_1 \log(GDP_t) + \beta_2 \log(I_{1/GDP}) + \beta_3 \log(n + g + \delta) + \beta_4 SCHOOL + \beta_5 ISA \quad (3)$$

Proměnné a zdroje dat jsou popsány v tabulce č. 1. Stejně modely jsou pro testování použity i v této části práce. Model byl v obou variantách odhadnut pomocí OLS na datech zahrnujících země použité v Bockstette et al. (2002), všechny dostupné země a země východního bloku. Každá varianta byla navíc odhadnuta pro období 1960–1995 (období použité v Bockstette et al. (2002)), 1960–2005, 1960–1974, 1975–1989 a 1990–2005 (období transformace ekonomik východního bloku).

Odhady pro delší časová období (viz tabulka č. 2) s původní množinou zemí jsou srovnatelné s výsledky, které publikovali Bockstette et al. (2002). Na rozdíl od Bockstette et al. (2002), není významný vliv počáteční úrovně HDP na osobu a také (adjustovaný) koeficient determinace vykazuje nižší hodnoty. Tyto rozdíly mohou být způsobeny odlišnostmi v použitých datech popřípadě rozdíly ve vzorku zemí. Bockstette et al. (2002), totiž model odhadovali pro vzorek 88 zemí (87 po očistění o vlivné pozorování) – hodnoty indexu ISA přitom vypočítali pro 104 zemí. My jsme pro odhady použili všechny země, pro které byla dostupná potřebná data (97 ze 104 zemí pro delší období).

Při testování dat pro kratší časové úseky byl systematicky významný pouze vliv podílu investic na HDP. To může být způsobeno vlivem hospodářského cyklu – velikost investic je silně procyklická. Pro odstranění vlivu hospodářského cyklu (*business-cycle bias*) byla z dat spojených z HDP nejdříve pomocí Hodrick-Prescottova filtru ($\lambda = 100$) získána trendová složka a ta byla následně použita pro výpočet vysvětlovaných a vysvětlujících proměnných.⁸ Po této úpravě byly významné i odhady parametrů pro

7 Mankiw, Romer & Weil (1992) používají $\log(SCHOOL)$ a jinou definici proměnné $SCHOOL$.

8 Vyhlazena byla vždy celá dostupná časová řada. Potřebný výsek byl získán až následně.

jiné vysvětlující veličiny – zejména pro $\log(n + \delta + g)$, a také pro *SCHOOL*. Vliv ISA byl významný pouze v období 1960–1974. Pokud by tradice státnosti měla vliv na vývoj a úroveň institucí, potom by se jednalo o očekávatelný výsledek. Instituce jsou obecně považovány za determinantu výkonu (růstu) v dlouhém období – pro delší časové úseky vyšel vliv ISA jako významný. Je možné, že patnáctileté úseky nepředstavují dostatečně dlouhé období pro prosazení vlivu tradice státnosti.

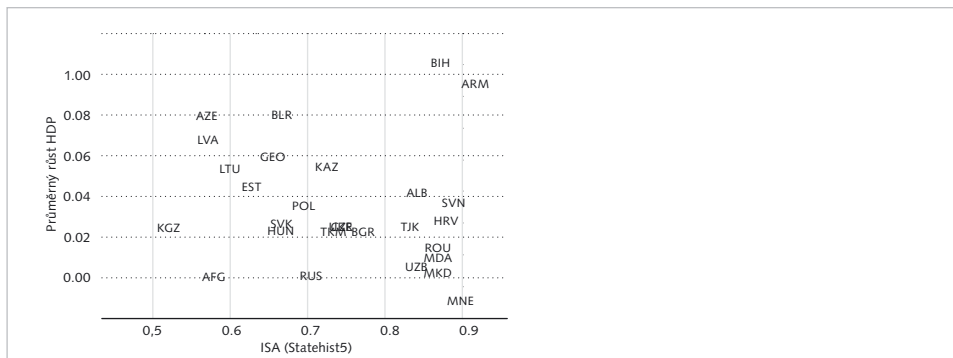
Při zvýšení počtu pozorování o země východního bloku (viz tabulka č. 3) došlo k významným změnám ve výsledcích modelu. V první řadě model v základní formě (2) nevyšel pro období 1960–1995 statisticky významný a v rozšířené formě (3) jen těsně přesáhl hranici významnosti $\alpha = 10\%$. Jako významný vyšel v obou případech pouze vliv podílu investic na HDP.

Možné vysvětlení těchto výsledků spočívá v periodě, pro kterou byl model odhadnut. Počátek 90. let totiž znamenal pro země východního bloku hluboký propad do transformační recese (viz graf č. 1), který mohl vnést do modelu konstruovaného pro běžné fungování ekonomik nevysvětlitelné vlivy.⁹ Tomuto vysvětlení by odpovídaly i výsledky odhadů modelu pro období 1960–2005. Data pro toto období zahrnují nejen propad do hluboké transformační recese, ale také i následné ozdravování ekonomik. Pro toto období vychází model v obou variantách významný a významné jsou také všechny odhadnuté parametry. Adjustovaný koeficient determinace je ovšem oproti odhadům modelu na původním vzorku zemí nižší.

Odhady pro kratší časové úseky ukázaly především značnou citlivost modelu na výběr vzorku. Pro období 1960–1974 a 1975–1989 byl vzorek rozšířen o 6, respektive 7 zemí a výsledky odhadů jsou velmi odlišné. Menší roli zde zřejmě sehrálo zkresení hospodářským cyklem – pro cyklicky očištěná i neočištěná data odhad identifikoval jako významné stejné vysvětlující proměnné. Významný vliv přisoudil ISA opět jenom v jediném případě – v období 1975–1989. Tedy v odlišném období, než tomu bylo u původního vzorku zemí.

Zvláštní pozornost si zaslouží odhad pro poslední krátké období (1990–2005) – ten totiž pracuje s největším počtem zemí ($n = 117$) a také zachycuje období transformace. Pro tuto periodu nebyl vliv ISA identifikován jako významný. Na nevýznamnost vlivu tradice státnosti aproximované indexem ISA na hospodářské růsty zemí východního bloku v transformačním období ukazuje i graf č. 8. Ten zachycuje korelaci mezi hodnotami ISA a průměrným tempem cyklicky vyhlazeného HDP na osobu. Korelační koeficient pro tyto proměnné nabývá hodnoty $-0,146$ a test nezamítá hypotézu o jeho nevýznamnosti.

Graf č. 8: Korelace ISA s cyklicky očištěným průměrným růstem HDP na osobu



Poznámka: země východního bloku v období 1990–2005. Zdroj: Heston et al. (2011), vlastní výpočty

9 Pro řadu ekonomik zemí východního bloku jsou navíc dostupná data až po pádu komunismu. Zkrácení testovaného období na periodu 1960–1990 by tak přineslo zmenšení zkoumaného vzorku v podstatě na původní vzorek zemí.

1.1.4. Shrnutí a diskuse

Bockstette et al. (2002) přišli s hypotézou, která vysvětluje ekonomické růsty tradicí státnosti jednotlivých zemí. Svoji hypotézu podpořili ekonometrickým modelem odvozeným z Mankiw, Romer & Weil (1992), kde k vysvětlujícím proměnným odvozeným ze Solowova modelu *ad hoc* přidávají proxy proměnou – index ISA reflektující tradici státnosti. Hodnoty ISA přitom zjišťovali pro 104 zemí světa, ale v regresi použili pouze 88 států. Výběr zemí pro kalkulaci ISA nijak nezdůvodňují a některé oblasti nechávají zcela bez povšimnutí – mezi jejich výběrem zemí například zcela chybí země východního bloku. Ve zkoumaném období se jistě nejednalo o standardní tržní ekonomiky, ale na druhou stranu to zjevně nebylo kritériem pro zařazení do vzorku – ten obsahuje například i Angolu nebo Čínu.

Cílem této části bylo rozšířit jejich analýzu o zkoumání vlivu zařazení zemí východního bloku do vzorku zkoumaných zemí. (Tedy *de facto* testování robustnosti odhadů původního modelu proti změně vzorku pozorování.) a především otestování centrální hypotézy o vlivu tradice státnosti na růst v případě zemí východního bloku v období transformace (1990–2005).

Replikace původního modelu a jeho rozšíření o země východního bloku jasně ukázala, že výsledky testování jsou silně závislé na výběru období a výběru zkoumaného vzorku. To znamená, že se závěry učiněnými Bockstette et al. (2002) je nutné v obecné rovině zacházet se značnou opatrností. Zhoršení vlastností modelu bylo způsobeno právě přidáním zemí východního bloku, pro které se zdá, že centrální hypotéza neplatí – cyklicky očištěný průměrný růst není v transformačním období korelovan s ISA, ani s indikátory institucionální kvality.

Přes tyto negativní výsledky je práce Bockstette et al. (2002) mimořádně inspirativní a jejich hlavní myšlenka „*tradition matters*“ si zaslouží další pozornost. Zásadní vylepšení pro její aplikaci na vývoj zemí východního bloku by mohlo spočívat ve změně konstrukce ISA. Původní konstrukce zohledňuje extrémně dlouhé časové období, které způsobuje, že státy východního bloku mají vysoké hodnoty ISA – kontinuita instituce státu i populace je však v těchto zemích často sporná. Prvním bodem by tedy mělo být zmenšení časového rozsahu pro hodnocení.

Další možnou modifikací je i změna sledovaných kritérií ($q1, q2, q3$) tak, aby zachycovaly nejen existenci forem vlády, ale i jejich kvalitu. Spolu s radikálním zmenšením zkoumané časové periody se sledování kvality stává reálným. Poslední možností rozvoje je opustit sledování hospodářského růstu – který může být tradicí státnosti ovlivňován pouze velmi zprostředkovaně – a zaměřit se na sledování vývoje institucionálního prostředí.

Z tohoto hlediska se země východního bloku zdají být velmi dobrým vzorkem – vysvětlení i samotný popis chování institucionálního prostředí v transformujících se ekonomikách totiž v literatuře stále chybí.

Tabulka č. 1: Proměnné použité v rovnicích (2) a (3)

GDP_G	průměrné tempo růstu HDP na osobu v relevantním období (průměr prvních diferencí logaritmů proměnné $rgdpl$ z Heston et al. (2011))
GDP_I	počáteční ekonomická úroveň (proměnná $rgdpl$ z Heston et al. (2011))
I/GDP	průměrný podíl investic na HDP za relevantní období (vypočteno z proměnné ci z Heston et al. (2011))
n	průměrné tempo růstu populace za relevantní období (průměr prvních diferencí logaritmů proměnné POP z Heston et al. (2011))
g	průměrné tempo růstu technologické úrovně.
δ	průměrná míra deprecie kapitálu. ($g + \delta$ odhadují Mankiw, Romer & Weil (1992) na 0,05)
$SCHOOL$	podíl populace ve věku 15–19 let navštěvující nějakou formu střední školy, Barro & Lee (2010)
ISA	index tradice státnosti (Bockstette et al. (2002) a vlastní výpočty)

Tabulka č. 2: Výsledky regresní analýzy pro původní státy

const	$\log(GDP_I)$	$\log(I/GDP)$	$\log(n + g + \delta)$	$SCHOOL$	ISA	\bar{R}^2
období 1960–1995 (n = 97)						
– 0,076**	– 0,003	0,019***	– 0,023	0,021***		0,295***
(0,034)	(0,002)	(0,003)	(0,014)	(0,009)		
– 0,033	– 0,003	0,017***	– 0,005	0,019***	0,021***	0,375***
(0,035)	(0,002)	(0,003)	(0,014)	(0,009)	(0,006)	
období 1960–2005 (n = 97)						
– 0,100***	– 0,004**	0,020***	– 0,031**	0,023***		0,376***
(0,031)	(0,002)	(0,003)	(0,012)	(0,008)		
– 0,056*	– 0,004**	0,018***	– 0,014	0,021***	0,020***	0,456***
(0,031)	(0,002)	(0,003)	(0,012)	(0,007)	(0,005)	
období 1960–1974 (n = 97)						
– 0,095	– 0,002	0,020***	– 0,027	0,010		0,152***
(0,058)	(0,003)	(0,005)	(0,021)	(0,016)		
– 0,066	0,002	0,020***	– 0,016	– 0,008	0,019	0,168***
(0,060)	(0,003)	(0,005)	(0,022)	(0,016)	(0,012)	
období 1975–1989 (n = 97)						
– 0,085	– 0,003	0,019***	– 0,027	0,016		0,161***
(0,057)	(0,003)	(0,005)	(0,021)	(0,013)		
– 0,060	– 0,003	0,019***	– 0,016	0,008	0,018	0,174***
(0,059)	(0,003)	(0,005)	(0,022)	(0,016)	(0,012)	
období 1990–2005 (n = 94)						
– 0,122**	– 0,000	0,020***	– 0,030	0,002		0,184***
(0,051)	(0,003)	(0,005)	(0,019)	(0,011)		

const	$\log(GDP_t)$	$\log(I/GDP)$	$\log(n + g + \delta)$	<i>SCHOOL</i>	<i>ISA</i>	\bar{R}^2
-0,088	0,000	0,020***	-0,020	-0,002	0,017	0,198***
(0,053)	(0,003)	(0,005)	(0,020)	(0,011)	(0,010)	
období 1960–1974, cyklicky očištěná data (n = 97)						
-0,105**	-0,003	0,021***	-0,033**	0,012		0,243***
(0,042)	(0,003)	(0,004)	(0,015)	(0,013)		
-0,083*	-0,003	0,021***	-0,024	0,012	0,015	0,259***
(0,044)	(0,002)	(0,004)	(0,016)	(0,010)	(0,008)	
období 1975–1989, cyklicky očištěná data (n = 97)						
-0,099**	-0,004	0,020***	-0,033**	0,016		0,256***
(0,042)	(0,003)	(0,004)	(0,015)	(0,010)		
-0,079*	-0,004	0,020***	-0,025	0,014	0,014	0,268***
(0,043)	(0,003)	(0,004)	(0,016)	(0,010)	(0,008)	
období 1990–2005, cyklicky očištěná data (n = 94)						
-0,097**	-0,003	0,019***	-0,031**	0,018**		0,270***
(0,040)	(0,002)	(0,004)	(0,015)	(0,009)		
-0,078*	-0,003	0,019***	-0,016	0,014*	0,013	0,282***
(0,042)	(0,002)	(0,004)	(0,022)	(0,009)	(0,008)	

Tabulka č. 3: Výsledky regresní analýzy pro všechny dostupné státy

const	$\log(GDP_t)$	$\log(I/GDP)$	$\log(n+g+\delta)$	<i>SCHOOL</i>	<i>ISA</i>	\bar{R}^2
období 1960–1995 (n = 112)						
přidané země: Afghánistán, Albánie, Arménie, Ázerbájdžán, Bělorusko, Bosna a Hercegovina, Bulharsko, Chorvatsko, Česká republika, Estonsko, Gruzie, Maďarsko, Kazachstán, Kyrgyzstán, Litva, Lotyšsko, Makedonie, Moldávie, Černá Hora, Polsko, Rumunsko, Rusko, Slovensko, Slovinsko, Tádžikistán, Turkmenistán, Ukrajina, Uzbekistán. (Stejné státy byly přidány i pro období 1960–2005.)						
-0,051	-0,005	0,025**	-0,008	0,001		0,034
(0,085)	(0,005)	(0,010)	(0,034)	(0,004)		
-0,092	-0,005	0,010***	-0,037	0,003	0,017	0,039*
(0,095)	(0,005)	(0,010)	(0,037)	(0,004)	(0,018)	
období 1960–2005 (n = 112)						
-0,110***	-0,005***	0,016***	-0,045***	0,003***		0,326***
(0,028)	(0,002)	(0,003)	(0,011)	(0,001)		
-0,085***	-0,005	0,017***	-0,035***	0,003***	0,011*	0,342***
(0,031)	(0,002)	(0,003)	(0,013)	(0,001)	(0,006)	
období 1960–1974 (n = 98)						
přidané země: Afghánistán, Albánie, Bulharsko, Maďarsko, Polsko, Rumunsko						
-0,135***	-0,003	0,028***	-0,042**	0,001		0,383***
(0,042)	(0,002)	(0,004)	(0,016)	(0,002)		
-0,122***	-0,003	0,027***	-0,036**	0,001	0,008	0,218***
(0,044)	(0,002)	(0,004)	(0,017)	(0,002)	(0,008)	

const	$\log(GDP_t)$	$\log(I/GDP)$	$\log(n+g+\delta)$	<i>SCHOOL</i>	<i>ISA</i>	\bar{R}^2
období 1975–1989 (n = 104)						
přidané země: Afghánistán, Albánie, Bulharsko, Maďarsko, Polsko, Rumunsko, Slovensko						
– 0,094**	– 0,008***	0,016***	– 0,049***	0,008**		0,189***
(0,046)	(0,003)	(0,006)	(0,016)	(0,003)		
– 0,053	– 0,008***	0,013**	– 0,033*	0,008**	0,024**	0,234***
(0,047)	(0,003)	(0,006)	(0,017)	(0,003)	(0,009)	
období 1990–2005 (n = 117)						
přidané země: Afghánistán, Albánie, Arménie, Ázerbájdžán, Bělorusko, Bosna a Hercegovina, Bulharsko, Chorvatsko, Česká republika, Estonsko, Gruzie, Maďarsko, Kazachstán, Kyrgyzstán, Litva, Lotyšsko, Makedonie, Moldávie, Černá Hora, Polsko, Rumunsko, Slovensko, Slovinsko, Tádžikistán, Turkmenistán						
– 0,132***	– 0,003*	0,019***	– 0,043***	0,003		0,275***
(0,028)	(0,002)	(0,005)	(0,009)	(0,002)		
– 0,130***	– 0,003*	0,019***	– 0,043***	0,003	0,001	0,268***
(0,053)	(0,003)	(0,005)	(0,020)	(0,004)	(0,011)	
období 1960–1974, cyklicky očištěná data (n = 98)						
– 0,127***	– 0,005**	0,026***	– 0,045***	0,001		0,364***
(0,041)	(0,002)	(0,004)	(0,015)	(0,002)		
– 0,113***	– 0,005**	0,025***	– 0,039**	0,001	0,009	0,367***
(0,042)	(0,002)	(0,004)	(0,016)	(0,002)	(0,008)	
období 1975–1989, cyklicky očištěná data (n = 104)						
– 0,077*	– 0,006**	0,017***	– 0,037**	0,008***		0,210***
(0,041)	(0,003)	(0,004)	(0,015)	(0,003)		
– 0,038	– 0,006**	0,014***	– 0,022	0,008***	0,023***	0,259***
(0,042)	(0,002)	(0,005)	(0,015)	(0,003)	(0,008)	
období 1990–2005, cyklicky očištěná data (n = 117)						
– 0,140***	– 0,004**	0,016***	– 0,052***	0,003		0,323***
(0,027)	(0,002)	(0,005)	(0,009)	(0,002)		
– 0,133***	– 0,004**	0,016***	– 0,050***	0,003	0,004	0,319***
(0,029)	(0,006)	(0,005)	(0,010)	(0,002)	(0,006)	

Tabulka č. 4: Hodnoty Idesu ISA za období 0–1950 pro země východního bloku

Statehist	$\delta = 0$	$\delta = 0,001$	$\delta = 0,01$	$\delta = 0,05$	$\delta = 0,1$	$\delta = 0,5$
AFG	0,37	0,37	0,41	0,57	0,71	0,90
ALB	0,84	0,84	0,84	0,84	0,85	0,89
ARM	0,93	0,93	0,93	0,92	0,91	0,89
AZE	0,37	0,38	0,41	0,56	0,69	0,83
BLR	0,49	0,49	0,53	0,66	0,76	0,83
BIH	0,86	0,86	0,86	0,87	0,88	0,91
BGR	0,63	0,63	0,66	0,77	0,83	0,89
HRV	0,88	0,88	0,88	0,88	0,88	0,89
CZE	0,56	0,56	0,60	0,74	0,83	0,90
EST	0,43	0,44	0,47	0,62	0,74	0,89
GEO	0,47	0,47	0,51	0,65	0,75	0,83
HUN	0,47	0,48	0,52	0,66	0,77	0,89
KAZ	0,55	0,56	0,59	0,72	0,81	0,85
UNK	0,84	0,84	0,84	0,84	0,84	0,86
KGZ	0,32	0,32	0,36	0,51	0,65	0,83
LVA	0,36	0,37	0,40	0,56	0,71	0,87
LTU	0,37	0,38	0,42	0,59	0,74	0,91
MKD	0,87	0,87	0,87	0,87	0,86	0,89
MDA	0,86	0,86	0,86	0,87	0,88	0,87
MNE	0,89	0,89	0,89	0,90	0,91	0,95
POL	0,48	0,48	0,53	0,69	0,83	0,94
ROU	0,87	0,87	0,87	0,87	0,87	0,93
RUS	0,48	0,49	0,53	0,70	0,84	0,99
SRB	0,87	0,87	0,87	0,88	0,90	0,95
SVK	0,49	0,49	0,53	0,66	0,77	0,89
SLO	0,89	0,89	0,89	0,89	0,88	0,88
TJK	0,83	0,83	0,83	0,83	0,83	0,83
TKM	0,56	0,56	0,60	0,73	0,82	0,85
UKR	0,58	0,59	0,62	0,74	0,82	0,85
UZB	0,84	0,84	0,84	0,84	0,85	0,86

Tabulka č. 5: Hodnoty Indexu ISA za období 0–2000 pro země východního bloku

Statehist	$\delta = 0$	$\delta = 0,001$	$\delta = 0,01$	$\delta = 0,05$	$\delta = 0,1$	$\delta = 0,5$
AFG	0,38	0,38	0,42	0,58	0,73	0,91
ALB	0,84	0,84	0,84	0,85	0,86	0,93
ARM	0,93	0,93	0,92	0,91	0,90	0,87
AZE	0,38	0,39	0,42	0,57	0,70	0,83
BLR	0,50	0,50	0,54	0,67	0,77	0,83
BIH	0,86	0,86	0,87	0,88	0,88	0,91
BGR	0,64	0,64	0,67	0,77	0,84	0,90
HRV	0,88	0,88	0,88	0,88	0,88	0,90
CZE	0,57	0,57	0,61	0,75	0,84	0,90
EST	0,44	0,45	0,48	0,63	0,75	0,87
GEO	0,48	0,48	0,52	0,66	0,76	0,83
HUN	0,49	0,49	0,53	0,67	0,78	0,90
KAZ	0,56	0,56	0,60	0,72	0,81	0,84
UNK	0,84	0,84	0,84	0,84	0,85	0,88
KGZ	0,33	0,34	0,37	0,53	0,67	0,83
LVA	0,37	0,38	0,42	0,58	0,72	0,86
LTU	0,39	0,39	0,43	0,60	0,75	0,88
MKD	0,88	0,88	0,88	0,88	0,88	0,93
MDA	0,86	0,86	0,86	0,87	0,87	0,86
MNE	0,89	0,89	0,89	0,90	0,91	0,97
POL	0,49	0,49	0,54	0,71	0,84	0,93
ROU	0,87	0,87	0,87	0,87	0,88	0,92
RUS	0,49	0,50	0,54	0,71	0,86	1,00
SRB	0,87	0,87	0,87	0,89	0,90	0,94
SVK	0,50	0,50	0,54	0,68	0,78	0,90
SLO	0,90	0,90	0,90	0,90	0,89	0,92
TJK	0,84	0,84	0,84	0,84	0,84	0,86
TKM	0,57	0,57	0,61	0,74	0,83	0,87
UKR	0,59	0,59	0,63	0,75	0,83	0,87
UZB	0,84	0,84	0,84	0,85	0,85	0,88



1.2. Vnější vztahy – zahraniční obchod

V malé otevřené ekonomice hrají vnější vlivy významnou roli a z tohoto důvodu jim musí být věnována pozornost. Ta se soustřeďuje mimo jiné i na zahraniční obchod jako hlavní kanál, kterým vnější stimuly působí na domácí ekonomiku. Pokud se chceme zabývat vztahem mezi zahraničním obchodem a ekonomickým růstem, obecněji souvislostmi ekonomického růstu a zahraničních vlivů, můžeme si danou problematiku rozdělit do dvou částí. První představuje vliv zahraničního obchodu na ekonomický růst jako takový, a opačně pak vliv růstu HDP na obchod. Druhou možností, jak téma uchopit, pak můžeme spojit s ekonomickými fluktuacemi a identifikovat zahraniční šoky. Globální ekonomická recese představuje z tohoto pohledu zajímavou možnost se těmito jevy zabývat. V kontextu české ekonomiky, kde se hovoří o tzv. importované krizi, je tento přístup ještě aktuálnější.

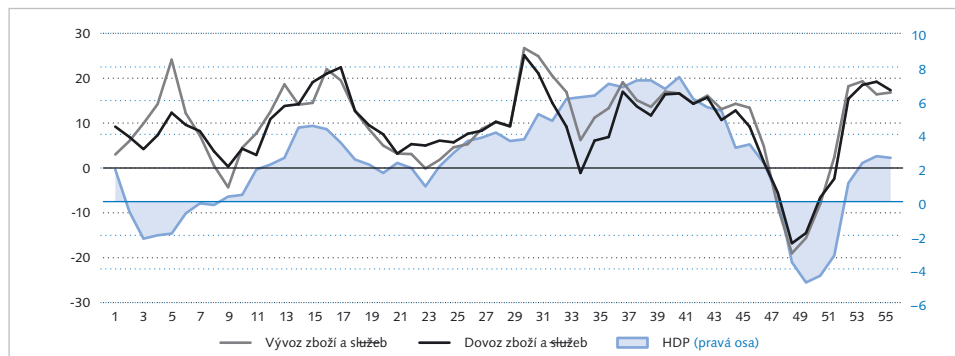
Cílem této části bude identifikovat a prozkoumat vazby mezi zahraničním obchodem a ekonomickým růstem v rámci české ekonomiky, a to jak z pohledu prvního přístupu, tedy působení zahraničí na ekonomický růst, tak i z druhého pohledu dopadu zahraničního šoku na naši ekonomiku.

1.2.1. Ekonomický růst a zahraniční obchod

Ekonomická teorie obecně považuje liberalizaci zahraničního obchodu za pozitivní příspěvek k ekonomickému růstu. V empirické rovině tento předpoklad podpořili např. Frankel – Romer (1999), když identifikovali pozitivní vztah mezi HDP a zahraničním obchodem tak, že zvýšení podílu objemu obchodu na HDP o jeden procentní bod zvýší úroveň HDP o 0,5 až 2,0%. Pozitivní korelaci mezi růstem exportu a ekonomickým růstem prokázali jak dřívější studie např. Balassa (1978) či novější práce Van den Berg – Lewer (2006). Situaci české ekonomiky z pohledu růstu a obchodu ilustruje graf následující straně.

V grafu vidíme, že korelace mezi ekonomickým růstem a růstem zahraničního obchodu platí také v našich podmínkách. Výjimku představuje období let 1997 a 1998. Tuto odchylku můžeme vysvětlit domácí recesí. Oproti tomu následující ekonomické zpomalení v roce 2000 a globální recese z let 2008/2009 je spojena se stejným vývojem obchodu a růstu. Skutečnost, že obchod dosahuje svého minima o kvartál dříve než ekonomický růst, nás opravňuje hovořit o importované krizi, což potvrzuje význam pozornosti věnované zahraničním vlivům na malou otevřenou ekonomiku.

Graf č. 9: Vývoj obchodu a ekonomický růst (tempa růstu v %)



Zdroj: ČNB

1.2.2. Charakteristika zahraničního obchodu ČR

Daným cílům musí logicky předcházet charakteristika zahraničního obchodu. Z tohoto důvodu jí začneme. Nejprve se budeme zabývat otevřeností ekonomiky, která nám poslouží jako ilustrace toho, jak velký vliv na českou ekonomiku může mít zahraničí. Následně se podíváme na samotnou charakteristiku českého zahraničního obchodu, a to jak z pohledu teritoriální struktury, tak také z pohledu struktury komoditní.

1.2.2.1. Otevřenost ekonomiky

Skutečnost, že česká ekonomika je do značné míry vystavena zahraničním vlivům, je běžně známa. Potvrzují nám to také ukazatele otevřenosti ekonomiky, jak je vidno z následující tabulky. Pokud se podíváme na jednotlivá data, vidíme, že poměr exportu k HDP se pohybuje na relativně vysokých číslech. Ještě výraznější vliv zahraničí na naši ekonomiku můžeme vidět, pokud se podíváme na poměr obratu zahraničního obchodu na HDP. Oba ukazatele kulminovaly v předkrizovém roce 2007 hodnotou 80%, respektive 155%. Následující pokles nám ilustruje běžně uváděný fakt, že poslední recese byla do naší ekonomiky importována ze zahraničí. Jelikož se jedná o poměrové ukazatele, musel v prvním případě export klesat výrazněji než HDP a tím snižovat produkci domácí ekonomiky.

Tabulka č. 6: Otevřenost ekonomiky (ukazatele v poměru k HDP)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Export	63 %	65 %	60 %	62 %	70 %	72 %	76 %	80 %	77 %	69 %	79 %
Obrat	130 %	133 %	123 %	126 %	140 %	141 %	149 %	155 %	150 %	133 %	154 %
Saldo	-3 %	-3 %	-2 %	-2 %	0 %	3 %	3 %	5 %	5 %	6 %	5 %

Zdroj: ČNB, vlastní zpracování

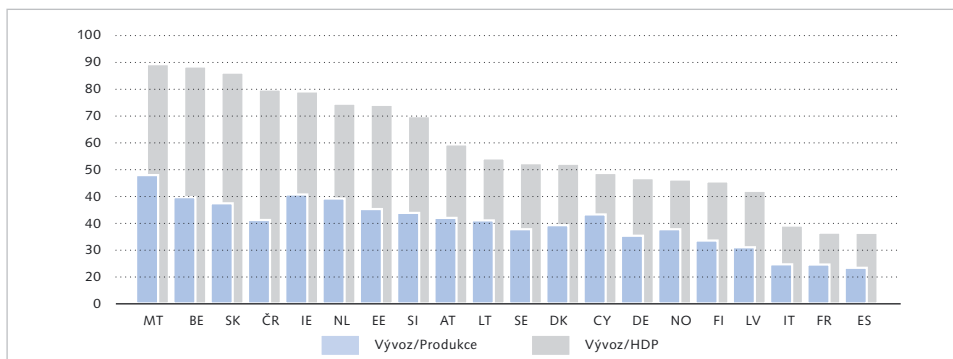
V této souvislosti je zajímavý ukazatel poměru salda zahraničního obchodu na HDP. Můžeme rozdělit období na dvě části, kdy česká ekonomika byla nejprve dovozní zemí a následně se změnila ve vývoze. Zlom koresponduje s rokem 2004, tedy rokem vstupu do EU. Takto skutečnost by sváděla

k interpretaci v intencích vstupu do EU. Jelikož bariéry obchodu byly odstraňovány kontinuálně již v dřívějších dobách, nelze se na tuto interpretaci spolehnout. Jako přijatelnější vysvětlení se jeví oživení v západní Evropě, která představuje hlavní trh českého exportu. V kontextu ekonomické krize a vývoje výše zmíněných ukazatelů by se dal očekávat pokles poměru salda na HDP. Ovšem vidíme, že ukazatel dosahoval maximální hodnoty v roce 2009, kdy jsou ostatní ukazatele na nejnižších hodnotách téměř za celé desetiletí. Jako možná interpretace tohoto faktu by nám mohla posloužit reexportní orientace české ekonomiky, ke které se dostaneme později.

I když se ukazatel poměru exportu na HDP běžně používá v ekonomických analýzách, vyslovil Český statistický úřad jisté pochybnosti ohledně jeho interpretace (ČSU, 2009). ČSU argumentuje v intencích reexportu a oproti ukazateli poměru exportu na HDP staví podíl exportu na produkci. Pro rok 2007 pak dostává podíl exportu na HDP 31% pro celkovou produkci, respektive 35% pro tržní produkci. Dané závěry sice snižují význam zahraničí pro českou ekonomiku, přesto představuje jedna třetina značný objem produkce, a zabývat se vlivy zahraničního obchodu na ekonomický růst je proto relevantní.

Srovnání běžně užívaného ukazatele poměru vývozu na HDP a poměru vývozu na produkci v mezinárodním srovnání zemí EU reprezentuje následující graf.

Graf č. 10: Podíl vývozu zboží a služeb na produkci a HDP v zemích EU (% , rok 2007)



Zdroj: ČSU

Je patrné, že nižší význam zahraničního obchodu z pohledu poměru vývozu na produkci se projevuje ve všech zmíněných zemích. Přesto lze vypořádat, že trend je u obou ukazatelů podobný. Země, které v ukazateli poměru vývozu na HDP dominují, hrají také hlavní roli v případě poměru vývozu na produkci. Na druhou stranu jsou zde patrné jisté odchylky. Nejvýznamnější z nich se týká právě české ekonomiky. Danou odchylku je možné vysvětlit vyšším poměrem reexportu v české ekonomice.

1.2.2.2. Teritoriální struktura zahraničního obchodu

Nyní, když jsme si vymezili ČR jako otevřenou ekonomiku, tak se podíváme na samotnou strukturu zahraničního obchodu. Na tuto problematiku lze pohlížet dvěma úhly pohledu. První představuje teritoriální zaměření zahraničního obchodu a druhé samotná struktura obchodovaného zboží. Začneme konkrétními obchodními partnery české ekonomiky dle jejich významnosti:

Tabulka č. 7: Významní obchodní partneři České republiky (dle výše obrátu)

země	2005	2006	2007	2008	2009
Německo	1	1	1	1	1
Slovensko	2	2	2	2	2
Polsko	3	3	3	3	3
Čína	10	10	7	5	4
Francie	5	4	4	4	5
Itálie	6	5	5	6	6
Rakousko	4	6	6	8	7
Rusko	8	7	10	7	8
Nizozemsko	7	8	9	10	9
Velká Británie	9	9	8	9	10

Zdroj: MPO, Ročenka zahraničního obchodu

Vidíme, že dle předpokladů je největším partnerem naší ekonomiky Německo. Samotní sousedé České republiky s výjimkou Rakouska zaujímají stabilně první tři příčky. Zajímavý je vývoj na čtvrté pozici umístěné Číny, která zaznamenala největší nárůst významnosti, což odpovídá i růstu významu Číny ve světové ekonomice. Ze států mimo EU se v žebříčku deseti nejvýznamnějších obchodních partnerů umístilo Rusko. Zde můžeme očekávat, že významnou roli hraje dovoz surovin z Ruské federace. Nejvýznamnější ekonomika světa USA skončila až na 14 místě, které stabilně držela i v předchozích letech. Ekonomická krize neměla na pořadí zemí vliv, což se dalo očekávat, jelikož zasáhla také zmíněné obchodní partnery.

Z dané tabulky tedy můžeme říct, že nejvýznamnější pro český růst je stav německé ekonomiky. Daným závěrům odpovídají také konkrétní objemy obchodu. Přibližně 85 % exportů směřuje do EU a zároveň téměř 70 % importů odtud pochází, je jednoznačné, že česká ekonomika je silně závislá na dění ve zbytku Evropské unie. V tomto podílu hraje dominantní roli právě zmiňované Německo, se kterým dosahuje obrát obchodu cca 30 % podílu celkového obrátu zahraničního obchodu ČR, kdy se podíl exportu do Německa pohybuje okolo 32 % a importu okolo 26 % MPO (2010).

Z daných důvodů se můžeme při snaze odhadnout zahraniční vlivy na naši ekonomiku soustředit na vliv Německa. Z dlouhodobého hlediska by se jednalo o konkurenceschopnost našich podniků v kontextu německé konkurence. Z pohledu fluktuací ekonomiky pak hrají roli šoky v německé ekonomice. I když je USA až 14 nejdůležitějším obchodním partnerem české ekonomiky, pak pokud nepříznivé podmínky v tamní ekonomice budou působit na německou ekonomiku, dopady na ČR budou větší než by se z prvního pohledu na významnost USA pro český zahraniční obchod mohlo zdát.

1.2.3. Komoditní struktura zahraničního obchodu

Když jsme vymezili teritoriální orientace české ekonomiky, tak nyní přistoupíme k struktuře obchodu. Využijeme standardní členění obchodu do skupin SITC¹⁰:

10 Rozdělení tříd: 0 – potraviny a živá zvířata, 1 – nápoje a tabák, 2 – surové materiály nepoživatelné s výjimkou paliv, 3 – minerální paliva, maziva a příbuzné materiály, 4 – živočišné a rostlinné oleje, tuky a vosky, 5 – chemikálie a příbuzné výrobky, 6 – tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu, 7 – stroje a přepravní zařízení, 8 – různé průmyslové výrobky, 9 – komodity a předměty obchodu netříděné.

Tabulka č. 8: Struktura zahraničního obchodu dle třídění skupin SITC

SITC	export					SITC	import				
	2004	2005	2006	2007	2008		2004	2005	2006	2007	2008
0	2,7 %	3,2 %	2,9 %	2,9 %	3,1 %	0	4,5 %	4,2 %	4,3 %	4,4 %	5,4 %
1	0,5 %	0,6 %	0,5 %	0,6 %	0,7 %	1	0,6 %	0,6 %	0,7 %	0,5 %	0,7 %
2	2,7 %	2,5 %	2,6 %	2,7 %	2,6 %	2	2,8 %	2,7 %	2,4 %	2,7 %	2,3 %
3	2,9 %	3,1 %	2,9 %	2,7 %	3,4 %	3	9,2 %	9,5 %	8,0 %	10,4 %	9,2 %
4	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %	4	0,2 %	0,2 %	0,2 %	0,2 %	0,3 %
5	6,0 %	6,3 %	6,0 %	5,8 %	6,0 %	5	11,0 %	10,4 %	10,4 %	10,3 %	11,2 %
6	22,6 %	21,8 %	20,8 %	20,2 %	19,5 %	6	20,5 %	20,4 %	20,9 %	19,7 %	17,7 %
7	50,9 %	51,0 %	53,2 %	54,2 %	53,8 %	7	40,3 %	41,4 %	43,0 %	41,3 %	41,2 %
8	11,5 %	11,4 %	11,0 %	10,8 %	10,7 %	8	10,8 %	10,5 %	10,1 %	10,4 %	11,9 %
9	0,1 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,1 %	9	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %

Zdroj: MPO, Ročenka zahraničního obchodu

Nejvýznamnější třídy jsou jednoznačně třída 6 a 7, tedy tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu spolu se stroji a přepravními zařízeními. To nám dokládá, že český zahraniční obchod se týká hlavně výrobků zpracovatelského průmyslu. Bezkonkurenčně nejvýznamnější je třída 7, která se na celkovém exportu podílí více než polovinou a v případě importu představuje průměrně cca 42%. Třída 7 hraje nejvýznamnější roli v importu i v exportu, což nám naznačuje, že můžeme mluvit o českém zahraničním obchodu spíše jako o obchodu uvnitř odvětví (intra-industry). Jelikož třída 7 představuje silně agregovanou veličinu, pak pokud chceme hovořit o intra-industry obchodu je nutné podívat se na další členění uvnitř této skupiny. Na druhou stranu platí, že budeme-li uvažovat o mezinárodním obchodu v intencích teorie, tak můžeme předpokládat, že ekonomika, která by se řídila čistě teorií komparativních výhod, by musela vykazovat rozdílné hodnoty dovozu a vývozu. Uvedené kategorie navíc agregují charakterově podobné výrobky, a tak lze tedy předpokládat, že by zde měla být i podobná komparativní výhoda. Při vědomí dané nepřesnosti můžeme uvažovat o české ekonomice jako o intra-industry.

V rámci komoditní struktury zahraničního obchodu se hovoří o tzv. transformačním výkonu ekonomiky. Jde o to, jakým způsobem ekonomika využívá importované vstupy zda je spotřebovává nebo po zpracování exportuje. Pro hodnocení transformačního výkonu se používá přístup dle Jirgese a Plchové (1996), kdy jsou na jedné straně vzaty dovozy surovin (SITC 2 a 3) a na druhé straně pak vývozy výrobků (SITC 5, 6, 7 a 8). Vyjdeme-li z předchozí tabulky, hodnoty pro českou ekonomiku jsou značně pozitivní. Dovoz surovin představuje přibližně 11% zahraničního obchodu, oproti téměř 90% vývozu výrobků. Na druhou stranu značný rozdíl v daných hodnotách lze přičítat obchodu uvnitř odvětví, kdy budou využity spíše polotovary než prvotní suroviny. Můžeme předpokládat, že pro reexportní výrobu bude česká ekonomika využívat spíše dovozy tříd 5, 6, 7 a 8 než dovozy tříd 2 a 3. Tomu nasvědčují i konkrétní čísla. V případě třídy 6 a 8 jsou podíly na celkovém obchodu jak v případě dovozu i vývozu na podobné úrovni. V případě třídy 5 je česká ekonomika čistým dovozcem a v případě třídy 7 naopak vývozy převyšují přibližně o 10 procentních bodů dovozy. Tyto skutečnosti nám znemožňují jednoznačné hodnocení transformačního výkonu ekonomiky, což opět můžeme přičíst obchodu uvnitř odvětví.

Pokud využijeme rozčlenění importů dle Mesároše (2000), získáme tři skupiny dle užití importů: importy pro osobní spotřebu skupiny SITC 0, 1 a 8, importy pro výrobní spotřebu skupiny

2–6 a konečně importy pro investiční činnost skupiny 7¹¹. Pokud bychom zde chtěli hodnotit transformační výkon ekonomiky, vidíme, že skupiny 2–6 představují 40,7% z celkového dovozu. Skupina SITC 7 pak dosahuje hodnot 41,2%. Tato data můžeme dle dané metodiky interpretovat tak, že přibližně 80% českých dovozů slouží k výrobě nebo k investicím. Oproti předchozímu přístupu by nyní vycházel transformační výkon ekonomiky mnohem hůře. Ovšem když se podíváme na exportní stranu, dosahují skupiny 2–6 podílů 31,6% a skupina 7 53,8%. Daná čísla lze opět vysvětlit reexportní orientací české ekonomiky a tím, že náš zahraniční obchod má charakter obchodu uvnitř odvětví, a z tohoto důvodu je hodnocení transformačního výkonu pomocí nastíněných postupů problematické.

Dle Gertlera (2006) vypovídá exportní struktura o technologické úrovni ekonomiky a zároveň plátí, že vyšší technologická úroveň vede k vyšší ekonomické úrovni. Lze předpokládat, že komodity třídy 6 a 7 budou patřit spíše mezi produkty s vyšší technologickou úrovní, což by mluvílo pozitivně pro českou ekonomiku, a dalo by se to interpretovat tak, že zahraniční obchod přispívá k ekonomickému růstu země. Na druhou stranu dané agregované skupiny představují heterogenní skupinu výrobců, uvnitř které se může technologická úroveň značně lišit. Z tohoto důvodu se používá detailnější ukazatel, kterým je podíl technologicky vyspělé tzv. high-tech produkce na celkovém exportu.

Exportní stranou zahraničního obchodu se význam high-tech obchodu nevyčerpává. Irwin (2003) se zabývá importní stranou, kdy považuje zahraniční obchod za kanál, kterým se do země mohou dostat nové technologie. Daný příliv zahraničních technologií může mít podobu transferu know-how, další možností představuje přímý nákup vyspělejších technologií do výroby, případně získání důležitých informací zpětným inženýringem a jejich následná replikace. Z naznačeného důvodu je pro nás zajímavá jak exportní, tak importní stránka high-tech zahraničního obchodu.

Tabulka č. 9: Podíl high-tech zahraničního obchodu na celku

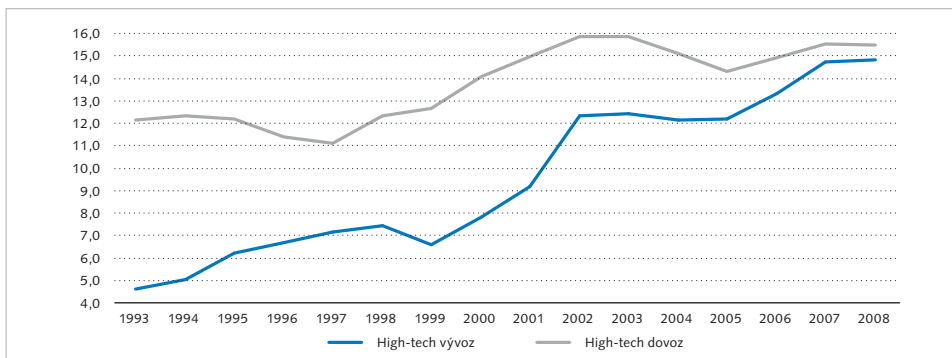
2008	vývoz	dovoz
letecká technika	0,5	0,4
výpočetní technika	7,1	6,1
elektronika a telekomunikace	4,8	5,2
farmacie	0,2	0,7
vědecké přístroje	0,7	1,4
elektrotechnika	0,5	0,3
chemie	0,1	0,6
stroje neelektrické	0,8	0,7
ostatní HT	0,1	0,1
celkem podíl high-tech	14,8	15,5

Zdroj: ČSU

11 SITC 7 zahrnuje také produkci pro osobní spotřebu např. automobily. Přesto lze použít dané rozlišení jako ilustraci využití importů v domácí ekonomice.

Z uvedené tabulky vyplývá, že česká ekonomika je čistým dovozcem high-tech výrobků. To můžeme přičíst technologickému dohánění vyspělejších států a díky tomu můžeme zahraniční obchod považovat za pozitivní činitel ekonomického růstu. Konkrétní čísla opět potvrzují, že obchod probíhá spíše uvnitř odvětví, než že by odpovídal teorii komparativních výhod a docházelo ke specializaci. Abychom si udělali lepší obrázek o high-tech obchodu, podíváme se nyní na vývoj jeho podílu, jak nám jej přináší níže uvedený graf.

Graf č. 11: High-tech zahraniční obchod (% celkového obchodu)



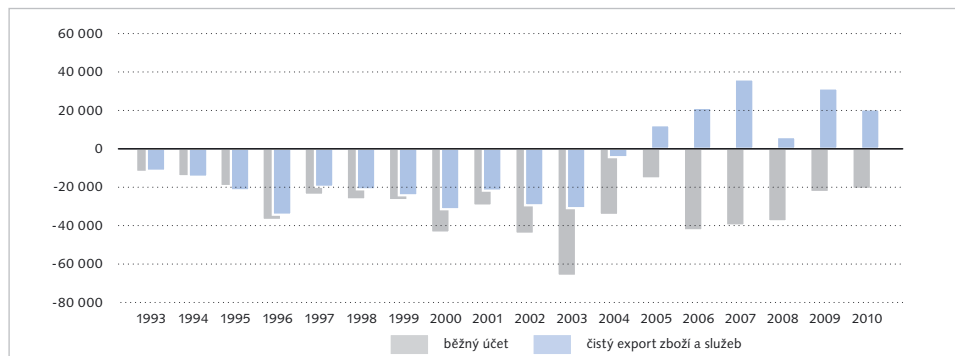
Zdroj: ČSU

Z daného grafu můžeme vyčíst několik pozitivních údajů. Zatímco dovoz high-tech zboží vykazuje relativně stabilní hodnoty v rozmezí 11 % až 16 %, high-tech vývoz zaznamenal značný růst. To můžeme přičítat technologické změně české ekonomiky a technologickému vyspění našich výrob. Vyjdeme-li z Irwinovy (2003) argumentace o přílivu znalostí do ekonomiky pomocí importu vyspělých technologií, můžeme hodnotit zahraniční obchod jako prospěšný pro ekonomický růst. Z grafu můžeme také vyčíst technologickou konvergenci české ekonomiky k ekonomikám vyspělejších obchodních partnerů.

1.2.4. Vývoj zahraničního obchodu

Česká ekonomika tedy může být charakterizována jako výrazně otevřená a navázaná na Německo, jejíž obchod probíhá dominantně uvnitř odvětví. Po těchto charakteristikách se podíváme přímo na vývoj zahraničního obchodu. Nejprve se zaměříme na samotný vývoj salda zahraničního obchodu a vývoj směnných relací a následně se budeme zabývat reexportní orientací české ekonomiky. Vývoj běžného účtu přináší následující graf. Kromě salda běžného účtu graf ilustruje také čistý export, což je zde rozdíl mezi vývozem a dovozem zboží a služeb. Důvod k využití tohoto ukazatele je nasnadě, když se podíváme na vývoj ukazatelů v čase.

Graf č. 12: Běžný účet a čistý export (mld. CZK)

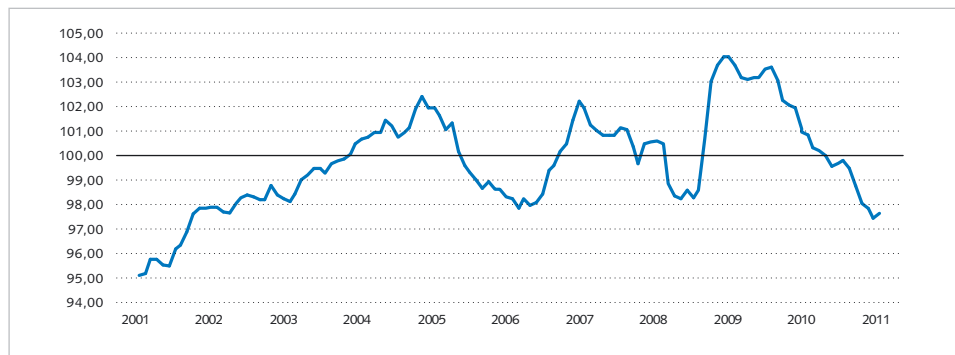


Zdroj: ČNB

Sledované období si můžeme rozdělit dvou částí. První představuje etapa vývoje, kdy byla česká ekonomika čistým dovozcem, druhou pak období od roku 2005, kdy se překloupila do čistého vývozcce. Pokud bychom použili pouze saldo běžného účtu, toto rozčlenění by nám zaniklo. Jak vidíme, nejprve se dané ukazatele vyvíjely relativně obdobně. Přelom představuje rok 2000, kdy se saldo běžného účtu dostává do výraznějšího deficitu než vývoj čistého exportu. Rozdíl mezi těmito dvěma ukazateli představuje bilance výnosů, která odráží repatriace zisků ze zahraničních investic. Z tohoto důvodu a dále proto, abychom odfiltrovali tento vliv, budeme pracovat s čistým exportem. Z jeho vývoje můžeme říci, že konkurenceschopnost české ekonomiky rostla a export přispíval k ekonomickému růstu. Krize roku 2008 je též patrná, ale i přes pokles zahraniční poptávky zůstala česká ekonomika čistým vývozcem. V následujícím roce se již projevilo oživení zahraničního obchodu, který překonal hodnoty z předkrizového roku 2006.

Jako indikátor kvalitativních změn v ekonomice se z pohledu zahraničního obchodu používá vývoj směnných relací¹², který nám přináší tento graf. Jde o poměr cen vývozu a dovozu.

Graf č. 13: Směnné relace (index 100 = průměr roku 2005)

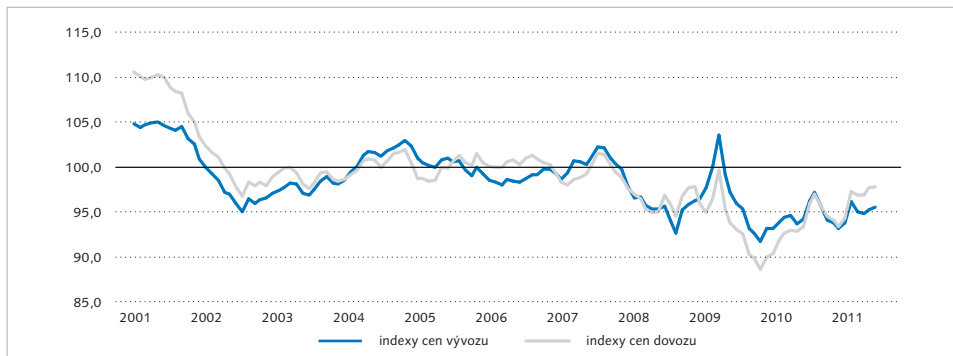


Zdroj: ČSU, vlastní zpracování

¹² Blíže o směnných relacích jako indikátoru kvalitativních změn v ekonomice viz Vintrová (2007).

Vývoj směnných relací lze hodnotit jako pozitivní do roku 2005, kdy docházelo k jejich růstu. Následující období je spojeno s obraty ve vývoji směnných relací. Nejprve se začaly zhoršovat během roku 2006, rok 2007 ovšem přinesl jejich zlepšení, vystřídané opět zhoršením během roku 2008. V roce 2009 došlo k významnému zlepšení, ale od roku 2010 se postupně zhoršují.

Graf č. 14: **Exportní a importní ceny (index 100 = průměr roku 2005)**



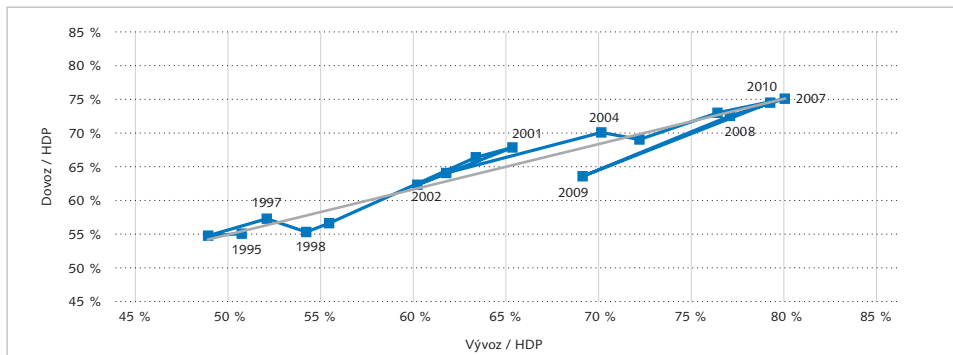
Zdroj: ČSU, vlastní zpracování

Vysvětlení daných směnných relací je značně obtížné, protože když se podíváme na vývoj jednotlivých cen vyjádřených indexem importních a exportních cen, jak je prezentuje předchozí graf, vidíme, že vývojový trend indexu importních i exportních cen je silně korelovaný, což lze u malé otevřené ekonomiky očekávat. Změny ve směnných relacích tedy nejsou způsobeny změnou v trendu ať již exportních nebo importních cen, ale spíše jejich vzájemnou odchylkou a oscilací.

1.2.4.1. Reexportní orientace české ekonomiky

Jak jsme viděli v předchozích kapitolách, český zahraniční obchod probíhá hlavně uvnitř odvětví. Z tohoto důvodu můžeme mluvit o reexportní orientaci české ekonomiky. Je tedy vhodné podívat se na vztah mezi exportem a importem. V případě reexportu můžeme totiž počítat s tím, že se jedním z významných determinantů importu stane právě exportovaná produkce. Daný vztah nám reprezentuje uvedený graf.

Graf č. 15: **Vztah exportu a importu**



Zdroj: ČSU, vlastní zpracování

V grafu jsou použity podíly exportu a importu na HDP pro odstínění nominálních vlivů. Pokud se podíváme na samotný vývoj veličin optikou ekonomických krizí, tak můžeme identifikovat dva, respektive tři případy. První představuje krize let 1997 a 1998, kde můžeme pozorovat propad importů na HDP zapříčiněný omezením domácí poptávky. Dalo by se říci, že se jedná o krizi, která na rozdíl od poslední ekonomické krize nebyla spojená se šokem zahraniční poptávky.

Druhý případ představuje krize let 2008/2009 společně s ochlazením ekonomického růstu v letech 2001/2002. V obou případech vidíme razantnější propad podílu exportu na HDP než podílu importu. Můžeme tedy mluvit o importované krizi. Rozdíl mezi těmito dvěma obdobími spočívá v intenzitě propadů. Zatímco propad z let 2008/2009 stáhl ekonomiku do recese, v období 2001/2002 došlo k zpomalení ekonomického růstu, ovšem recesi se česká ekonomika vyhnula. Dané závěry odpovídají výše nastíněnému charakteru a vývoji české ekonomiky.

V předchozím grafu můžeme vyzorovat pozitivní závislost mezi exportem a importem, což hovoří pro významnější roli reexportu. Kvantifikace dané závislosti je zřejmá z následující tabulky.

Tabulka č. 10: **Odhad závislosti dovozu**¹³

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
konstanta	-79 998,4	47 835,9	-1,6724	0,10003
HDP	0,304306	0,114945	2,6474	0,01052
vývoz	0,806249	0,0540318	14,9217	<0,00001

Významnost vývoje HDP je také patrná, je nicméně slabší než v případě vývozu. Pokud se podíváme na samotnou interpretaci parametrů, můžeme říci, že změna vývozu o jednu korunu povede k nárůstu importu o 0,8 CZK. Oproti tomu změna HDP o korunu povede k růstu importu o 0,3 CZK. Můžeme říci, že vývoz má na stav dovozu mnohem větší vliv. Dané výsledky můžeme považovat jednak za důkaz velké otevřenosti, ale hlavně daná data hovoří pro existenci reexportu v naší ekonomice.

1.2.5. Externí šoky a ekonomický růst české ekonomiky

V českém prostředí malé otevřené ekonomiky se zvláště v kontextu poslední recese hovoří o importované krizi. Z tohoto důvodu je relevantní položit si otázku, na kolik fluktuace v zahraniční ekonomice ovlivní ekonomiku domácí.

Pokud se chceme zabývat tím, jak fluktuace jedné ekonomiky ovlivní druhou, máme dle Shina (2008) dvě možnosti. První představuje obchodní propojení a druhé propojení finanční. Vzhledem k tomu, že se české ekonomice hypoteční a s ní spojená finanční krize víceméně vyhnuly a zemi zasáhla až následná krize ekonomická, budeme se dále zabývat obchodní stránkou propojení ekonomik a tedy šířením šoku skrze obchod.

V případě zahraničních šoků si musíme nejprve zodpovědět otázku jaký vliv bude mít integrace ekonomik na vývoj cyklu, zda můžeme očekávat sladění cyklů nebo naopak jejich nezávislost. Tedy zda a jak bude vývoj ekonomiky v zahraničí působit na domácí ekonomiku. V ekonomické teorii neexistuje na tuto otázku jednoznačná odpověď.

¹³ Model Cochrane-Orcutt, čtvrtletní data (59 pozorování). Koeficient determinace 0,99. Dále byly do modelu zahrnuty zpožděné nezávislé proměnné a nezávislá proměnná reálného směnného kurzu. Dané proměnné nepřispěly k lepšímu vysvětlení variability závisle proměnné.

Vydeme-li ze standardní teorie komparativních výhod, pak by integrace světového hospodářství měla vést k větší specializaci a tím k menší sladěnosti cyklů; tak argumentují např. Eichengreen (1992), Kenen (1969) a Krugman (1993). Na druhou stranu pokud bude mít zahraniční obchod spíše podobu obchodu uvnitř odvětví (intra-industry), můžeme předpokládat, že se šok bude šířit přes tento kanál z jedné ekonomiky do druhé (Frankel a Rose (1998)). Autoři provedli také empirickou analýzu, která prokázala pozitivní korelaci mezi ekonomickou integrací a provázaností ekonomických cyklů. Podobně argumentují i Shin and Wang (2003), kteří prokázali, že ve sladění cyklů hraje obchod uvnitř odvětví významnější roli než obchod samotný.

Z daných teoretických předpokladů vyplývá, že pro hodnocení vztahu obchodu a růstu v českém prostředí a jeho reakci na šoky ve světové ekonomice je klíčový charakter českého zahraničního obchodu. Jak jsme viděli v předchozích kapitolách, lze zahraniční obchod charakterizovat jako intra-industry. Z tohoto důvodu v souvislosti s naznačenou teorií můžeme očekávat, že česká ekonomika bude sladěna s vývojem cyklu hlavních obchodních partnerů.

1.2.5.1. Vliv německé ekonomiky

Z pohledu české ekonomiky je nejvýznamnější ekonomika Německa, o které můžeme zároveň říci, že je klíčová pro Evropskou unii jako celek. Lze tedy předpokládat, že vývoj německé ekonomiky bude hrát významnou roli ve vývoji českých makroagregátů. Pokud provedeme jednoduchou regresi a pokusíme se vysvětlit růst české ekonomiky růstem Německa, vidíme, že statistická významnost parametru hovoří pro tuto hypotézu.

Tabulka č. 11: Závinnost českého růstu na německém ¹⁴

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,0407994	0,0208939	1,9527	0,05788
DE	0,42168	0,173977	2,4238	0,01998

Koeficient determinace dosahoval hodnoty 0,83. Přidání další proměnné k zlepšení modelu nevedlo, jelikož adjustovaný koeficient determinace klesal. Dané výsledky můžeme interpretovat tak, že růst německého HDP o procento povede k růstu české ekonomiky o 0,42%. Vývoj v německé ekonomice je tedy pro nás důležitý a dané empirické výsledky podporují předpoklady teorie o sladěnosti cyklů v ekonomikách s intra-industry obchodem.

1.2.6. Závěr

Souvislosti ekonomického růstu a zahraničního obchodu hrají důležitou roli zvláště v malých otevřených ekonomikách. Česká republika je reprezentantem tohoto typu ekonomik. Jedná se o ekonomiku značně otevřenou a tedy velmi závislou na vnějších determinantech. A to jak v otázkách dlouhodobého růstu, tak v případě krátkodobých fluktuací.

Na dlouhodobý ekonomický růst působil zahraniční obchod pozitivně hlavně v dovozu high-tech výrobků, díky kterým pomáhal s technologickou konvergencí hlavně v 90. letech minulého století.

¹⁴ Regrese časové řady pomocí modelu Cochrane-Orcutt za použití čtvrtletních dat (42 pozorování). Data ČNB a Bundesbank. Využití zpoždění nezávisle proměnné nevedlo k lepšímu vysvětlení variability závisle proměnné.

1.3. Vnitřní migrace

Vnitřní migrace představuje proces, při kterém se obyvatelstvo stěhuje mezi územními celky v rámci jednoho státu (Lux – Večerník – Sunega, 2006). Za vnitřní stěhování je v rámci demografické statistiky ČR považována změna trvalého bydliště z obce do obce v ČR, eventuálně v případě Prahy přesun z jednoho urbanistického obvodu do jiného (ČSÚ, 2007).¹⁵

Vnitřní migraci lze však chápat i širěji jako dočasný nebo trvalý přesun obyvatel z jednoho regionu země do jiného za účelem, příp. s dopadem v podobě zřízení nového bydliště (International Organization for Migration, 2004).

Migrace, včetně vnitřní migrace, je významným faktorem přispívajícím k efektivnějšímu využívání výrobního faktoru práce, a tedy determinantou ekonomického růstu. Jako taková je významným fenoménem hrajícím roli v ekonomice jak na úrovni mezinárodní, tak na úrovni národní.

V této kapitole zkoumáme vliv ekonomických faktorů na vnitřní migraci, kterou chápeme jako pohyb obyvatelstva mezi jednotlivými kraji ČR. Naším cílem je s využitím rozšířeného gravitačního modelu otestovat, zda a do jaké míry je migrace mezi kraji v ČR motivována ekonomickými faktory.

V úvodní části se zaměříme na potenciální determinanty vnitřní migrace, poté se podíváme na migrační charakteristiky jednotlivých krajů ČR a na vývoj vybraných ekonomických determinant migrace. Za účelem dosažení stanoveného cíle následně pracujeme s modelem založeným na panelových datech pro 14 krajů za období let 1991–2009.

1.3.1. Determinanty vnitřní migrace

Migrace je komplexně podmíněným procesem (ČSÚ, 2007) v jehož pozadí lze nalézt motivy nejrůznějšího druhu. Molle – Mourik (1988) In Smith (2003) člení faktory přispívající k migraci obyvatelstva do čtyř kategorií:

- push faktory, což jsou takové okolnosti, které motivují k migraci ve směru ze zdrojového (domovského) regionu. Patří sem vysoká úroveň nezaměstnanosti, nízké mzdy a málo volných pracovních míst ve zdrojovém regionu;
- pull faktory, což jsou faktory, které naopak přitahují potenciálního migranta směrem do daného regionu. K těmto faktorům patří vysoké mzdy, dobré sociální zabezpečení a velké množství volných pracovních míst v cílovém regionu;
- nákladové faktory, které jsou spojeny s finanční náročností migrace. Čím jsou tyto náklady vyšší, tím je samotný přesun bydliště dražší. Do těchto faktorů můžeme zařadit transakční

¹⁵ Pojmy stěhování a migrace vnímáme jako synonyma.

- náklady včetně nákladů na bydlení, socio-kulturní faktory, jazykovou bariéru¹⁶ a problémy s asimilací;
- regulace, ke které patří zejména administrativní omezení imigrace v podobě povolení k pobytu, víz a podobně. Tento faktor při sledování vnitřní migrace nehraje roli.

Na faktory migrace lze nahlížet také z pohledu jejich hlavního motivu. Tyto motivy můžeme rozčlenit do tří skupin:

- ekonomické motivy;
- institucionální motivy;
- sociální a demografické motivy.

Podívejme se na obecné charakteristiky jednotlivých motivů a pak na konkrétní faktory, které k těmto motivům můžeme přiřadit.

Ekonomické motivy

Ekonomická migrace je způsobovaná vnímanými rozdíly v životní úrovni nebo pracovních podmínkách mezi geografickými celky (World Bank, 2007). Potenciální migrant bude pravděpodobně hledat takový region, kde je reálný přínos z migrace nejvyšší (Greenwood, 1974). Neoklasická teorie předpokládá, že obyvatelé migrují za prací relativně více tam, kde mohou maximalizovat očekávaný budoucí užitek z tohoto stěhování, což se týká zejména regionů, kde je relativně vysoká průměrná mzda (Lux – Večerník – Sunega, 2006).

Význam ekonomických příčin pro vnitřní migraci potvrzují např. Nasar – Aamir (2004) nebo Fidmuc (2005), který konstatuje, že důležitým aspektem migrace je skutečnost, že je často motivována ekonomickými faktory jako hledání nového zaměstnání nebo získání vyšší mzdy. Význam ekonomických faktorů pro vnitřní migraci v ČR potvrzují např. Lux – Večerník – Sunega (2006), kteří uvádějí, že vnitřní migrace je zapříčiněna výraznými rozdíly v ekonomické výkonnosti jednotlivých regionů ČR.

Empirické studie dle Borjas (2010) obvykle berou v úvahu coby faktory vnitřní migrace rozdíly v ekonomické výkonnosti regionů měřeno mzdami a mírou nezaměstnanosti a náklady spojené s migrací měřené vzdáleností. K těmto faktorům ještě přiřazujeme volná pracovní místa.

Nejjednodušší ekonomické modely migrace vycházejí z toho, že migrace je způsobena současným rozdílem mezd mezi regiony (World Bank, 2007). Todaro (1968 *In* World Bank, 2007) rozšířil a zpřesnil model aplikací očekávaného rozdílu ve mzdách, který vysvětloval migraci více než rozdíl skutečný. Dle našeho názoru je role očekávaného příjmu výraznější při mezinárodní migraci, neboť při ní panují výraznější překážky získání relevantních informací. Domníváme se, že opatřit si potřebné informace v rámci jednoho státu není tak obtížné, a z toho důvodu v našem modelu pracujeme se skutečným rozdílem mezd.

Další zmiňovaný faktor, tj. nezaměstnanost, souvisí se snahou obyvatel o maximalizaci blahobytu. Lidé bez práce a s malou vyhlídkou na její nalezení se mohou rozhodnout pro migraci. Lze se domnívat, že v oblastech s vyšší nezaměstnaností bude existovat tendence k migraci směrem do oblastí s nezaměstnaností nižší. Čím vyšší bude tento diferenciál, tím lze tyto tendence očekávat vyšší.

Nezaměstnanost a výše mzdy motivují k migraci, ale nejsou jediným faktorem (Peker, 2004). Svou roli hraje také pravděpodobnost nalezení práce. Todaro (1968 *In* World Bank, 2007) vysvětluje, že „o 70 procent vyšší reálná mzda bude mít jen malý dopad na migraci, pokud pravděpodobnost nalezení místa bude, dejme tomu jedna ku padesáti.“ Pravděpodobnost nalezení práce vyjadřujeme v modelu počtem volných pracovních míst. Vyšší počet pracovních míst také dává signál o možných vyšších odměnách a je faktorem zvyšujícím migraci.

¹⁶ Tento faktor nehraje v rámci ČR roli.

Posledním faktorem, který je nutné vzít v úvahu, je vzdálenost. Vzdálenost je faktorem jak ekonomickým (neboť s rostoucí vzdáleností rostou náklady na stěhování), tak faktorem sociálním, neboť s větší vzdáleností jsou bývalé sociální vazby obtížněji udržovatelné.¹⁷ Přínos z migrace je snižován náklady spojenými s migrací, ke kterým patří případně vyšší životní náklady v cílové destinaci a náklady na stěhování. Také dostupnost informací s rostoucí vzdáleností klesá (Greenwood, 1974). Význam faktoru vzdálenosti pro vnitřní migraci v ČR potvrzují např. Fidrmuc – Huber (2003), kteří uvádějí, že ačkoliv mzdy dobře vysvětlují migrační toky v rámci ČR, současně se ukázalo, že roste význam faktoru vzdálenosti coby bariéry pro migrační toky.

Institucionální motivy

K institucionálním motivům patří flexibilita pracovně-právního zákonodárství (Janíčko, 2010), sociální systém (Ptáček – Toušek – Polášek, 2007, Fredriksson, 1999 *In* Huber, 2004) a bytová politika včetně dostupnosti bydlení (ČSÚ, 2007, Ptáček – Toušek – Polášek, 2007, Sunega, 2009).¹⁸

Jako specifickým ČR, které brzdí migraci, uvádí Vavrejšnová (2006) nepružný trh práce a také špatně fungující trh s byty včetně tradičního přístupu k dědění bytů. ČSÚ (2007) uvádí, že dle empirických analýz je vnitřní migrace ovlivněna zejména pracovním trhem a s trhem s bydlením.

Fredriksson (1999 *In* Huber, 2004) konstatuje, že za faktor působící proti migraci lze považovat štedrou sociální politiku v podobě vysokých transferových plateb a z toho pramenící malou potřebu hledání pracovního místa. Tento faktor však v rámci sledování vnitřní migrace nezvýhodňuje určité regiony před jinými, neboť působí na všechny kraje stejně.

Sociální a demografické motivy

Při hledání determinantů migrace je nutné brát v úvahu také fakt, že rozhodnutí o případné migraci jsou ve skutečnosti činěna rodinami, ne jednotlivci (Borjas, 2010). V rámci rodiny lze předpokládat, že je zaměstnaná více než jedna osoba, a tak vstupují do rozhodování o migraci dopady z hlediska rodiny jako celku (Ehrenberg – Smith, 2009). Vliv má také možnost zaměstnání rodinného příslušníka (Vavrejšnová, 2006). Svou roli mohou hrát také vazby na sociální síť – rodinu a přátele (Walker, 2006).

K sociálním faktorům patří vedle toho také kvalita životního prostředí (Price, 1950, Walker, 2006), příp. zdravotní důvody (Price, 1950). V některých studiích se také prokázala vazba: čím vyšší podíl vlastnického bydlení v daném regionu, tím nižší je míra vnitřní migrace (Lux – Večerník – Sunega, 2006). Dle výzkumu Fidrmuc (2006) působí vlastnictví rodinného domu v neprospěch vyšší ochoty migrovat.

Řada studií bere vedle ekonomických faktorů v úvahu také demografické faktory vnitřní migrace jako věk a vzdělání (viz např. Borjas, 2010). Již Greenwood (1974) poukázal na skutečnost, že demografické charakteristiky významným způsobem ovlivňují rozhodování o migraci. Dle jeho názoru klesá pravděpodobnost migrace s věkem, a to z toho důvodu, že starší člověk má kratší dobu pracovního života, po kterou by mohl využívat výhod vyplývajících z migrace, např. za vyšší mzdou. Závěry o nižší míře migrace starších generací potvrzuje také Vavrejšnová (2006), která stárnutí obyvatelstva považuje za faktor snižující ochotu ke stěhování.

Obecně tedy platí, že vyšší ochota migrace je patrná u mladších a vzdělanějších osob. V případě ČR to potvrzuje také Fidrmuc (2005). Ten uvádí, že migrace v ČR je fenoménem spíše demografickým nežli ekonomickým. To zdůvodňuje typickým profilem českého migranta, kterým je mladý člověk, většinou muž, který žije ve městě, má vysokoškolské vzdělání (nebo na vysoké škole studuje).

¹⁷ Blíže viz Sociální a demografické motivy.

¹⁸ Tu ČSÚ (2007) spojuje s intenzitou bytové výstavby, kterou vypočítává jako nevážený průměr standardizovaných ukazatelů počtu dokončených, rozestavěných a zahájených bytů na tisíc obyvatel.

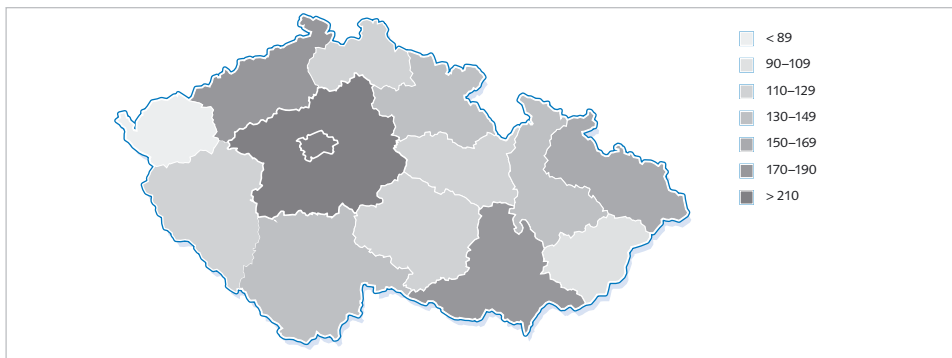
K faktorům, které migraci snižují, lze zařadit tradiční neochotu (hlavně starších generací) ke stěhování, která je spojena s psychologickými vlivy a nejistotou (Bentivogli – Pagano, 1999 *In* Huber, 2004). Jedinci s averzí k riziku mohou být méně motivováni k využití výhody vyšších příjmů v jiném regionu, pokud jsou spokojeni se svým životem (World Bank, 2007).

1.3.2. Migrační charakteristiky jednotlivých krajů

V této části se podíváme na charakteristiky migrace pro jednotlivé kraje ČR, tedy na úrovni NUTS 3.¹⁹

Prvním ukazatelem, na který se zaměříme, je obrat migrace. Podíváme se na jeho kumulativní výsledek od roku 1991 do roku 2009. Vnitřní migrace v ČR se začala od 90. let koncentrovat pouze do některých regionů (Lux – Večerník – Sunega, 2006).

Graf č. 16: Kumulativní obrat migrace v letech 1991–2009 (v tis.)



Zdroj: vlastní výpočty; data ČSÚ

V námi sledovaném období let 1991–2009 se ukazuje, že výrazné migrační toky v rámci ČR jsou koncentrovány zejména do dvou krajů. Jedná se o Prahu (kumulativní obrat 546 508) a Středočeský kraj (kumulativní obrat 483 131). S větším odstupem pak následují ostatní kraje, u nichž kumulativní obrat za sledované období dosahuje hodnot přibližně mezi 86 000 a 200 000. Konkrétně třetím migračně nejvýznamnějším krajem je kraj Ústecký (s migračním obratem 200 321) následovaný Jihomoravským krajem (195 537). Naproti tomu krajem s nejmenšími migračními toky je dlouhodobě Karlovarský kraj (kumulativní obrat 86 794). Velmi výrazný výsledek Středočeského kraje je pravděpodobně možné přičíst procesu tzv. suburbanizace.²⁰ Suburbanizace představuje příliv obyvatel do okrajových oblastí velkých měst, který je spojen se snahou zabezpečit si vyšší kvalitu života a zdravější životní prostředí (Toušek a kol., 2008).

Nevýhodou výše uvedeného ukazatele obratu migrace je skutečnost, že nebere v úvahu velikost kraje, kterou můžeme uvažovat ve smyslu velikosti populace, nikoliv rozlohy kraje. Tento nedostatek je odstraněn v ukazateli hrubé míry migrace. Ten je definován jako polovina podílu obratu migrace a celkového počtu obyvatel v daném regionu (Lux – Večerník – Sunega, 2006). Je

¹⁹ ČSÚ sleduje počet případů stěhování. ČSÚ sledoval do konce roku 2004 vnitřní migraci včetně důvodů pro migraci, kterými byly: změna pracoviště, přiblížení k pracovišti, učení a studium, zdravotní důvody, sňatek, rozvod, následování rodinných příslušníků a jiné důvody (Lux – Večerník – Sunega, 2006). Od roku 2005 jsou však údaje o migraci obyvatelstva přebírány ČSÚ od Ministerstva vnitra ČR (ČSÚ, 2007).

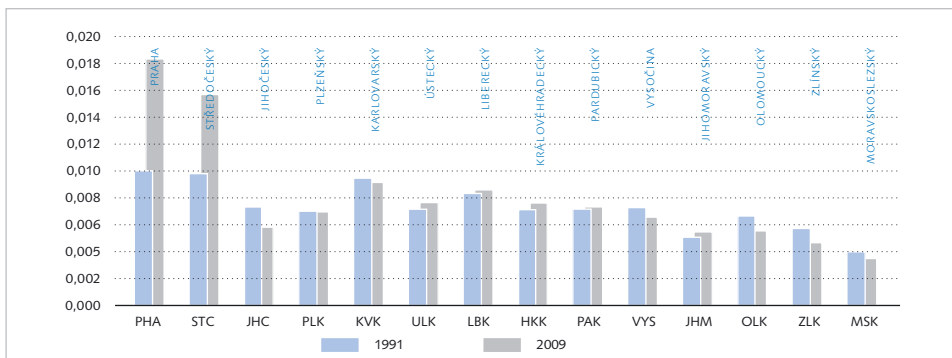
²⁰ Dle ČSÚ (2010) akceleroval proces suburbanizace spojený s výstavbou nových bytů po roce 2000, kdy se zlepšila dostupnost hypoték a zvýšila se i porodnost.

ukazatelem celkové migrační mobility (ČSÚ, 2007). Ukazatel hrubé migrace (GM) pro jeden rok má tuto podobu:

$$GM = \frac{1}{2} \left[\frac{(IM + OM)}{POP} \right],$$

kde *IM* je počet přistěhovalých, *OM* je počet vystěhovalých a *POP* je počet obyvatel daného kraje.

Graf č. 17: Hrubá míra migrace (1991 a 2009)



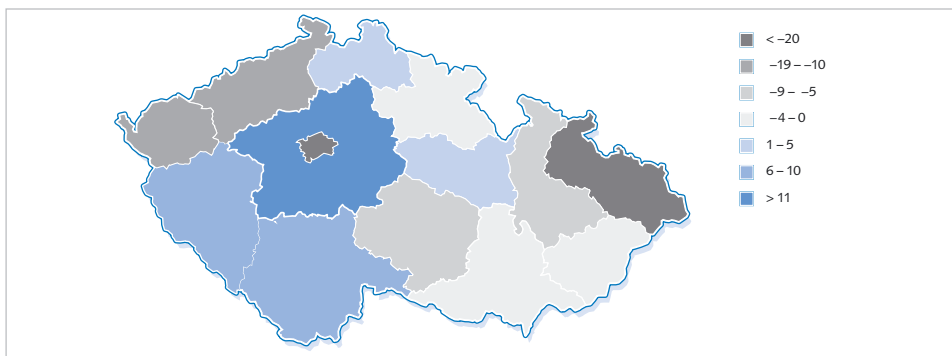
Zdroj: vlastní výpočty; data ČSÚ

Jak je vidět v grafu č. 17, je největší migrační mobilita stále charakteristická pro Prahu a Středočeský kraj, avšak tyto kraje jsou dlouhodobě následovány krajem Karlovarským a Libereckým.

Naproti tomu nejnižší migrační mobilita je dlouhodobě patrná u obyvatel Moravskoslezského kraje. Zajímavé je také srovnání migrační mobility mezi rokem 1991 a rokem 2009. Zatímco v případě 8 krajů (Praha, Středočeský, Liberecký, Ústecký, Královéhradecký, Pardubický, Plzeňský a Jihomoravský kraj) migrační mobilita obyvatel vzrostla, u ostatních (včetně zmiňovaného Moravskoslezského kraje) klesla.

Nyní se podíváme na vývoj migračního salda jednotlivých krajů ČR. Jak uvádí Fidrmuc (2005), pro většinu krajů jsou toky přílivu a odlivu obyvatel srovnatelné, takže je celkové migrační saldo velmi malé. To se nám také potvrzuje v grafu č. 18 zachycujícím kumulativní migrační saldo za celé sledované období let 1991–2009.

Graf č. 18: Kumulativní migrační saldo v letech 1991–2009 (v tis.)



Zdroj: vlastní výpočty; data ČSÚ

Jak je patrné, hodnota kumulativního salda vnitřní migrace se za celé sledované období pohybuje převážně v intervalu $-9\ 000$ až $+9\ 000$. To platí pro 9 krajů – Vysočina ($-8\ 931$), Olomoucký ($-7\ 354$), Královéhradecký ($-4\ 920$), Zlínský ($-2\ 095$), Jihomoravský ($-1\ 873$), Liberecký ($+463$), Pardubický ($+572$), Jihočeský ($+5\ 392$) a kraj Plzeňský ($+8\ 868$).

Za sledované období 1991–2009 došlo k výraznému čistému přílivu migrantů u Středočeského kraje, pro nějž hodnota kumulativního salda vnitřní migrace výrazně převyšuje ostatní kraje ($+104\ 911$). Zbývající kraje realizovaly významnější záporné migrační saldo – kraj Ústecký ($-12\ 773$), Karlovarský ($-16\ 132$), Praha ($-27\ 726$) a Moravskoslezský ($-38\ 402$).

Výše uvedený vývoj může překvapit pouze u Prahy, kde je pozorováno druhé největší záporné saldo kumulativní vnitřní migrace ve výši $27\ 726$ osob. Tento vývoj je s největší pravděpodobností vysvětlitelný stěhováním obyvatel Prahy do oblastí spadajících již územně do Středočeského kraje (tedy již zmíněnou suburbanizací). Tuto domněnku potvrzuje skutečnost, že právě Středočeský kraj je krajem s největším kumulativním přírůstkem, a to ve výši $104\ 911$ osob.

Pokud obdobně jako u migračního obratu vezmeme v souvislosti s migračním saldem v úvahu také počet obyvatel jednotlivých krajů, dostáváme se k ukazateli čisté míry migrace. Tento ukazatel je definován jako polovina podílu migračního salda a celkového počtu obyvatel v daném regionu (Lux – Večerník – Sunega, 2006). Jedná se o indikátor selektivnosti migrace – čím větší jsou rozdíly v počtu vystěhovaných a přistěhovaných (absolutní hodnota migračního salda), tím vyšší je hodnota čisté míry migrace (ČSÚ, 2007).

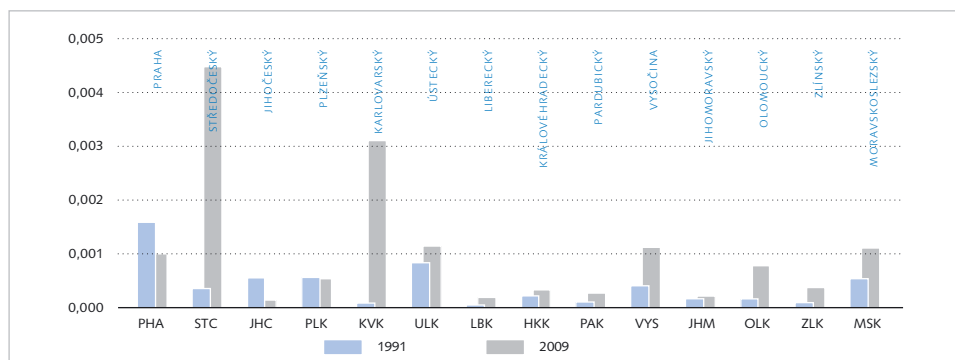
Ukazatel čisté migrace (NM) má tuto podobu:

$$NM = \frac{1}{2} \left[\frac{|IM - OM|}{POP} \right],$$

kde IM je počet přistěhovaných, OM je počet vystěhovaných a POP je počet obyvatel daného kraje.

Výsledky pro začátek a konec sledovaného období (rok 1991 a 2009) jsou uvedeny v grafu č. 19.

Graf č. 19: Čistá míra migrace (1991 a 2009)



Zdroj: vlastní výpočty; data ČSÚ

Zatímco v roce 1991 mezi kraji nebyly příliš dramatické odchylky a největší rozdíly v migračním pohybu byly v případě Prahy, v roce 2009 výrazně vybočuje Středočeský kraj následovaný s větším odstupem Karlovarským krajem.

Tolik k vývoji vnitřní migrace, nyní se podívejme na faktory, které mohou stát za danými migračními toky.

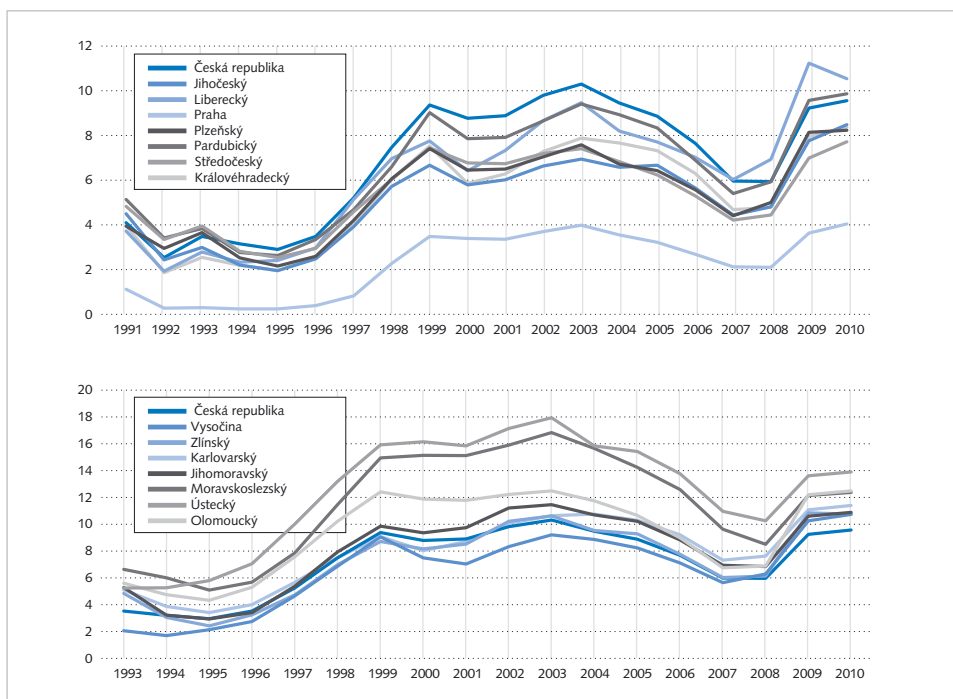
1.3.3. Vývoj determinant vnitřní migrace

V této podkapitole se zaměříme na vývoj vybraných ekonomických determinant vnitřní migrace. Konkrétně se podíváme na to, u kterých krajů se dají očekávat migrační tendence způsobené rozdílnou úrovní nezaměstnanosti, volných pracovních míst a mezd.

Začneme vývojem míry nezaměstnanosti od roku 1991, který je zachycen v grafu č. 20.²¹ Rozdíly mezi kraji jsou poměrně výrazné. Na jedné straně stojí Praha, kde je úroveň nezaměstnanosti dlouhodobě hluboko pod celorepublikovým průměrem (v roce 2009 byla míra nezaměstnanosti v Praze nižší o 5,58 p.b. než průměr ČR). Mezi další kraje, u nichž se míra nezaměstnanosti pohybuje spíše pod celorepublikovým průměrem, patří kraj Středočeský, Jihočeský, Královéhradecký, Plzeňský, Pardubický a Liberecký (seřazeno vzestupně dle úrovně z roku 2009).²²

Dlouhodobě je nejvyšší míra nezaměstnanosti v Ústeckém a Moravskoslezském kraji, které tak představují potenciální zdrojové kraje pro migraci v rámci ČR.²³

Graf č. 20: Vývoj míry nezaměstnanosti



Zdroj: data ČSÚ

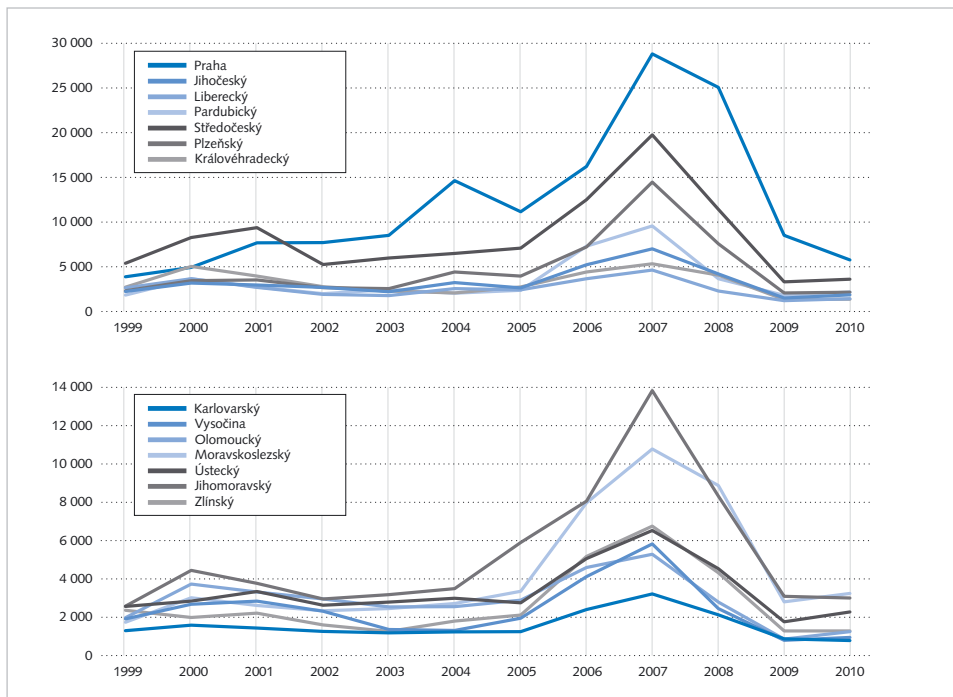
21 Kraje jsou rozděleny na dvě skupiny dle toho, zda se jejich míra nezaměstnanosti během sledovaného období pohybovala pod nebo nad průměrnou úrovní ČR.

22 Poslední dva jmenované byly v roce 2009 nad průměrem ČR.

23 Tyto dva kraje se dlouhodobě vyrovnávají se strukturálními změnami z 90. let. Jak uvádí ČSÚ (2010), v těchto dvou krajích nastal v 90. letech výrazný nárůst nezaměstnanosti související s úpadkem těžkého průmyslu (v Ústeckém kraji během let 1993–2000 o 51 000 osob a v Moravskoslezském o 44 000 osob).

V následujícím grafu je zachycen vývoj počtu volných pracovních míst. Jak je patrné, největší počet volných pracovních míst je dlouhodobě v Praze, která je následována Středočeským krajem.

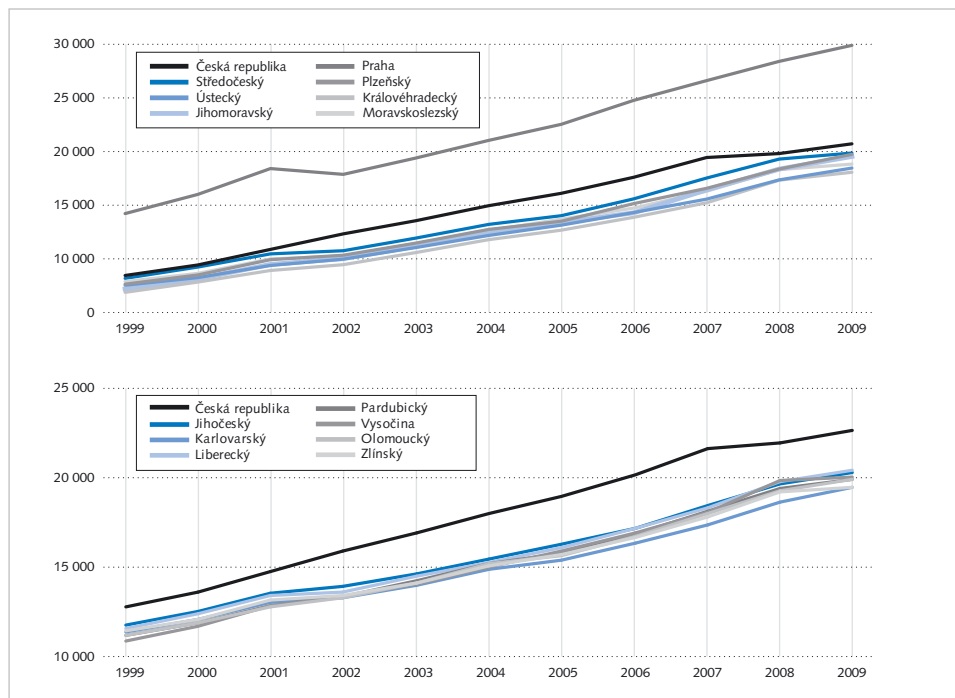
Graf č. 21: Vývoj počtu volných pracovních míst



Zdroj: data ČSÚ

Jak již bylo zmíněno, další uvažovanou determinantou vnitřní migrace v ČR je výše mezd (viz graf č. 22).

Graf č. 22: Vývoj průměrné hrubé mzdy



Zdroj: data ČSÚ

Z tohoto pohledu je opět dlouhodobě nejatraktivnější Praha, kde je výše průměrné mzdy vysoko nad celorepublikovým průměrem. Z ostatních krajů ČR by mohly k atraktivním krajům z hlediska výše mzdy patřit ty, které se nejvíce přibližují celorepublikovému průměru, tj. první skupina krajů znázorněná v horním grafu. Jedná se o kraj Středočeský, Plzeňský, Jihomoravský, Moravskoslezský, Ústecký a kraj Královéhradecký (seřazeno dle výše průměrné hrubé mzdy v roce 2009).

1.3.4. Modely vnitřní migrace

V této části již přistoupíme k samotné konstrukci modelů vnitřní migrace. Zde provádíme několik postupných kroků. Za výchozí model migrace jsme vybrali gravitační model, který k testování migračních faktorů použili například Lewer a Van den Berg (2008). Vzhledem k tomu, že většina modelů migrace řeší migraci mezinárodní, museli jsme nutně provést určité modifikace. Cílem modelů bylo určit, do jaké míry jsou ekonomické proměnné relevantní při vysvětlení vnitřní migrace v ČR. Za tím účelem jsme vytvořili dva hlavní modely – první „čistě gravitační“, který nezahrnuje ekonomické faktory, ke kterému v druhém modelu přidáváme jako další vysvětlující proměnné ekonomické faktory. Srovnáním těchto dvou modelů ukážeme vliv ekonomických faktorů. Vzhledem k tomu, že toky mezi některými kraji vykazují na první pohled charakteristiky,

■ které vypovídají o tom, že migrace není motivována ekonomickými faktory, konstruujeme třetí, alternativní model, ve kterém tyto toky vynecháváme.

■ Není-li uvedeno jinak, ve všech modelech jsou použita data zahrnující 14 krajů ČR (vč. Prahy), pozorování pokrývají časové období 19 let (1991–2009 včetně). Vzhledem k nedostupnosti některých dat pracují modely s menším než maximálně možným počtem pozorování.²⁴

■ 1.3.4.1. Gravitační model vnitřní migrace (1)

■ Výchozím bodem naší analýzy jsou výsledky modelu založeného čistě na „gravitačních“ proměnných. Klasická podoba tohoto modelu vychází z Newtonova gravitačního zákona, dochází pouze k obměně proměnných. Běžně používaný formální zápis, využívaný například pro analýzu obchodu, ale použitelný i pro naše účely, má podobu:

$$F_{ij} = G * \frac{M_i M_j}{D_{ij}}$$

■ kde F_{ij} jsou migrační toky mezi kraji (ekvivalent gravitační síly), G je konstanta, M_i a M_j jsou velikost populace krajů (ekvivalent hmotnosti) a D_{ij} je vzdálenost mezi kraji. K odstranění heteroskedasticity dat u migračních toků – což je naše vysvětlovaná proměnná – používáme ve všech modelech logaritmus této proměnné (značíme $\text{Log}(MF)$). Namísto násobků populace vkládáme jako separátní proměnné jak populaci zdrojového, tak cílového kraje, přičemž logika zůstává stejná jako u gravitačního modelu. Tímto rozdělením jsme však schopni určit, zda hraje odlišnou roli velikost cílového nebo zdrojového kraje.

■ Podívejme se tedy na odhady parametrů „čistě gravitačního“ modelu migrace. Model je založen na panelových datech za použití 3458 pozorování. Zahrnuto je 196 průřezových jednotek. Délka časové řady je minimálně 16 a maximálně 18. Model je postaven na pevných efektech.

■ Rovnice tohoto modelu č. 1 má následující podobu:

$$\text{Log}(MF) = \alpha_0 + \alpha_1 * \text{POP}(t) + \alpha_2 * \text{POP}(s) + \alpha_3 * \text{DIST},$$

■ kde $\text{Log}(MF)$ je logaritmus migračních toků ze zdrojového do cílového kraje, $\text{POP}(t)$ je počet obyvatel cílového kraje, $\text{POP}(s)$ je počet obyvatel zdrojového kraje, DIST je vzdálenost mezi kraji (měřená vzdáleností krajských měst) a $\alpha_0 - \alpha_3$ jsou parametry.

■ Tabulka č. 12: **Odhady parametrů modelu č. 1**

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
α_0	4,4822	0,0372314	120,3875	<0,00001
α_1	0,148448	0,00295805	50,1843	<0,00001
α_2	0,141621	0,0029653	47,7593	<0,00001
α_3	-0,00635296	8,62372e-05	-73,6684	<0,00001

■ Zdroj: vlastní výpočty

■ 24 V použitých datových řadách chybí následující data: údaje o mzdách pro roky 1991 a 1992, údaje o volných pracovních místech pro roky 1991, 1992, 1994, 1996, 1997 a 1998.

Tabulka č. 13: Charakteristiky modelu č. 1

střední hodnota závisle proměnné	5,325514	sm. odchylka závisle proměnné	1,030295
součet čtverců reziduí	914,6140	sm. chyba regrese	0,529757
koeficient determinace	0,750761	adjustovaný koeficient determinace	0,735619
F (198, 3259)	49,57994	P-hodnota(F)	0,000000
logaritmus věrohodnosti	-2 607,217	Schwarzovo kritérium	6 835,975
rho (koeficient autokorelace)	-0,012926	Durbin-Watsonova statistika	1,839192

Poznámka: Test pro různé intercepty mezi skupinami – Nulová hypotéza: Skupiny mají společný intercept.

Testovací statistika: $F(195, 3259) = 0,382531$ s p -hodnotou = $P(F(195, 3259) > 0,382531) = 1$.

Zdroj: vlastní výpočty

Výsledky modelu jsou relativně uspokojivé. Obě proměnné se ukázaly jako statisticky významné a výsledný koeficient determinace je poměrně vysoký. Je tedy zřejmé, že jak vzdálenost, tak velikost krajů jsou v ČR významnými determinantami migračních toků. Konkrétně z modelu vyplývá, že každý kilometr vzdálenosti snižuje migrační toky o 0,635 %. Vliv velikosti kraje měřený populací se také potvrdil, s tím že velikost má vliv bez ohledu na to, zda se jedná o cílový nebo zdrojový kraj. Nárůst populace kraje o sto tisíc obyvatel zvyšuje migrační toky o 14 %. Zdá se tedy, že samotné gravitační faktory vysvětlují migrační toky poměrně dobře; naším cílem je ale analýza vlivu ekonomických faktorů. Podívejme se tedy, jak se výsledky modelu změní zahrnutím ekonomických proměnných.

1.3.4.2. Rozšířený gravitační model vnitřní migrace (2)

Ekonomické faktory migrace testujeme na modelu inspirovaném gravitačním modelem mezinárodní migrace vytvořeným Lewerem a Van den Bergem (2008). V rámci úprav spjatých se sledováním vnitřní migrace jsme výchozí Lewerův a Van den Bergův model výrazně modifikovali. Z modelu jsme odstranili proměnné irelevantní pro migraci v rámci jedné země, konkrétně společnou řeč, koloniální vazby, společné hranice a počet příslušníků zdrojového regionu, kteří již v cílovém regionu žijí. Také jsme nahradili Lewerem a Van den Bergem použitý ukazatel HDP na hlavu (další ekvivalent hmotnosti) průměrnou mzdou, neboť se domníváme, že tato je při rozhodování o migraci mezi kraji podstatnějším faktorem než HDP. HDP na hlavu má svůj smysl u mezinárodní migrace, kde jsou údaje o mzdách relativně hůře dostupné a HDP tak může sloužit jako přibližný ukazatel mzdy. Je však třeba dodat, že HDP na hlavu a průměrná mzda v kraji jsou – alespoň v případě ČR – ukazatele výrazně korelované. Do modelu jsme jako vysvětlující proměnné přidali nezaměstnanost a počet volných pracovních míst, které by měly identifikovat pravděpodobnost nalezení práce. Očekáváme, že čím je nezaměstnanost v cílovém kraji nižší, tím je vyšší tok do cílového kraje a naopak: čím vyšší nezaměstnanost ve zdrojovém kraji, tím větší odliv migrantů. U volných pracovních míst očekáváme, že vyšší počet volných pracovních míst v cílovém kraji bude faktorem promigračním, vyšší počet volných pracovních míst ve zdrojovém kraji bude působit proti migraci.

Postupným testováním jednotlivých proměnných se jako nejspolehlivější ukázal následující model využívající pevné efekty za použití 3094 pozorování. Zahrnuto je 196 průřezových jednotek. Délka časové řady je minimálně 15 a maximálně 17.

Rovnice modelu č. 2 má tento tvar:

$$\text{Log}(MF) = \beta_0 + \beta_1 * POP(t) + \beta_2 * POP(s) + \beta_3 * (W(t)/W(s)) + \beta_4 * DIST + \beta_5 * U(s) + \beta_6 * U(t) + \beta_7 * (FWP(t) - FWP(s))$$

kde $\text{Log}(MF)$ je logaritmus migračních toků ze zdrojového do cílového kraje, $POP(t)$ je počet obyvatel cílového kraje, $POP(s)$ je počet obyvatel zdrojového kraje, $W(t)/W(s)$ je podíl mezd mezi cílovým a zdrojovým krajem, $DIST$ je vzdálenost mezi kraji (měřená vzdáleností krajských měst), $U(s)$ je míra nezaměstnanosti zdrojového kraje, $U(t)$ je míra nezaměstnanosti cílového kraje, $FWP(t) - FWP(s)$ je rozdíl mezi počtem volných pracovních míst u cílového a zdrojového kraje a $\beta_0 - \beta_7$ jsou parametry.

Tabulka č. 14: **Odhady parametrů modelu č. 2**

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
β_0	4,13765	0,120526	34,3298	<0,00001
β_1	0,140489	0,00400681	35,0626	<0,00001
β_2	0,153843	0,00380462	40,4358	<0,00001
β_3	0,272689	0,113578	2,4009	0,01642
β_4	-0,00645374	8,95767e-05	-72,0470	<0,00001
β_5	0,0240133	0,00344069	6,9792	<0,00001
β_6	-0,0189239	0,00352364	-5,3706	<0,00001
β_7	0,0133118	0,0031023	4,2909	0,00002

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka č. 15: **Charakteristiky modelu č. 2**

střední hodnota závisle proměnné	5,302995	sm. odchylka závisle proměnné	1,040086
součet čtverců reziduí	748,4802	sm. chyba regrese	0,508822
koeficient determinace	0,776302	adjustovaný koeficient determinace	0,760672
F (202, 2891)	49,66668	P-hodnota (F)	0,000000
logaritmus věrohodnosti	-2194,732	Schwarzovo kritérium	6 021,019
rho (koeficient autokorelace)	-0,049554	Durbin-Watsonova statistika	1,854461

Poznámka: Test pro různé intercepty mezi skupinami – Nulová hypotéza: Skupiny mají společný intercept.

Testovací statistika: $F(195, 2891) = 0,47778$ s p-hodnotou = $P(F(195, 2891) > 0,47778) = 1$.

Zdroj: vlastní výpočty

Výsledky modelu zahrnujícího statisticky významné ekonomické proměnné naše očekávání nenaplnily zcela. Model sice vykazuje určité zpřesnění, ale pouze mírné až nepatrné. Koeficient determinace modelu narostl jen o 3 tisíce. Součet čtverců reziduí poklesl o 18 % na 748,5. Přidáním dodatečných proměnných téměř nedošlo k ovlivnění koeficientů u proměnných populace a vzdálenost. U přidávaných proměnných se potvrdil očekávaný vliv. Nárůst nezaměstnanosti o 1 p. b. ve zdrojovém kraji zvyšuje migrační tok z kraje o 2,4 %, a naopak snížení nezaměstnanosti v cílovém kraji zvyšuje příliv migrantů o 1,9 %. Také u mezd se projevil očekávaný dopad, i když hladina

spolehlivosti je nižší. Dle výsledků modelu zvýšení podílu mezd o 1 p. b. zvyšuje migraci o 27%. Pro úplnost je třeba dodat, že ukazatel podílu mezd v ČR v rámci dostupných dat nabývá hodnot 0,647729–1,5438. Schwarzovo kritérium pokleslo z 6835,975 na 6021,019. Model zahrnující ekonomické faktory lze tedy považovat za přesnější a lepší než „čistě gravitační“ model, na druhou stranu role ekonomických faktorů se v modelu projevila slaběji, než jsme očekávali.

1.3.4.3. Modifikovaný gravitační model vnitřní migrace v ČR (bez migračního toku Praha – Středočeský kraj) (3)

Vzhledem k nenaplněným očekáváním modelu č. 2 směřovala naše úvaha k určité úpravě modelu. Migrační data ukazují „nestandardní“ toky mezi Prahou a Středočeským krajem., U migrace Praha – Středočeský kraj předpokládáme malou roli ekonomických proměnných, což se mohlo odrazit v modelu č. 2 nižšími než předpokládanými hodnotami odhadnutých parametrů. Za motivy skryté u migračního toku Praha – Středočeský kraj lze považovat suburbanizaci s cílem dosáhnout lepší kvality bydlení a životního prostředí a přitom relativní dostupnosti Prahy. Na základě této úvahy tedy konstruujeme alternativní model, který nezahrnuje tok z Prahy do Středočeského kraje.

Jedná se o model OLS, za použití pozorování 1–3686 ($n = 3060$). Chybějící nebo nekompletní pozorování (626) byla vynechána.

Tvar rovnice tohoto modelu č. 3 je následující:

$$\text{Log}(MF) = \gamma_0 + \gamma_1 * \text{POP}(t) + \gamma_2 * \text{POP}(s) + \gamma_3 * (W(t)/W(s)) + \gamma_4 * \text{DIST} + \gamma_5 * U(s) + \gamma_6 * U(t) + \gamma_7 * (FWP(t) - FWP(s))$$

kde $\text{Log}(MF)$ je logaritmus migračních toků ze zdrojového do cílového kraje, $\text{POP}(t)$ je počet obyvatel cílového kraje, $\text{POP}(s)$ je počet obyvatel zdrojového kraje, $W(t)/W(s)$ je podíl mezd mezi cílovým a zdrojovým krajem, DIST je vzdálenost mezi kraji (měřená vzdáleností krajských měst), $U(s)$ je míra nezaměstnanosti zdrojového kraje, $U(t)$ je míra nezaměstnanosti cílového kraje, $FWP(t) - FWP(s)$ je rozdíl mezi počtem volných pracovních míst u cílového a zdrojového kraje a $\gamma_0 - \gamma_7$ jsou parametry. Výsledky modelu jsou následující.

Tabulka č. 16: Odhady parametrů modelu č. 3

	koeficient	směr. odchylka	t-podíl	p-hodnota
γ_0	4,00942	0,11684	34,3154	<0,00001
γ_1	0,131831	0,00386457	34,1126	<0,00001
γ_2	0,149202	0,00365803	40,7875	<0,00001
γ_3	0,419796	0,110262	3,8073	0,00014
γ_4	-0,00621505	8,6432e-05	-71,9069	<0,00001
γ_5	0,0241061	0,00327971	7,3501	<0,00001
γ_6	-0,0166022	0,003356	-4,9470	<0,00001
γ_7	0,0122957	0,00293265	4,1927	0,00003

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka č. 17: Charakteristiky modelu č. 3

střední hodnota závisle proměnné	5,264309	sm. odchylka závisle proměnné	0,977222
součet čtverců reziduí	724,2449	sm. chyba regrese	0,487136
koeficient determinace	0,752075	adjustovaný koeficient determinace	0,751507
F (7, 3052)	1 322,599	P-hodnota (F)	0,000000
logaritmus věrohodnosti	-2 137,160	Schwarzovo kritérium	4 338,529

Zdroj: vlastní výpočty

Jak je vidět ze srovnání modelů s celým datovým vzorkem omezeným o toky Praha – Středočeský kraj, došlo k mírnému poklesu součtu čtverců reziduí, snížila se hodnota Schwarzova kritéria, a lze jej tedy považovat za lepší. Na druhou stranu se mírně snížil koeficient determinace modelu, a tak celkové hodnocení vyznívá nejednoznačně. Kromě těchto nevýrazných změn lze pozorovat jednu změnu podstatnou, a tou je výrazný nárůst parametru u proměnné podílu mezd. Hodnota parametru u modelu nezahrnujícího toky z Prahy do Středočeského kraje se zvýšila z 0,27 na 0,42 a současně se zvýšila statistická významnost parametru, kdy došlo k poklesu p-hodnoty z 0,016 na 0,00014. Tento vývoj je v souladu s naší domněnkou, že toky Praha – Středočeský kraj jsou motivovány neekonomickými faktory. Zahnutím neomezených dat do modelu č. 2 tak došlo k oslabení vlivu ekonomických proměnných. Použitím celého datového souboru tak mohou výsledky modelu vykazovat globálně nižší hodnoty, než by tomu mohlo být při analýze některých bilaterálních toků.

1.3.5. Závěr

K testování vlivu ekonomických proměnných na vnitřní migraci v ČR jsme použili gravitační model v několika variacích. Prvním byl model založený čistě na „gravitačních“ proměnných, tj. na populaci a vzdálenosti krajů. Cílem konstrukce tohoto modelu bylo jednak určit výchozí bod pro komparaci s rozšířeným modelem a pak také identifikovat vliv zahrnutých „gravitačních“ proměnných. Výsledky modelu byly do značné míry překvapující. Ukázalo se, že jen s těmito proměnnými je koeficient determinace modelu vyšší než 0,7 a všechny zahrnuté proměnné se ukázaly jako statisticky významné.

Za účelem odhalení vlivu ekonomických proměnných jsme původní model rozšířili a jako vysvětlující proměnné do něj zahrnuli míry nezaměstnanosti v cílovém a zdrojovém kraji, podíl mezd cílového a zdrojového kraje a rozdíl v počtu volných pracovních míst. Výsledkem bylo mírné zpřesnění modelu. Ačkoliv koeficient determinace zůstal téměř nezměněný, zakomponované ekonomické proměnné se ukázaly jako statisticky významné na hladině 1 % s výjimkou mezd, kde byla hladina spolehlivosti nižší. Došlo také k poklesu součtu čtverců reziduí a k poklesu hodnoty Schwarzova kritéria. Model zahrnující ekonomické proměnné lze považovat za přesnější a spolehlivější než model „čistě gravitační“. Přesto jsme vliv ekonomických proměnných očekávali na vyšší úrovni. I tak lze na základě výsledku modelu č. 2 konstatovat, že ekonomické faktory hrají ve vnitřní migraci v ČR svou roli.

V souvislosti s nenaplněním našich očekávání a vzhledem k faktu, že samotná migrační data ukazovala na „nestandardní“ toky mezi Prahou a Středočeským krajem, sestrojili jsme třetí model, který tyto „nestandardní“ toky nezahrnuje. Toto omezení jsme zvolili s cílem vyřadit toky, které

na první pohled nejsou motivovány ekonomicky a otestovat dopad tohoto vyřazení na jednotlivé parametry. Výsledky tohoto modelu byly v souladu s našimi očekáváními, kdy se výrazně zvýšil parametr u mezd, přičemž ostatní parametry zůstaly víceméně stejné.

Na základě provedené analýzy lze konstatovat, že ekonomické faktory mají vliv na vnitřní migraci v ČR. Míra vlivu ekonomických faktorů na vnitřní migraci v ČR je však mezi různými kraji odlišná a mohou převažovat vlivy jiné. Zahrnutí dalších neekonomických proměnných by mohlo vést k dalšímu zpřesnění modelu; k dalšímu výzkumu se nabízí například některý z ukazatelů kvality životního prostředí, počet univerzit, dostupnost bydlení a jiné charakteristiky týkající se bydlení a podobně.



1.4. Vnější migrace

Součástí probíhajících procesů globalizace ve světové ekonomice je i rostoucí intenzita migračních toků. Ta se ve vyspělých tržních ekonomikách projevovala silným přílivem cizinců na tamní trhy práce, což posílilo snahy výzkumníků o vyhodnocení ekonomických dopadů pracovní imigrace. Frekventovaná (a zároveň politicky citlivá) je otázka, jak imigrace ovlivňuje trh práce z hlediska domácích pracovníků. Tomuto problému se budeme věnovat v této kapitole, kde se pokusíme prozkoumat dopady přílivu cizích pracovníků na český trh práce. Zajímat nás bude především vliv na nezaměstnanost a mzdy v období 1996–2010.²⁵ Použijeme přitom ekonometrickou techniku, která se v literatuře při analýze tohoto dopadu používá.

V první kapitole stručně shrneme vývoj v pracovních migracích v České republice. Nebudeme se podrobněji zabývat popisnými charakteristikami pracovní imigrace – tomu byly věnovány minulé práce v rámci CVKS, jsou obsahem řady publikovaných studií²⁶ a podrobněji se jimi zabývají publikace a bulletiny z dílny Výzkumného ústavu práce a sociálních věcí. V druhé části popíšeme metodu prostorových korelací, pomocí které budeme zkoumat vliv imigrace na sledované proměnné. Zmíníme problémy této metody a možnosti, jak se s nimi vypořádat. Z hlediska cíle tohoto příspěvku je klíčová třetí část, kde tuto metodu aplikujeme a shrneme její výsledky.

1.4.1. Cizinci na českém trhu práce

Od počátku 90. let se Česká republika stala migračně atraktivní zemí. Z hlediska vývoje intenzity pracovních migračních toků můžeme rozlišit následující období:

- 1993–1997, kdy sílil příliv cizích pracovníků na český trh práce. Ekonomická konjunktura a liberální migrační politika byly doprovázeny zvýšenou dynamikou pracovní imigrace;
- 1997–2004; ekonomická recese v letech 1997–1998 a následné zhoršení situace na trhu práce (zvyšující se nezaměstnanost, pokles volného počtu pracovních míst) byly spojeny s poklesem přílivu pracovních imigrantů. K tomuto poklesu přispěla také restriktivní migrační politika (např. zpřísnění vydávání pracovních povolení cizincům). V roce 2000 se podíl cizích zaměstnanců na pracovní síle stabilizoval a pohyboval se kolem 2%. Totéž platí o podílu celkové zaměstnanosti cizinců,²⁷ která se pohybovala kolem 3%;

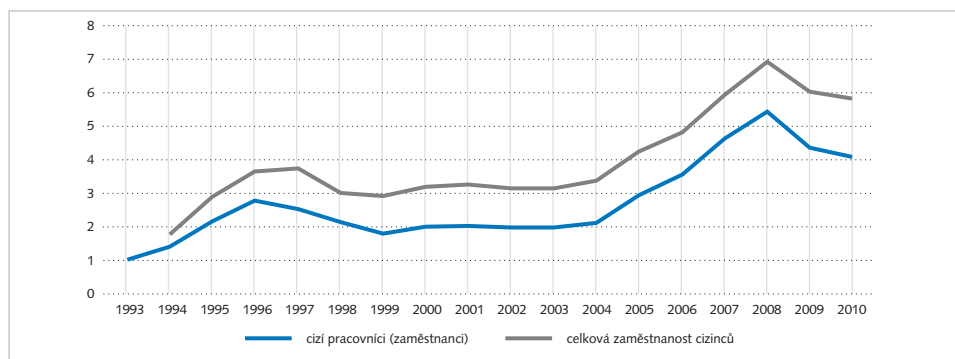
²⁵ Toto období je vymezeno dostupností statistických dat.

²⁶ Viz např. Pavel a Turková (2007) nebo Popová (2009).

²⁷ Celková zaměstnanost cizinců je tvořena cizinci v postavení zaměstnanců a cizinců podnikatelů.

- 2004–2008; od roku 2004 začíná intenzita pracovní imigrace silně narůstat. Český trh práce se v té době vyznačoval snižující se nezaměstnaností a nárůstem počtu volných pracovních míst. Ke zvýšené dynamice pracovní imigrace přispělo též zjednodušení přístupu občanů EU/EHP na český trh práce po vstupu do EU. Koncem roku 2008 počet cizinců na českém trhu práce kulminoval, podíl cizinců v postavení zaměstnanců dosahoval 5,4% pracovní síly a celková zaměstnanost cizinců dosahovala téměř 7%;
- od roku 2009 podíl cizinců na pracovní síle klesá. Ekonomická krize se projevila na domácím trhu práce a krátkodobě zaměstnaní cizinci se vrací domů (Horáková, 2010). Hospodářská krize postihla především pracovníky ze třetích zemí, kteří k výkonu zaměstnání potřebují pracovní povolení, které jim však vzhledem k nárůstu nezaměstnanosti nebylo prodlžováno.

Graf č. 23: Podíl cizinců v postavení zaměstnanců a celkové zaměstnanosti cizinců na pracovní síle v ČR (v %)



Zdroj: Horáková (2000), statistiky MPSV

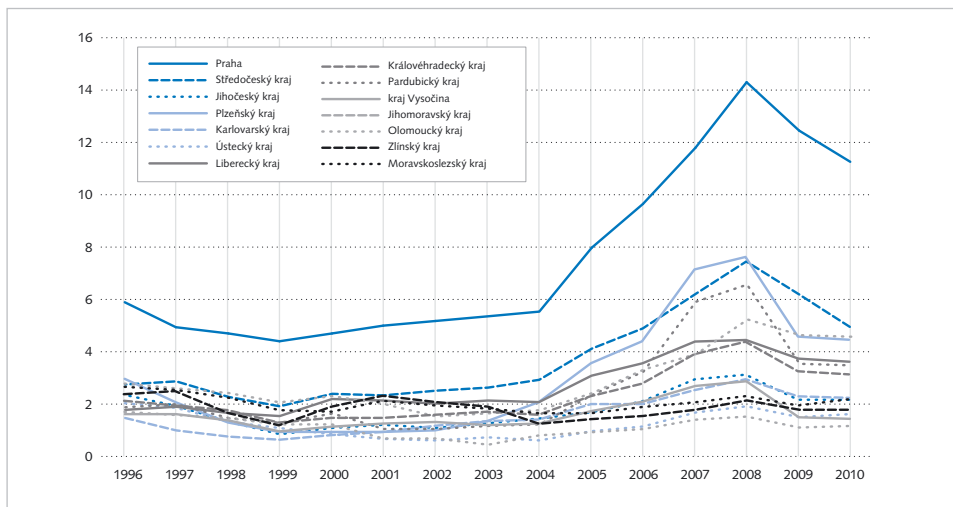
Nejvýznamnějšími zdrojovými zeměmi pracovních migrací jsou dlouhodobě Slovensko, Ukrajina, Vietnam a Polsko.²⁸ Z dostupných dat vyplývá, že kvalifikační struktura cizinců je horší než kvalifikační struktura domácích pracovníků.²⁹ Téměř tři čtvrtiny vysoce kvalifikovaných pracovníků pochází ze zemí EU-25. Tito pracovníci se zároveň častěji uplatňují ve vědeckých a technických činnostech.

Pracovní migrace mají v různých krajích různou intenzitu. Jak ukazuje následující obrázek, cizinci se dlouhodobě uplatňují především v Praze, kde je největší počet pracovních příležitostí a míra nezaměstnanosti trvale nízká. Cizinci dále přicházejí do Středočeského a Plzeňského kraje, nejméně přitažlivé jsou pro ně všechny moravské kraje kromě Jihomoravského a Ústecký kraj.

28 V posledních několika letech narůstal příliv pracovníků z Mongolska. Pro bližší informace o imigrantech z hlavních zdrojových zemí odkazujeme na předchozí práce (např. Franc, 2009).

29 V případě pracovníků ze zemí mimo EU/EHP existuje zároveň výrazný rozdíl mezi požadavky na kvalifikaci ze strany zaměstnavatele a skutečně dosaženým vzděláním.

Graf č. 24: Podíl cizinců na pracovní síle v jednotlivých krajích ČR (v %)



Zdroj: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, vlastní výpočty

Pracovní aktivity cizinců jsou dlouhodobě koncentrovány do čtyř odvětví: zpracovatelského průmyslu, stavebnictví, nemovitostí a pronájmu a obchodu. Jak je vidět z tabulky č. 18, zatímco většina cizinců (dlouhodobě cca 70 %) pracuje v třídách KZAM-7, KZAM-8 a KZAM-9, čeští pracovníci se v nich uplatňují méně (pracuje v nich zhruba 40 % českých zaměstnanců). Jedná se zároveň o profesní třídy, které se dlouhodobě vyznačují největší mírou volných pracovních míst.

Tabulka č. 18: Struktura zaměstnání cizinců a domácích zaměstnanců podle KZAM (v %)

	1999		2009	
	cizinci	domácí pracovníci	cizinci	domácí pracovníci
tř. 1 zákonodárci, vedoucí a řídicí pracovníci	3,3	6,6	3,3	5,9
tř. 2 vědeckí a odborní duševní pracovníci	6,7	10,0	9,1	11,8
tř. 3 techničtí, zdravotní a pedagog. pracovníci	5,6	18,4	8,6	23,8
tř. 4 nižší administrativní pracovníci	0,3	7,7	3,8	7,3
tř. 5 provozní pracovníci ve službách a obchodě	1,1	12,1	6,3	11,9
tř. 6 kvalifikovaní dělníci v zemědělství	5,9	2,1	1,1	1,3
tř. 7 řemeslníci a kvalifikovaní výrobci	52,4	20,9	21,1	17,6
tř. 8 obsluha strojů a zařízení	12,1	12,8	15,1	13,3
tř. 9 pomocníci a nekvalifikovaní pracovníci	12,6	8,2	31,6	6,6
tř. 0 příslušníci armády	0,0	1,2	0,6	0,3

Zdroj: Horáková (2000), Horáková (2010), ČSÚ

1.4.2. Odhad dopadu přílivu cizích pracovníků na domácí trh práce: metoda prostorových korelací

Metoda prostorových korelací je nejčastěji používanou metodou k odhadu dopadů imigrace na výsledky trhu práce (zejména mezd a zaměstnanosti domácích pracovníků). Koncentrace migrantů v různých regionech je různá a předmětem zkoumání je, zda jsou domácí pracovníci v regionech s vyšším zastoupením imigrantů poškozeni v podobě nižších mezd a/nebo vyšší nezaměstnanosti. Při použití agregátních průřezových dat se ve výzkumných pracích odhaduje regresní model ve formě:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 M_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it},$$

kde Y_{it} je určitý výsledek trhu práce (např. nezaměstnanost, mzdy, míra participace) z hlediska domácích pracovníků v regionu i během období t , M_{it} je klíčová vysvětlující proměnná – podíl imigrantů na pracovní síle v regionu i a X_{it} je vektor regionálních vysvětlujících proměnných (hustota populace, průměrné vzdělání, věk, podíl žen na pracovní síle atd.).

Pokud jsou průřezová data dostupná za dvě a více období, je vhodné provést odhad pomocí diferencí. To znamená, že změna ve výsledku trhu práce mezi dvěma obdobími je poměřována se změnou podílu imigrantů v těchto regionech. Jak uvádí Okkerse (2008), tato technika eliminuje možná zkreslení, která vyplývají z toho, že existují regionálně specifické fixní efekty, které korelují s podílem imigrantů nebo výsledkem fungování trhu práce. Tak například výše mezd v daném regionu je určena řadou faktorů, z nichž některé mohou korelovat s imigrací.

Dalším problémem této metody je možná endogenita, kdy migranti mohou směřovat do regionů s příznivou situací na trhu práce. Kauzalita mezi přílivem imigrantů a výsledkem trhu práce pak nemusí být jednosměrná; příliv imigrantů může vyvolat změnu ve výsledcích trhu práce, ale výsledky trhu práce mohou také naopak vyvolávat příliv imigrantů. Odhady pomocí OLS vyžadují, aby všechny vysvětlující proměnné byly exogenní. Jinými slovy se tak dá říci, že koncentrace imigrantů v daném regionu nesmí záviset na mzdové úrovni nebo výši nezaměstnanosti v tomto regionu, jinak mohou být odhady dopadů pracovní imigrace zkreslené. Negativní dopad imigrace na nezaměstnanost nebo mzdy může být v oblastech se silným přílivem imigrantů zastřen tím, že zde převládá síla protichůdného vlivu v důsledku pozitivních ekonomických šoků. Tento problém je možné vyřešit pomocí techniky v podobě odhadu s instrumentální proměnnou. Instrumentální proměnnou je proměnná, která není ovlivněna aktuálními ekonomickými šoky v daném regionu, ale zároveň souvisí s přílivem imigrantů. Touto proměnnou často bývá výchozí koncentrace imigrantů v daném regionu.

Dalším nedostatkem této metody je, že příslušné regresní modely nezohledňují migraci domácích pracovníků jako důsledek příchodu imigrantů do určitého regionu. Výsledkem jsou opět zkreslené odhady dopadů imigrace na mzdy a nezaměstnanost. Tímto nedostatkem se nevyznačuje metoda kvalifikačních skupin.³⁰ Podstata této metody spočívá v tom, že je uvažován národní trh práce, který je rozdělen na soubor kvalifikačních skupin, kde jednotlivé kvalifikační skupiny jsou definovány pomocí délky pracovní zkušenosti a vzdělání. Tato metoda je však při zkoumání dopadů pracovní imigrace v ČR nerealizovatelná, protože s pomocí veřejných statistických dat není možné sestavit jednotlivé kvalifikační skupiny.

³⁰ Za průkopnicou v rámci tohoto přístupu můžeme považovat práci Borjase (Borjas, 2003).

1.4.3. Empirická analýza

Při analýze dopadů imigrace použijeme metodu prostorových korelací, kde prostorovými jednotkami budou kraje ČR. Jako klíčovou vysvětlující proměnnou uvažujeme podíl pracovních imigrantů³¹ na pracovní síle v daném regionu.³² Nejdříve použijeme jednoduchý regresní model, kde vysvětlující proměnnou je míra imigrace a vysvětlovanou proměnnou míra nezaměstnanosti a výše mzdy.³³ Problém v podobě fixních vlivů zmiňovaný v předchozí části se pokusíme eliminovat odhadem vztahu pomocí diferencí. Dustmann et al. (2003) uvádí, že tento problém lze eliminovat také pomocí odhadu mezi skupinami, který poměruje odchylky od průměrné koncentrace imigrantů v daném kraji a odchylky od průměrného výsledku trhu práce. Problém endogenity se pokusíme vyřešit pomocí modelu s instrumentální proměnnou.

Z provedených odhadů vyplývá mírný negativní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou pracovní migrace. Protože se jedná o jednoduché dvojdimenzionální korelace, můžeme vztah mezi proměnnými prezentovat graficky – viz graf č. 25. Jak jsme uvedli výše, jednoduchá korelace může být zatížena zkreslením v podobě různých ekonomických podmínek jednotlivých regionů, které pak mohou zpětně ovlivňovat příliv imigrantů. V případě České republiky se to týká zejména hlavního města Prahy, která se dlouhodobě vyznačuje nízkou mírou nezaměstnanosti, vysokým počtem volných pracovních míst a vysokými mzdami, což může stimulovat příchod cizinců. Další tři sloupce v tabulce č. 19 proto uvádějí výsledky odhadu mezi skupinami, OLS v diferencích a odhad pomocí instrumentální proměnné (v tabulkách ji označujeme zkratkou IV). Instrumentální proměnnou byla hodnota míry imigrace zpožděná o dvě období. Odhady poukazují na negativní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou imigrace, odhad pomocí OLS v diferencích se neukázal jako statisticky významný. Protože je Praha specifickým regionem (ve smyslu ekonomických podmínek a přílivu imigrantů), tabulka č. 20 přináší výsledky odhadu pomocí OLS a OLS v diferencích bez Prahy. Z tabulky je vidět, že se výsledky výrazně neliší.

Tabulka č. 19: **Dopad pracovní imigrace na míru nezaměstnanosti**

	OLS	mezi skupinami	OLS v diferencích	IV
koeficient	-0,664***	-0,913**	-0,719	-0,548***
t-podíl	-7,44	-2,51	-0,88	-6,90

Poznámka: *** znamená, že odhad parametru je statisticky významný na hladině významnosti 1 %, ** značí významnost na hladině významnosti 5 %.

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka č. 20: **Dopad pracovní imigrace na míru nezaměstnanosti (bez Prahy)**

	OLS	OLS v diferencích
koeficient	-0,882***	0,838
t-podíl	-5,96	-0,85

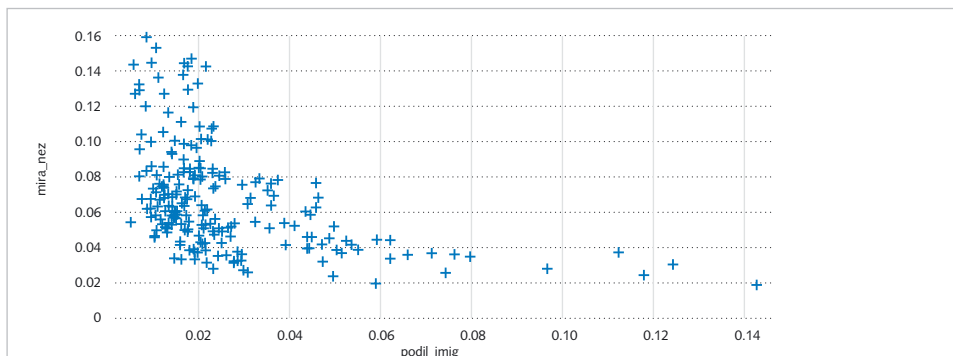
Zdroj: vlastní výpočty

31 Za pracovního imigranta považujeme cizince, který pracuje v ČR v zaměstnaneckém poměru. Jde o pracovníky, kteří nepotřebují k výkonu zaměstnání pracovní povolení a jejich počet je evidován na základě registrací na úřadech práce a zaměstnanec pracujícího v ČR na základě platného pracovního povolení.

32 Tento ukazatel budeme v dalším textu označovat také pojmem míra imigrace.

33 Při zpracování byl použit statistický SW Gretl. Data o pracovních migrantech byla čerpána ze statistik MPSV a bulletinů VÚPSV, ostatní data z ČSÚ.

Graf č. 25: Míra nezaměstnanosti a pracovní imigrace



Zdroj: vlastní konstrukce

Pomocí stejných metod se pokusíme vyhodnotit dopad přílivu cizích pracovníků na průměrné mzdy. Tabulka č. 21 prezentuje výsledky odhadů pro všechny regiony, tabulka č. 22 pak výsledky pro všechny regiony bez Prahy. Výsledky odhadu poukazují na existenci mírného pozitivního vztahu mezi mírou imigrace a průměrnou mzdou, což je vidět i z grafu č. 26. Příliv cizinců ve výši jednoho procenta pracovní síly je spojen s nárůstem mzdy o 6,2–7,6%, pouze odhad pomocí diferencí vykazuje nárůst o necelé procento.

Tabulka č. 21: Dopad pracovní imigrace na průměrné mzdy

	OLS	mezi skupinami	OLS v diferencích	IV
koeficient	7,635***	6,221***	0,839***	7,600***
t-podíl	10,19	9,16	3,28	11,80

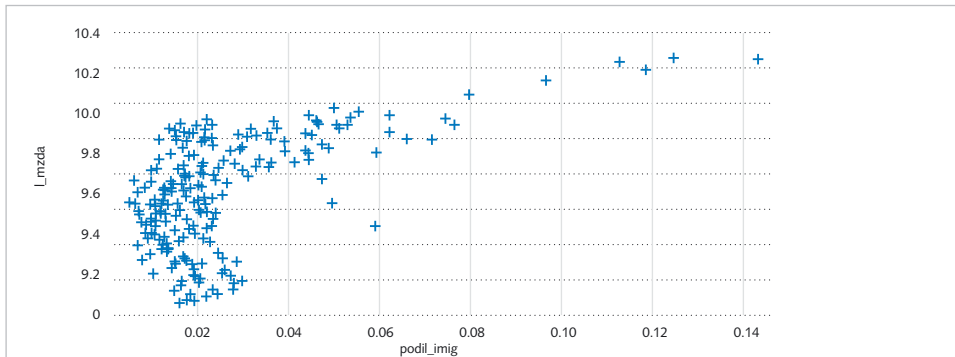
Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka č. 22: Dopad pracovní imigrace na průměrné mzdy (bez Prahy)

	OLS	OLS v diferencích
koeficient	9,033***	0,896***
t-podíl	7,26	3,27

Zdroj: vlastní výpočty

Graf č. 26: Mzdy a míra pracovní imigrace



Zdroj: vlastní konstrukce

Protože jsme dosud používali jednoduché regrese, můžeme se domnívat, že prezentované výsledky jsou z pohledu domácích pracovníků přehnaně optimistické. Proto nyní do regresního vztahu zahrneme další kontrolní proměnné, které ovlivňují výsledek trhu práce, vzdělání a věkovou strukturu obyvatel v daném regionu.³⁴

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 m_{it} + \beta_2 \ln e_{it} + \beta_3 a_{it} + \varepsilon_{it}$$

kde Y_{it} značí změnu výsledku trhu práce (míry nezaměstnanosti, míry participace a průměrné mzdy), m_{it} označuje podíl pracovních imigrantů na pracovní síle, e_{it} označuje vektor kvalifikačních skupin³⁵ a a_{it} je vektor průměrných věků domácích obyvatel.

Následující tabulka představuje výsledky odhadů pomocí OLS regrese. Výsledky OLS regrese poukazují na existenci mírného negativního vztahu mezi mírou nezaměstnanosti a podílem pracovních migrantů na pracovní síle. Směr vztahu je v souladu se závěry některých britských prací (např. Dustmann et al. (2003), Dustmann et al. (2005)), ale v případě ČR je snížení míry nezaměstnanosti výraznější.

Tabulka č. 23: Vliv pracovní imigrace na míru nezaměstnanosti

	koeficient	t-podíl	směrodatná chyba
β_0	-0,504***	-3,90	0,129
β_1	-0,577***	-4,56	0,126
β_2	-0,017***	-3,15	0,005
β_3	1,474***	4,52	0,325
$R^2 = 0,28$			

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka č. 24 uvádí odhad vztahu v diferencích, což odstraňuje vliv fixních vlivů. Problém s endogenitou se znovu pokusíme eliminovat pomocí instrumentálních proměnných. Jako instrument jsme opět zvolili o dvě období zpožděný regresor m_{it} .³⁶ Odstranění fixních vlivů pomocí diferencí

34 Vycházíme zde částečně z metodologie Dustmann et al (2005).

35 Jedná o podíl obyvatel s vysokou kvalifikací (vyjádřenou pomocí počtu osob s vysokoškolským vzděláním a obyvatel nekvalifikovaných (zde vyjádřeno pomocí počtu lidí se základním vzděláním).

36 Byla použita zobecněná metoda momentů (GMM).

nezměnilo směr vztahu, ale žádná z proměnných nebyla statisticky významná. Z odhadu pomocí instrumentálních proměnných vyplývá, že nárůst pracovních imigrantů o jedno procento domácích pracovní síly vede ke snížení nezaměstnanosti o 0,18 procentního bodu, což je méně než v případě OLS regrese. Žádná z použitých technik tedy nenaznačuje existenci pozitivního vztahu mezi mírou pracovní imigrace a mírou nezaměstnanosti.

Tabulka č. 24: **Vliv pracovní imigrace na míru nezaměstnanosti**

	diference		IV	
	koeficient	směr. chyba	koeficient	směr. chyba
β_0	0,013	0,018	-0,526***	0,117
β_1	-0,769	0,823	-0,184***	0,180
β_2	-0,020	0,065	-0,029***	0,006
β_3	-6,150	10,515	1,480	0,299

Zdroj: vlastní výpočty

Dalším výsledkem trhu práce, na který zaměříme pozornost, je míra ekonomické aktivity. Výsledky OLS regrese poukazují na pozitivní vztah mezi touto proměnnou a přílivem cizích pracovníků. Je zajímavé, že v tomto modelu se vliv vzdělanostní struktury ukázal jako statisticky nevýznamný.

Tabulka č. 25: **Vliv pracovní imigrace na míru ekonomické aktivity**

	koeficient	t-podíl	směr. chyba
β_0	1,110***	14,32	0,077
β_1	0,405***	5,32	0,076
β_2	-0,003	-0,96	0,003
β_3	-1,361***	-6,946	0,195

R² = 0,28

Zdroj: vlastní výpočty

Odhad pomocí diferencí naznačuje velmi malý negativní dopad pracovní imigrace na míru ekonomické aktivity, ale tento model se ukázal jako statisticky nevýznamný. Model s instrumentální proměnnou již vykazuje statisticky významný pozitivní vztah mezi oběma proměnnými.

Tabulka č. 26: **Vliv pracovní imigrace na míru ekonomické aktivity**

	diference		IV	
	koeficient	směr. chyba	koeficient	směr. chyba
β_0	-0,001	0,001	1,104***	0,085
β_1	-0,038	0,070	0,515***	0,094
β_2	0,008	0,005	-0,006	0,004
β_3	-0,817	0,901	-1,359***	0,212

Zdroj: vlastní výpočty

Stejným způsobem vyhodnotíme vliv pracovní imigrace na výši průměrných mezd. Odhad pomocí OLS regrese vykazuje významný pozitivní vztah mezi přílivem cizinců a výší mezd. Z modelu vyplývá, že nárůst pracovních imigrantů ve výši jednoho procenta existující pracovní síly je spojen s nárůstem průměrné mzdy o 1 %, což je výrazně menší nárůst než v případě jednoduché regrese.

Tabulka č. 27: **Vliv pracovní imigrace na výši průměrné mzdy**

	koeficient	t-podíl	směr. chyba
β_0	-2,717***	-8,19	0,331
β_1	1,048***	3,22	0,325
β_2	0,049***	3,38	0,014
β_3	31,92***	38,11	0,837
$R^2 = 0,94$			

Zdroj: vlastní výpočty

Také odhady pomocí diferencí a instrumentální proměnné nemění směr vztahu mezi oběma proměnnými. To odpovídá například britské studii Dustmann et al. (2005) s tím, že zvýšení průměrné mzdy spojené s imigrací je v britské ekonomice o něco nižší.

Tabulka č. 28: **Vliv pracovní imigrace na výši průměrné mzdy**

	diference		IV	
	koeficient	směr. chyba	koeficient	směr. chyba
β_0	0,069***	0,005	-2,757***	0,357
β_1	0,712***	0,250	1,754***	0,636
β_2	-0,071***	0,020	0,029	0,022
β_3	-4,534	3,202	31,933***	0,894

Zdroj: vlastní výpočty

1.4.4. Závěr

Z provedené analýzy vyplývá, že pracovní aktivity cizinců na českém pracovním trhu nemají z hlediska domácích pracovníků negativní dopad. Pomocí metody prostorových korelací jsme po zahrnutí relevantních kontrolních proměnných zjistili, že zvýšení počtu pracovních imigrantů ve výši jednoho procenta stávající pracovní síly je spojeno s poklesem míry nezaměstnanosti o zhruba půl procentního bodu a nárůstem průměrné mzdy o 1,0–1,7 %. Při prezentaci těchto výsledků je třeba vzít úvahu fakt, že jsme pracovali s agregovanými daty a že regiony byly vzhledem k dostupným statistikám vymezeny pomocí krajů. Veřejná statistická data nerozlišují mzdy domácích pracovníků a cizinců. Proto nemůžeme vyloučit potenciálně negativní dopad na specifické skupiny pracovníků (kvalifikační, profesní či věkové). To je zároveň směr, kterým by se mohl ubírat další výzkum v této oblasti.

Použitá literatura k 1. kapitole

- BALÁŽ, P. (1996): *Rast konkurenčnej výkonnosti – cesta rozvoja slovenskej ekonomiky*. Bratislava: Sprint, 1996, pp. 176. ISBN 8088848032.
- BARRETT, A., BERGIN, A., DUFFY, D. (2005): *The Labour Market Characteristics and Labour Market Impacts of Immigrants in Ireland*. IZA Discussion Paper No. 1553. Dostupné na: http://www.esri.ie/pdf/OPEA052_Labour%20Market%20Characteristics.pdf.
- BARRETT, A., BERGIN, A., KELLY, E. (2009): *Estimating the Impact of Immigration on Wages in Ireland*. IZA Discussion Paper No. 4472. Dostupné na: <http://www.tcd.ie/Economics/Seminars/dp4472.pdf>.
- BARRO, R. J., JONG-WHA, L. (2010): *A New Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010*. NBER Working Paper No. 15902. Dostupné na: <http://www.nber.org/papers/w15902>.
- BAUER, T., HAIKSEN-DE NEW, J., SCHMIDT, CH. (2004): *International Labor Migration, Economic Growth and Labor Markets. The Current State of Affairs*. RWI Discussion Paper No. 20. Dostupné na: http://repec.rwi-essen.de/files/DP_04_020.pdf.
- BOCKSTETTE, V., CHANDA, A., PUTTERMAN, L. (2002): *States and Markets: The Advantage of an Early Start*. *Journal of Economic Growth*, Vol. 7, No. 4, pp. 347–369.
- BODVARSSON, O., BERG Van den, H. (2009): *The Economics of Immigration. Theory and Policy*. London: Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2009, pp. 428. e-ISBN 978-3-540-77796-0.
- BORJAS, G. (1995): *The Economic Benefits from Immigration*. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 2, pp. 3–22.
- BORJAS, G. (2003): *The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market*. NBER Working Paper No. 9755. Dostupné na: <http://www.nber.org/papers/w9755>.
- BORJAS, G. (2006): *The Impact of Immigration on the Labor Market*. *Warsaw: The Conference on Labor and Capital Flows in Europe Following Enlargement*, 2006, pp. 26. Dostupné na: http://www.jvi.org/fileadmin/jvi_files/Warsaw_Conference/Papers_and_Presentations/Borjas_paper.pdf.
- BORJAS, G. J. (2010): *Labor Economics*. Boston: McGraw-Hill, 2010. ISBN 0073511366.
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA (2011): *Databáze ARAD*. Praha: Česká národní banka, 2011. Dostupné na: <http://www.cnb.cz/docs/ARADY/HTML/index.htm>.
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD (2007): *Regionální aspekty vnitřní migrace a jejich širší podmíněnost*. Dostupné na: [http://www.hradeckralove.czso.cz/csu/2007_edicniplan.nsf/t/9300294F79/\\$File/137007a2.pdf](http://www.hradeckralove.czso.cz/csu/2007_edicniplan.nsf/t/9300294F79/$File/137007a2.pdf).
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD (2010): *Analyza regionálních rozdílů v ČR*. Dostupné na: [http://www.czso.cz/csu/2009edicniplan.nsf/t/34001A55AC/\\$File/137009.pdf](http://www.czso.cz/csu/2009edicniplan.nsf/t/34001A55AC/$File/137009.pdf).
- DENNETT, A., STILLWELL, J. (2008): *Internal Migration in Great Britain – a District Level Analysis Using 2001 Census Data*. University of Leeds, 2008. Working Paper No. 01/08, pp. 85. Dostupné na: <http://www.geog.leeds.ac.uk/fileadmin/downloads/school/research/wpapers/internal.pdf>.
- DUSTMANN, CH., FABBRI, F., PRESTON, I., WADSWORTH, J. (2003): *The Local Labour Market Effects of Immigration in the UK*. London: Home Office Online Report No. 06/03, 2003, pp. 64. Dostupné na: <http://eprints.ucl.ac.uk/14331/1/14331.pdf>.
- DUSTMANN, CH., FABBRI, F., PRESTON, I. (2005): *The Impact of Immigration on the UK Labour Market*. CREAM Discussion Paper No. 01/05. Dostupné na: http://www.econ.ucl.ac.uk/cream/pages/CDP/CDP_01_05.pdf.
- DUSTMANN, CH., GLITZ, A., FRATTINI, T. (2008): *The Labour Market Impact of Immigration*. CREAM Discussion Paper No. 11/08. Dostupné na: http://www.ucl.ac.uk/~uctpb21/doc/CDP_11_08.pdf.
- EHRENBERG, R. G., SMITH, R. S. (2009): *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. Boston: Pearson, 2009. ISBN 0321533739.
- EICHENGREEN, B. (1992): *Should the Maastricht Treaty Be Saved?* Princeton: Princeton University International Economics, 1992, pp. 74. ISBN 978-0881652468.
- FIDRMUC, J., HUBER, P. (2003): *Where Have All the Migrants Gone? Reconciling Falling Migration Rates with Rising Regional Disparities during Transition*. Dostupné na: <http://www.fidrmuc.net/research/puzzle.pdf>.
- FIDRMUC, J., HUBER, P. (2006): *Who is Willing to Migrate in the CEECs? Evidence from the Czech Republic*. Dostupné na: <http://www.sre.wu-wien.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa06/papers/471.pdf>.
- FIDRMUC, J. (2005): *Labor Mobility during Transition: Evidence from the Czech Republic*. Dostupné na: <http://www.fidrmuc.net/research/iab-cz.pdf>.
- FRANC, A. (2009): *Možnosti výzkumu dopadů imigrace na trh práce v ČR*. Brno: Masarykova univerzita, Centrum pro výzkum konkurenční schopnosti české ekonomiky, Working Paper No. 14/2010, pp. 21.
- FRANC, A. (2009): *Pracovní migrace*. In: *Ekonomické prostředí a konkurenceschopnost*. Brno: Masarykova univerzita, 2009, pp. 61–70. ISBN 978-80-210-5056-3.
- FRANKEL, J., ROSE, A. (1998): *The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria*. *The Economic Journal*, Vol. 108, No. 449, pp. 1009–1025.

- GERTLER, P. (2006): *Kvalita exportnej štruktúry a ekonomický rast*. BIATEC, Vol. 14, No. 10, pp. 13–17. Dostupné na: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR/Biatec/Rok2006/BIATEC_10_2006.pdf.
- GREENWOOD, M. J. (1974): *Research on Internal Migration in the United States: A Survey*. Journal of Economic Literature, Vol. 13, No. 2, pp. 397–433. Dostupné na: <http://www.jstor.org/stable/2722115>.
- HESTON, A., SUMMERS, R., ATEN, B. (2011): *Penn World Table Version 7.0*. Philadelphia: Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, 2011. Dostupné na: http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt_index.php.
- HODRICK, R. J., PRESCOTT, E. C. (1997): *Postwar US Business Cycles: an Empirical Investigation*. Journal of money, credit and banking, Vol. 29, No. 1, pp. 1–16.
- HORÁKOVÁ, M. (2000): *Vývoj pracovních migrací v České republice*. Praha: VÚPSV, 2000, pp. 11. Dostupné na: <http://praha.vupsv.cz/Fulltext/Horak1.pdf>.
- HORÁKOVÁ, M. (2010): *Vývoj pracovních migrací v České republice v období hospodářské recese*. Praha: VÚPSV, 2010, pp. 113. Dostupné na: http://praha.vupsv.cz/Fulltext/vz_320.pdf.
- HUBER, P. (2004): *Inter-regional Mobility in the Accession Countries: A Comparison with EU15 Member States*. WIFO Working Paper Series, No. 249. Dostupné na: [http://www.wifo.ac.at/www/downloadController/displayDbDoc.htm?item=WP_2005_249\\$.PDF](http://www.wifo.ac.at/www/downloadController/displayDbDoc.htm?item=WP_2005_249$.PDF).
- INTERNATIONAL ORGANIZATION FOR MIGRATION (2004): *International Migration Law – Glossary on Migration*. Dostupné na: http://www.iom.int/jahia/webdav/site/myjahiasite/shared/shared/mainsite/published_docs/serial_publications/Glossary_eng.pdf.
- JANIČKO, M. (2010): *Mobilita pracovní síly: mýtus a skutečnost*. Dostupné na: <http://www.blisty.cz/2010/1/6/art50611.html>.
- JIRGES, T., PLCHOVÁ, B. (1996): *Zabrániční obchod a národní ekonomika: teoretické přístupy a implikace pro českou ekonomiku*. Praha: VŠE, 1996, pp. 165. ISBN 80-7079-967-6.
- KENEN, P. (1969): *The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View*. In: *Monetary Problems in the International Economy*. Chicago: University of Chicago Press, 1969, pp. 405. ISBN 0226550656.
- KRUGMAN, P. (1993): *Lessons of Massachusetts for EMU*. In: *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*. Cambridge: Cambridge University Press, 1993, pp. 388. ISBN 0-521-44019-X.
- LEWER, J. J., BERG, H. Van den (2007): *A Gravity Model of Immigration*. Lincoln: University of Nebraska, 2007, pp. 5. Dostupné na: <http://digitalcommons.unl.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1023&context=managementfacpub>.
- LONGI, S., NIJKAMP, P. – POOT, J. (2006): *The Impact of Immigration on the Employment of Natives in Regional Labour Markets: A Meta-Analysis*. IZA Discussion Paper No. 2044. Dostupné na: <http://repec.iza.org/RePEc/ Discussionpaper/dp2044.pdf>.
- LUX, M., VEČERNÍK, J., SUNEGA, P. (2006): *Měření a rozsah vnitřní migrace v České republice a vybraných evropských zemích*. In: *Analýza opatření bytové politiky směřujících k podpoře flexibility práce v ČR: 1. díl – teoretický úvod*. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2006, pp. 34–52. Dostupné na: http://sebs.soc.cas.cz/publikace_download/publikace/flexibilita/flexibilita1_k4.pdf.
- MADDISON, A. (2010): *Statistics on World Population, GDP and Per Capita GDP, 1–2008 AD*. Groningen: University of Groningen, 2010. Dostupné na: http://www.gdcd.net/maddison/Historical_Statistics/horizontal-file_02-2010.xls.
- MANKIW, N. G., ROMER, D., WEIL, D. N. (1992): *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No. 2, pp. 407–437.
- MESÁROŠ, O. (2000): *Vývoj a hlavní strukturální změny v zahraničním obchodě České republiky*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 2000, pp. 60. ISBN 80-245-0120-1.
- MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU ČESKÉ REPUBLIKY (2010): *Ročenka zahraničního obchodu České republiky 2010*. Praha: Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR, 2010. Dostupné na: <http://www.mpo.cz/dokument90059.html>.
- NASAR, A., AAMIR, N. (2004): *Internal migration: The Case of Sindh Province*. Karachi: Social Policy and Development Centre, Conference Paper No. 40, 2001, pp. 15.
- OKKERSE, L. (2008): *How to Measure Labour Market Effects of Immigration: A Review*. Journal of Economic Surveys, Vol. 22, No. 1, pp. 1–30.
- PAVEL, J., TURKOVÁ, V. (2007): *Zaměstnanost cizinců v ČR*. Praha: Ministerstvo financí ČR, Výzkumná studie No. 6/2007, pp. 24. Dostupné na: http://www.mfcr.cz/cps/rde/xbcr/mfcr/Zamestnanost_cizincu_vCR.pdf.pdf.
- PEKER, K. (2004): *The Causes and Results of Internal Migration from Rural Areas: Case of Eastern Anatolia*. Agricultural Economics, Vol. 50, No. 10, pp. 471–476.
- POPOVÁ, M. (2009): *Pracovní migrace v České republice po vstupu do Evropské unie*. Současná Evropa, Vol. 1, No. 2, pp. 3–19. Dostupné na: <http://ces.vse.cz/wp-content/popovova.pdf>.
- PRICE, D. O. (1950): *Some Socio-Economic Factors in Internal Migration*. Social Forces, Vol. 29, No. 4, pp. 409–415. Dostupné na: <http://www.jstor.org/stable/2572719>.

- PRS GROUP (2010): *International Country Risk Guide*. New York: The PRS Group, 2010. Dostupné na: <http://www.prsgroup.com/ICRG.aspx>.
- PTÁČEK, P. – TOUŠEK, V., POLÁŠEK, V. (2007): *Regionální aspekty vnitřní migrace v České republice v období 1991–2004*. Praha: Český statistický úřad, 2007, pp. 207–224. Dostupné na: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/migrace/\\$File/vladimir_polasek1.pdf](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/migrace/$File/vladimir_polasek1.pdf).
- ROJÍČEK, M. (2009): *Statistika upřesňuje představy o otevřenosti české ekonomiky*. Praha: Český statistický úřad, 2009. Dostupné na: http://www.czso.cz/csu/tz.nsf/i/statistika_upresnuje_predstavy_o_otevrenosti_ceske_ekonomiky.
- SHIN, K., Wang, Y. (2003): *Trade Integration and Business Cycle Synchronization in East Asia*. Asian Economic Papers, Vol. 2, No. 3, pp. 1–20.
- SHIN, K. (2008): *Global and Regional Shocks: Challenges to Asian Economies*. ADB Institute Working Paper No. 120. Dostupné na: http://www.adbi.org/working-paper/2008/11/05/2737_global.regional.shocks.asian.economy.challenges/.
- SMITH, S. (2003): *Labour economics*. London: Routledge, 2003, pp. 432. ISBN 0-415-259865-1.
- SUNEGA, P. (2009): *Vliv podmínek bydlení na zamýšlenou migraci české populace za prací*. Czech Sociological Review, Vol. 43, No. 2, pp. 305–332. Dostupné na: http://sreview.soc.cas.cz/uploads/a51a09eb8021894f69d7073d19910c966c3331e6_642_07-2%20LuxSunega.pdf.
- TOUŠEK, V. a kol. (2008): *Ekonomická a sociální geografie*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2002, pp. 416. ISBN 978-80-7380-114-4.
- VAVREJNOVÁ, M. (2004): *Mobilita pracovní síly před a po vstupu ČR do EU*. Praha, Vysoká škola ekonomická, 2004. Dostupné na: www.vse.cz/polek/download.php?jnl=aop&pdf=267.pdf.
- VINTROVÁ, R. (2007): *Redná a nominální konvergence v zemích středoevropské pětky*. Politická ekonomie, Vol. 2007, No. 2, pp. 206–225. Dostupné na: <http://www.vse.cz/polek/abstrakt.php3?IDcl=597>.
- WALKER, J. R. (2006): *Internal Migration*. Madison: University of Wisconsin, Research Paper, 2006, pp. 6. Dostupné na: http://www.ssc.wisc.edu/~walker/research/palgrave_6.pdf.
- WORLD BANK (2007): *Overview of Migration Trends in Europe and Central Asia, 1990–2004*. In: *Migration and Remittances: Eastern Europe and the Former Soviet Union*. Washington: World Bank, 2007, pp. 23–56. ISBN 978-0-8213-6233-4.
- WORLD BANK (2011): *World Databank*. Dostupné na: <http://databank.worldbank.org/ddp/home.do>.

2. RŮSTOVÁ VÝKONNOST A STABILITA

Aktuálním ekonomickým tématem posledních let je bezpochyby problematika globální hospodářské krize, snaha o nalezení příčin této krize a hledání vhodných nástrojů hospodářské politiky pro její překonání. Hospodářský pokles se nevyhnul ani české ekonomice, a tak je tato kapitola věnována problémům růstové výkonnosti a stability ekonomiky České republiky, a to právě zejména s ohledem na analýzu dopadů hospodářské krize z konce roku 2008.

Analýzu růstové výkonnosti a stability české ekonomiky je možno provádět z různých pohledů. V této kapitole nabídneme podrobnější rozbor čtyř oblastí, které mají přímou souvislost s příčinami a dopady hospodářské krize. První oblastí jsou finanční frikce a jejich význam pro vývoj české ekonomiky. Druhou oblast představuje analýza asymetrických šoků mezi českou ekonomikou a ekonomikou Eurozóny a vzájemné vazby monetárních politik těchto ekonomik. Třetí oblast je reprezentována zkoumáním strukturálních charakteristik trhu práce a dynamice vývoje zaměstnanosti a nezaměstnanosti v posledních patnácti letech. Poslední oblastí je pak analýza strukturálních změn v rovině homogenity pozorovaných dat.

Než se dostaneme k podrobnějšímu uvedení jednotlivých částí této kapitoly, je třeba na prvním místě alespoň ve stručnosti představit dva významné příspěvky zpracované v rámci aktuálního vědeckého zaměření této komponenty, které přinášejí nové podnětné výsledky ve výzkumu růstové stability a konkurenceschopnosti české ekonomiky, a to zejména v období dramatických změn jejího vývoje.

Prvním z těchto příspěvků je práce Motla a Vašíčka (2011), která se s využitím jednoduchého nekeynesiánského dynamického stochastického model všeobecné rovnováhy (DSGE modelu) snaží určit příčiny českého hospodářského cyklu mezi lety 1996 a 2010, se zaměřením na mezeru výstupu. DSGE model je v této práci odhadnut pro získání trajektorií exogenních šoků. Na základě modelu jsou poté dekomponovány odchylky české mezery výstupu mezi příspěvky exogenních šoků. Analýza ukazuje, že od roku 2000 mají zahraniční šoky a šok ve směnném kurzu rostoucí význam pro český hospodářský cyklus. Domácí šoky vysvětlují více než polovinu variability české mezery výstupu. Zatímco recese z let 1997–1998 a následné oživení lze přičíst zejména domácím šokům, recese roku 2009 byla téměř zcela způsobena propadem zahraniční poptávky. Dále je zde také ukázáno, že česká ekonomika je citlivá na pohyby směnného kurzu, jak dokumentuje rok 2002.

Druhý příspěvek představuje práce Tonnera a Vašíčka (2011). Tento příspěvek se zaměřuje na výzkum v oblasti odhadů parametrů DSGE modelů s racionálním očekáváním, které jsou jádrem současné makroekonomie. Dynamické systémy jsou totiž chápány jako jakási laboratoř, ve které lze konfrontovat ekonomické teorie s reálnými daty a které pak umožňují nalézat doporučení pro tvůrce hospodářské politiky (viz Fernández-Villaverde a Rubio-Ramírez (2007)). Instituce, které využívají a rozvíjejí DSGE modely pro účely monetární politiky, lze nalézt po celém světě: Federal Reserve System ve Spojených státech, Evropská centrální banka, centrální banky Kanady, Švédska, Nového Zélandu, Španělska a samozřejmě i Česká národní banka. Výzkumná oddělení v této oblasti lze nalézt rovněž v celé řadě prestižních evropských a amerických univerzit a výzkumných institucí. Příspěvek Tonnera a Vašíčka (2011) analyzuje problematiku DSGE modelů z pohledu možných pohybů strukturálních parametrů. K tomu využívají komplexní DSGE model odhadovaný na českých datech. K odhadu vývoje parametrů byl aplikován particle filtr a DSGE model v aproximaci druhého řádu. Použitá nelineární filtrace a aproximace vyššího řádu je nezbytná pro zachycení netriviálního vlivu strukturálních změn na chování agentů v modelu. Současné modely jsou často doplněny zařazením dalších stochastických exogenních procesů (tzv. technologiemi), aby byly schopny lépe replikovat pozorovaná data. Tyto technologie lze chápat jako časově proměnné parametry, které umožňují zachytit některá specifika (sektorová a často v čase se měnící) v chování ekonomiky. Byla testována hypotéza, že zavedené technologie jsou odrazem časově proměnlivosti strukturálních parametrů, tedy např. že technologie zachycující Ballasha-Samuelsonův

efekt je, minimálně ve své cyklické složce, odrazem pohybu dovozní náročnosti. Závěrem je empiricky doložené tvrzení, že zavedení technologických procesů umožňuje lépe zachytit časovou proměnlivost parametrů a přiblížit tak modely více k datům i bez nutnosti explicitní práce s časově proměnnými parametry a nelineárními filtracemi. V práci je rovněž prováděna analýza zdrojů pohybu časově proměnných parametrů prostřednictvím dekompozice endogenních proměnných do pozorovaných časových řad. Klíčovým zjištěním z tohoto pohledu je to, že pohyb parametrů je nejvíce určen vývojem cen vývozu a dovozů a vývojem směnného kurzu.

Nyní si tedy v krátkosti představme strukturu následujících podkapitol. V podkapitole 2.1 se zabýváme finančními fricemi a jejich významem pro českou ekonomiku. Zvolili jsme modelový přístup – konkrétně novokeynesiánský DSGE model uzavřené ekonomiky s finančním akcelerátorem, který jsme na datech odhadli pomocí bayesovských metod. Výsledky odhadu jsme zhodnotili pomocí impulsních odezev, varianční dekompozice a porovnáním statistických momentů z modelu, a také z dat. Rovněž jsme porovnávali modely s finančním akcelerátorem a bez něj, jak vysvětlují data – jednak pomocí statistických momentů a pak také pomocí Bayesova faktoru. Výsledkem bylo překvapivé zjištění, že model bez finančního akcelerátoru vysvětluje data lépe než model, který ho obsahuje. Finanční frikce tak mají pro vysvětlení hospodářských fluktuací v české ekonomice omezený význam.

Cílem podkapitoly 2.2 je posoudit, jestli existuje asymetrie šoků a strukturální rozdíly mezi českou ekonomikou a ekonomikou Eurozóny 12. K tomuto účelu je použit novokeynesiánský DSGE malé otevřené ekonomiky. Asymetrie šoků a strukturální rozdíly jsou zkoumány dvěma způsoby. Nejdříve zkoumáme asymetrii šoků a strukturální rozdíly metodou založenou na porovnání modelů pomocí Bayesova faktoru. Významný důkaz ve prospěch heterogenity v preferencích domácností jsme našli. Našli jsme ovšem mírné rozdíly v cenové a mzdové tvorbě a podstatný rozdíl v tom, jak ČNB a ECB vyhlazují úrokovou sazbu. Nicméně hlavní rozdíly mezi oběma zeměmi jsou v načasování, persistenci a volatilitě strukturálních šoků. Následně jsme pomocí analýzy impulzních odezev zkoumali vliv strukturálních rozdílů a rozdílů v persistenci a volatilitě strukturálních šoků na chování obou ekonomik. V reakcích hlavních makroekonomických veličin na preferenční šoky jsme našli žádné podstatné rozdíly. Na druhé straně jsme našli větší volatilitu a persistenci domácích technologických šoků. To přispívá k tomu, že odezvy domácích proměnných na technologické šoky jsou větší a vykazují více pozvolný a více “hump-shaped” vývoj než odezvy zahraničních proměnných. Také jsme zjistili, že odezvy zahraničních proměnných na šoky v nabídce práce jsou pozvolnější než odezvy domácích proměnných. Co se týče monetárních šoků, reakce zahraniční inflace na zahraniční monetární šok je téměř nulová, zatímco reakce domácí inflace na domácí monetární šok vykazuje významný pokles, následovaný postupným návratem k ustálenému stavu. Odezvy zahraničních proměnných na cost-push šoky jsou větší a volatilnější než odezvy domácích proměnných.

V podkapitole 2.3 prezentujeme nový přístup k analýze asymetrických šoků a strukturálních rozdílů mezi dvěma ekonomikami, založený na šokové dekompozici. Výhodou této metody je, že dohromady zkoumá dopad asymetrie šoků a strukturálních rozdílů na odlišné chování obou ekonomik. Tato metoda postihuje jak přízpusobovací procesy na asymetrické šoky, tak i četnost, s jakou tyto šoky nastávají. Tuto metodu demonstrujeme na novokeynesiánském DSGE modelu dvou ekonomik, prezentovaném v Kolasa (2009), který jsme odhadli na datech české ekonomiky a ekonomiky Eurozóny 12. Model je odhadnut za pomoci bayesiánských technik s využitím časových řad sedmi klíčových makroekonomických proměnných v obou ekonomikách: HDP, spotřeba, investice, ceny, mzdy, úrokové sazby a vnitřní směnné relace definované jako ceny neobchodovatelného zboží relativně k cenám obchodovatelného zboží. Chování modelu je poháněno sedmi strukturálními šoky v obou ekonomikách: šoky v produktivitě v obchodovatelném a neobchodovatelném sektoru, šoky v nabídce práce, šoky v investiční efektivitě, preferenčními šoky,

šoky ve vládních výdajích a monetárními šoky. Model dovoluje, aby se hodnoty strukturálních parametrů mezi zeměmi lišily a aby existovala korelace mezi vzájemně odpovídajícími šoky v obou ekonomikách. Výsledky naznačují, že vliv strukturálních šoků na hlavní makroekonomické proměnné je více korelovaný, než se zdá z odhadnutých korelací mezi šoky samotnými. Největší korelace je mezi vlivem šoků na inflaci a úrokové sazby. Také jsme zjistili, že vývoj hlavních makroekonomických veličin v české ekonomice je relativně více ovlivněn šoky v produktivitě, zatímco vývoj těchto veličin v Eurozóně 12 je relativně více ovlivněn šoky v investiční efektivitě. Také se zdá, že monetární politika ECB je relativně více diskreční než monetární politika ČNB, nicméně se zdá, že ČNB následuje ECB v jejich diskreční politice.

V části 2.4 se zabýváme problematikou strukturálních charakteristik trhu práce České republiky a jeho změn v posledních patnácti letech. Je zde odhadnut malý „search and matching“ model zabudovaný do konceptu standardního makroekonomického dynamického stochastického modelu všeobecné rovnováhy. Model je odhadnut s využitím bayesovských technik. Na základě odhadů jsme schopni nalézt některé zajímavé vlastnosti českého trhu práce v posledních patnácti letech a jsme rovněž schopni hodnotit změny, které v tomto období na trhu práce proběhly. Naše výsledky ukazují, že „search and matching“ přístup poskytuje dostatečný popis dynamiky zaměstnanosti v české ekonomice. Odhady modelu poskytují přesvědčivý důkaz pro tvrzení, že proces mzdového vyjednávání je ovlivněn zejména silou odborů, a že institucionální změny na českém trhu práce v posledních patnácti letech měly na efektivitu přiřazování („matching“) jen malý dopad.

Podkapitola 2.5 se věnuje identifikaci strukturálních změn české ekonomiky v době současné hospodářské krize a výzkumu dopadů hospodářské krize. Výsledky ukazují, že ačkoliv jsou odhady zatíženy silným vlivem nejistoty, byly některé strukturální změny v DSGE modelu české ekonomiky prokázány na běžných hladinách významnosti. Změny parametrů modelu jsou rovněž doprovázeny změnami chování modelu jako takového, což jen podtrhuje význam analýzy strukturálních změn v ekonomice. Kromě zajímavých výsledků týkajících se struktury a propagace šoků v období krize a analýzy preferencí monetárních autorit tato podkapitola také poukazuje na důležitost explicitní analýzy vlivu nejistoty na samotné odhady parametrů modelu. Česká ekonomika se totiž nachází v (post)tranzitivním období a probíhá v ní tedy mnoho skrytých ekonomických procesů, které mají svou odezvu v makroekonomických datech.

2.1. Finanční akcelerátor v odhadnutém modelu pro českou ekonomiku

Finanční frikce jsou horkým tématem současného modelování. Tyto frikce jsou přidávány do DSGE modelů, protože mají schopnost zesilovat a propagovat šoky do reálné části ekonomiky. Toto téma je v kontextu nedávno skončené/probíhající finanční krize extrémě zajímavé. Tato podkapitola reaguje na tento aktuální vývoj a zbývá se mechanismem finančního akcelerátoru vyvinutým v publikaci Bernanke a kol. (1999). Úzce pak navazuje na model od Christensena a Diba (2008), který je mírně upraven a odhadnut pomocí bayesovských technik na datech české ekonomiky. Model je následně vyhodnocen podle toho, jak sedí na datech a porovnán s modelem bez finančního akcelerátoru. Výsledky jsou poněkud překvapující neboť model s finančním akcelerátorem nevystihuje chování dat lépe. Můžeme tak říci, že mechanismus finančního akcelerátoru má pro vysvětlení hospodářských fluktuací v české ekonomice omezenou vypovídací schopnost.

Další část podkapitoly je členěna následovně. V sekci 2.1.1 je stručně popsán použitý model, sekce 2.1.2 se zabývá daty a použitou odhadovou metodou. Výsledky odhadu, dynamické vlastnosti modelu a porovnání modelových verzí s daty je obsahem sekce 2.1.3. Závěrečná pasáž shrnuje dosažené výsledky a nastiňuje směr dalšího výzkumu.

2.1.1. Model

Model je převzat z publikace Christensena a Diba (2008) a v několika ohledech upraven. Konkrétní forma frikce je finanční akcelerátor vyvinutý Bernankem a kol. (1999). Model obsahuje celou řadu ekonomických agentů, my se však budeme podrobněji zabývat jen těmi nejdůležitějšími.

2.1.1.1. Domácnosti

Domácnosti žijí nekonečně dlouho, pracují, spotřebovávají a spoří (dodávají finanční prostředky finančním zprostředkovatelům). Jejich optimalizační problém je celkem standardní – preference jsou popsány očekávanou užitkovou funkcí:

$$U_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[e_t \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \eta \log(1-h_t) \right] \quad (1)$$

kde c_t je spotřeba a h_t je nabídka práce, β je diskontní faktor, e_t označuje preferenční šok ve spotřebě, γ je elasticita substitute a η je váha volného času v užitkové funkci.

Rozpočtové omezení je následující:

$$P_t c_t + D_t = W_t h_t + R_{t-1} D_{t-1} + T_t + \Omega_t$$

kde D_t jsou vklady u finančních zprostředkovatelů, které nesou úrok R_t , T_t jsou paušální transfery (nebo daně, pokud jsou záporné) vlády či monetární autority a Ω_t označuje dividendy maloobchodních firem. Maximalizace funkce (1) vzhledem k rozpočtovému omezení vede k obvyklým podmínkám prvního řádu (pro c_t , M_t , h_t a D_t).

2.1.1.2. Podnikatelé

Podnikatelé řídí firmy, vyrábějí velkoobchodní statky a půjčující si prostředky na financování kapitálových statků, které používají ve výrobě. Podnikatelé jsou rizikově neutrální a mají konečný plánovací horizont. Existuje pravděpodobnost ν , že „přežijí“ do dalšího období, takže jejich očekávaná doba existence je $1/(1 - \nu)$.¹

Pořízení kapitálu financují částečně pomocí čistého jmění n_{t+1} a částečně půjčkou $b_{t+1} = q_t k_{t+1} - n_{t+1}$ od finančního zprostředkovatele. Finanční zprostředkovatelé získávají prostředky od domácností a čelí alternativním nákladům v podobě bezrizikové (hrubé) úrokové míry R_t . Na konci období t se podnikatel rozhoduje o nákupu kapitálu k_{t+1} , který bude používat v následujícím období. Reálná cena kapitálu je q_t , takže celkové náklady na kapitál jsou $q_t k_{t+1}$.

Poptávka podnikatelů po kapitálu závisí na očekávané mezní míře návratnosti a na očekávaných mezních nákladech externího financování v čase $t + 1$.

Očekávaná hrubá míra návratnosti kapitálu $E_t f_{t+1}$ je dána jako

$$E_t f_{t+1} = E_t \left[\frac{z_{t+1} + (1 - \delta)q_{t+1}}{q_t} \right], \quad (2)$$

kde δ je míra opotřebení kapitálu, z_{t+1} je mezní produkt kapitálu v čase $t + 1$ a $(1 - \delta)q_{t+1}$ je hodnota jedné jednotky kapitálu použitého v $t + 1$.

Podobně jako Bernanke a kol. (1999) uvažujeme o „nákladném ověření stavu projektu“. Produkce podnikatelů je předmětem náhodného šoku, který mohou podnikatelé pozorovat bez jakýchkoliv nákladů. Na druhou stranu, věřitel (finanční zprostředkovatel) musí platit monitorovací náklady, pokud chce zjistit podnikatelův realizovaný výnos z kapitálu. Podnikatel vždy zjistí, jakého dosáhl výstupu a rozhodne se, zda dluh splatí či nikoliv. V případě nesplacení věřitel zaplatí monitorovací náklady a obdrží celý výstup. Existence asymetrických informací mají za následek vznik agenturních nákladů spojených s externím financováním. Ty se pak projevují v nastavení kontraktu mezi finančním zprostředkovatelem a podnikatelem. Výsledkem optimálního kontraktu je externí finanční prémie, $s(\cdot)$, která závisí na podnikatelském zadlužení (podíl čistého jmění firmy na investici do kapitálu)

$$s(\cdot) = s\left(\frac{n_{t+1}}{q_t k_{t+1}}\right), \quad (3)$$

kde $s'(\cdot) < 0$ a $s(1) = 1$. Když podíl $n_{t+1} / q_t k_{t+1}$ klesá, dlužník se více spoléhá na půjčky (roste zadlužení), aby pokryl financování projektu, což zvyšuje náklady půjčování. Podnikatel tak chce vyrovnat výnos z kapitálu s mezními náklady na externí financování, což je externí finanční prémie a reálné alternativní náklady představované bezrizikovou úrokovou sazbou, tedy

$$E_t f_{t+1} = E_t [s(\cdot) R_t / \pi_{t+1}], \quad (4)$$

¹ Noví podnikatelé přicházejí na trh, takže jejich podíl je konstantní.

Log-linearizovaná rovnice pro míru externího financování:

$$\hat{f}_{t+1} = \hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1} + \psi(\hat{q}_t + \hat{k}_{t+1} - \hat{n}_{t+1}) , \quad (5)$$

kde ψ je elasticita externí finanční prémie vzhledem k zadlužení podnikatele. Agregátní čisté jmění podnikatele se v čase vyvíjí podle rovnice

$$n_{t+1} = \nu v_t + (1 - \nu) g_t , \quad (6)$$

kde v_t je čisté jmění podnikatelů, kteří „přežili“ očištěné o náklady na půjčky z předchozího období, $(1 - \nu)$ je podíl nových podnikatelů, kteří přišli do ekonomiky a g_t jsou transfery, které noví podnikatelé obdrží od těch, co nepřežili a z trhu odešli.

Podnikatelé využívají kapitál k_t a práci h_t k výrobě výstupu pomocí produkční funkce s konstantními výnosy z rozsahu

$$y_{t-1} = k_t^\alpha + (A_t h_t)^{1-\alpha} , \quad (8)$$

Každý podnikatel pak prodává výstup y_t na dokonale konkurenčním trhu za cenu, která se rovná jeho nominálním mezním nákladům. Maximalizace zisku výběrem k_t a h_t vzhledem k produkční funkci (8) vede na obvyklé podmínky prvního řádu.

2.1.1.3. Výrobci kapitálu

Výrobci kapitálu používají lineární produkční funkci k výrobě kapitálových statků. Část statků konečné spotřeby od maloobchodních prodejců používají jako investiční statky, které pak kombinují s existující kapitálovou zásobou a vyrábějí nové kapitálové statky k_{t+1} . Změna kapitálu je spojena s náklady, které jsou modelovány v kvadratické formě jako

$$\frac{\chi}{2} \left(\frac{i_t}{k_t} - \delta \right)^2 k_t , \quad (9)$$

Optimalizační problém výrobců kapitálů sestává z výběru množství investic i_t , které maximalizují zisk. Výsledkem je pak standardní rovnice (obsahující Tobinovo Q), která propojuje cenu kapitálu s mezními náklady přizpůsobení. Náklady na změnu kapitálu přispívají k pohybu ceny kapitálu a tím pádem k větší volatilitě čistého jmění podnikatelů.

2.1.1.4. Maloobchodníci

Sektor maloobchodu je použit pouze pro zavedení nominálních rigidit do modelové ekonomiky. Maloobchodníci nakupují velkoobchodní statky od podnikatelů za cenu, která se rovná nominálním mezním nákladům podnikatelů. Tyto statky pak bez dodatečných nákladů diferencují a prodávají je na monopolistickém trhu. Vzhledem k heterogenitě zboží mohou prodejci stanovit jejich cenu. Tento proces je modelován podle Calva (1983). Optimalizační problém je opět standardní a vede na novokeynesovskou Phillipsovu křivku

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1 + \beta} \hat{\pi}_{t+1} + \frac{1}{1 + \beta} \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1 - \beta\phi)(1 - \phi)}{\phi(1 + \beta\phi)} \hat{\xi}_t + \varepsilon_{cp,t} , \quad (10)$$

kde $\hat{\pi}_t$ je míra inflace a $\hat{\xi}_t$ jsou reálné mezní náklady (obojí jako odchylky od ustáleného stavu), $\varepsilon_{cp,t}$ je nákladový šok a ϕ je Calvo parametr.

2.1.1.5. Monetární autorita

Centrální banka nastavuje nominální úrokovou míru R_t v reakci na odchylky inflace π_t a výstupu y_t od ustáleného stavu a částečně reaguje na minulý vývoj úrokové míry. Reakční funkce v log-linearizované podobě má následující podobu

$$\hat{R}_t = \rho_r \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_r)(\rho_\pi \hat{\pi}_t + \rho_y \hat{y}_t) + \varepsilon_{R,t} \quad (11)$$

kde proměnné se střížkou jsou opět odchylky od ustáleného stavu a $\varepsilon_{R,t}$ je monetární šok.

2.1.2. Data a odhadová metoda

Nejdříve jsme vypočetli ustálený stav modelu a poté jsme modelové rovnice log-linearizovali okolo symetrického ustáleného stavu. Řešení modelu bylo získáno pomocí metody vyvinuté Blanchardem and Kahnem (1980). Parametry modelu jsme poté odhadli pomocí bayesovských technik. To je vlastně kombinace metody maximální věrohodnosti a nějaké apriorní informace (o parametrech), na základě níž potom získáme posteriorní rozdělení parametrů. Konkrétně byl použit algoritmus Metropolis-Hastings, který generoval 500 000 vzorků z posteriorního rozdělení. Tyto vzorky byly počítány ve dvou řetězcích, každý obsahoval 250 000 replikací a 50 % jich bylo vyřazeno, abychom se vyhnuli vlivu počátečních podmínek. Nakonec byly použity MCMC diagnostiky pro ověření konvergence algoritmu. Všechny tyto výpočty byly prováděny za použití toolboxu Dynare v programu Matlab (Adjemian et al., 2011).

Model byl odhadnut na datech následujících proměnných: výstup, investice, spotřeba, nominální úroková míra a inflace. Časové řady byly získány z databáze Českého statistického úřadu a České národní banky pro období 1996:Q1 až 2010:Q4. Konkrétně byl pro výstup použit hrubý domácí produkt (HDP), investice jsou představovány hrubou fixní tvorbou kapitálu a spotřeba je měřena výdaji domácností. Úroková míra je zastoupena tříměsíční pražskou mezibankovní sazbou (PRIBOR 3M) a míra inflace je mezičtvrtletní změna indexu spotřebitelských cen (CPI). Data pro výstup, investice a spotřebu jsou vyjádřena na pracovníka vydělením řadou celkové zaměstnanosti. Všechny časové řady jsou vyjádřeny jako odchylky od trendu, který je odhadnut pomocí Hodrick-Preccottova filtru (s parametrem $\lambda = 1600$).

2.1.3. Výsledky odhadu

Některé modelové parametry byly nakalibrovány a tudíž nebyly odhadnuty. Apriorní hodnoty pro odhadované parametry byly nastaveny podle určitých podílů v datech nebo z ostatních empirických studií pro českou ekonomiku. Výsledky bayesovského odhadu jsou zobrazeny v tabulce č. 29. Klíčový parametr, který se týká finančního akcelerátoru, je ψ – vyjadřuje elasticitu externí finanční přírážky s ohledem na firemní zadlužení. Výsledná hodnota 0,028 je poněkud menší než prior nastavený na 0,05. To je hodnota, která se většinou používá při kalibracích podobných modelů (viz např. Bernanke a kol. 1999). Rovněž Christensen a Dib (2008) získali trochu nižší hodnotu parametru, a to 0,042. Avšak s 90 % pravděpodobností je náš odhad statisticky různý od nuly, a tudíž významný.

Tabulka č. 29: Výsledky bayesovského odhadu

parametr	interpretace	apriorní rozdělení			posteriorní rozdělení		
		rozdělení	stř. hodnota	s. o.	stř. hodnota	5 %	95 %
strukturální parametry							
ψ	fin, akcelerátor	beta	0,05	0,10	0,0288	0,0209	0,0366
χ	náklady přizpůsobení	beta	0,50	0,10	0,7260	0,6481	0,8091
α	kapitálový podíl	beta	0,33	0,10	0,4352	0,2777	0,5856
ϕ	Calvo parametr	beta	0,66	0,10	0,1842	0,1432	0,2259
monetární pravidlo							
ρ_r	vyhlazení úrokové míry	beta	0,80	0,10	0,2836	0,1996	0,3724
ρ_π	váha na inflaci	norm	1,50	0,10	1,4499	1,2874	1,6272
ρ_y	váha na výstup	norm	0,125	0,05	0,1010	0,0227	0,1792
perzistence šoků							
ρ_a	technologický	beta	0,70	0,10	0,7159	0,6134	0,8114
ρ_e	preferenční	beta	0,70	0,10	0,4486	0,3546	0,5467
ρ_x	investiční	beta	0,70	0,10	0,4531	0,3325	0,5729
ρ_{cp}	nákladový	beta	0,70	0,10	0,7634	0,6446	0,8799
směrodatné odchylky šoků							
ε_r	monetární	invg	0,01	Inf	0,0382	0,0304	0,0452
ε_e	preferenční	invg	0,01	Inf	0,0166	0,0136	0,0195
ε_a	technologický	invg	0,01	Inf	0,0173	0,0099	0,0283
ε_x	investiční	invg	0,01	Inf	0,0299	0,0238	0,0358
ε_{cp}	nákladový	invg	0,01	Inf	0,0174	0,0020	0,0555
ε_g	vládní	invg	0,01	Inf	0,0912	0,0769	0,1050

Zdroj: vlastní výpočty

Parametr týkající se nákladů přizpůsobení kapitálu χ byl odhadnut na 0,726, což je mnohem větší hodnota než nastavený prior a běžně používané hodnoty (opět viz Bernanke et al., 1999). Meier a Müller (2006) však také odhadli poměrně vysokou hodnotu tohoto parametru, a to 0,65.

Podíl kapitálu v produkční funkci – α je také vyšší než apriorní střední hodnota, ale je blízko odhadů z empirických studií pro českou ekonomiku, viz např. Hloušek (2007). Odhadnutá hodnota Calvo parametru ϕ je velmi nízká, jen 0,1842. To implikuje průměrnou délku trvání cenových kontraktů 1,2 čtvrtletí. Hloušek (2010) také zjistil významnou flexibilitu domácích cen v české ekonomice, ale jeho odhad Calvo parametru je 0,40, což je znatelně více než v tomto modelu. Monetární politika ukazuje velmi nízký důraz na vyhlazování úrokové míry, paramter ρ_r je pouze 0,283. To je v kontrastu s ostatními modely odhadnutými pro českou ekonomiku (viz opět Hloušek (2010) nebo Musil (2008)). Váhy na inflaci a na mezeru výstupu v monetárním pravidle jsou poměrně standardní. Nejvíce persistentní šoky jsou nákladový a technologický, odhady parametrů vyšly $\rho_a = 0,7169$ a $\rho_{cp} = 0,7634$. Pokud se podíváme na volatilitu šoků, šok vládních výdajů a monetární šok jsou nejvíce volatilní ($\varepsilon_g = 0,0912$ a $\varepsilon_r = 0,0382$).

Tento základní model (dále označovaný jako FA model) byl následně porovnán s modelem bez finančního akcelerátoru. Tento model získáme tak, že parametr ψ nastavíme na nulu a ostatní

parametry odhadneme znovu. Tato redukovaná verze modelu je dále označena jako noFA model. V hodnotách odhadnutých parametrů nejsou velké rozdíly, ale oba modely můžeme porovnat a podívat se, jak vystihují data.

2.1.4. Ověření modelu na datech

Tato sekce se zabývá porovnáním statistických momentů vypočítaných z dat a ze simulace modelů s finančním akcelerátorem a bez něj. Momenty, které nás zajímají, jsou směrodatná odchylka a autokorelace.

Tabulka č. 30: **Směrodatné odchylky a relativní volatilita**

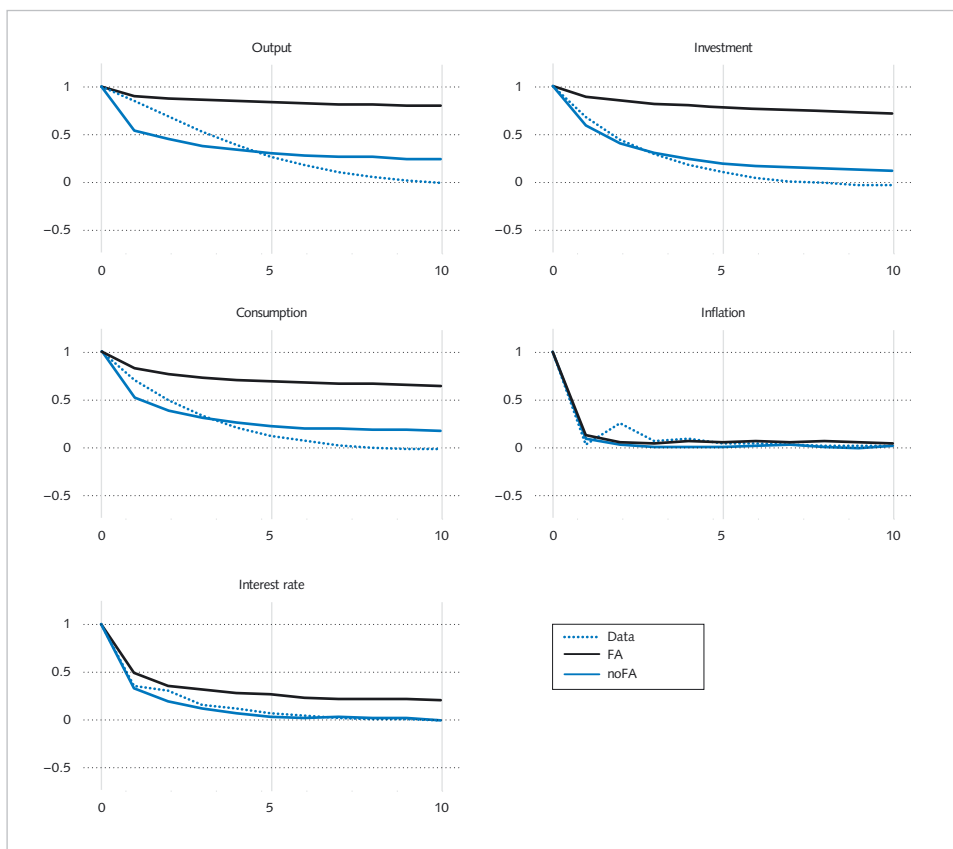
proměnná	směrodatná odchylka			směrodatná odchylka relativně k výstupu		
	data	FA model	noFA model	data	FA model	noFA model
y_t	2,26	4,16	1,93	1,00	1,00	1,00
i_t	3,29	9,87	4,66	1,45	2,37	2,42
c_t	1,28	4,62	2,54	0,57	1,11	1,32
π_t	3,57	3,55	3,52	1,58	0,85	1,83
R_t	2,20	1,30	1,45	0,97	0,31	0,75

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka č. 30 ukazuje směrodatné odchylky výstupu, investic, spotřeby, inflace a nominální úrokové míry, vypočítaných z reálných dat a z dat generovaných modelem. Pátý až sedmý sloupec obsahují volatilitu relativně k výstupu. Podíváme se nejprve na absolutní velikosti směrodatných odchylek. Oba modely perfektně vystihují volatilitu inflace. Spotřeba a investice jsou v datech méně volatilní než v modelu, zatímco úroková míra je více volatilní. Obecně je model bez akcelerátoru datům blíže než FA model. Co se relativní volatilita týče, oba modely zachycují fakt, že investice jsou volatilnější než výstup, ale oba modely velikost volatilita nadsazují. Podobně oba modely selávají při zachycení menší volatilita spotřeby k výstupu. V případě volatilita inflace a úrokové míry je na tom model bez akcelerátoru lépe.

Graf č. 27 ukazuje nepodmíněné autokorelace dat a autokorelace z časových řad získaných simulací modelu. Momenty z dat byly vypočítány z odhadnutého VAR modelu prvního řádu.

Graf č. 27: Autokorelace



Zdroj: vlastní výpočty

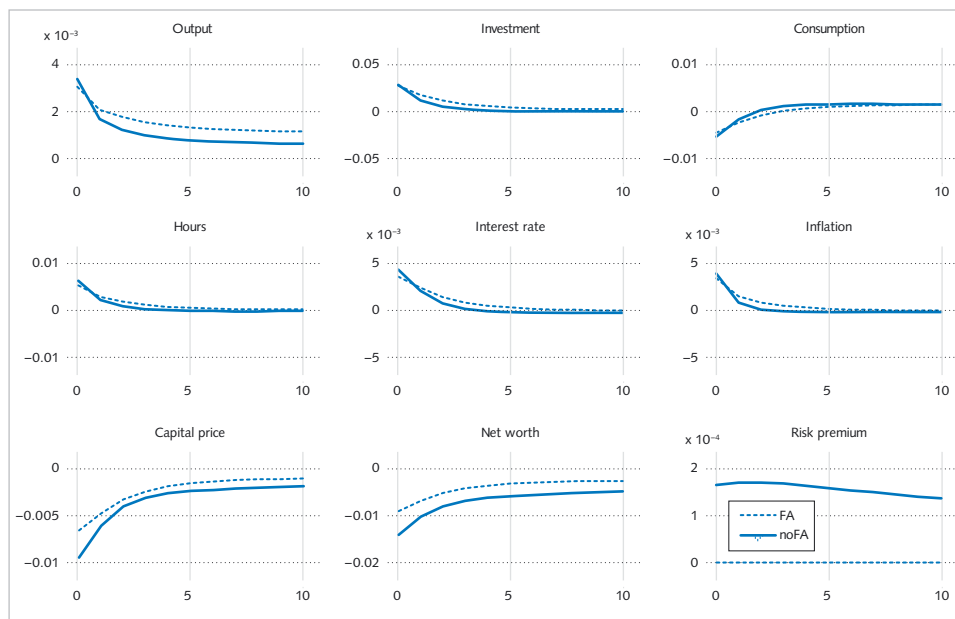
Na první pohled je zřejmé, že model bez finančního akcelerátoru velmi dobře vystihuje autokorelace všech datových veličin. Pouze v případě spotřeby a výstupu jsou modelové korelace menší než v datech, při zpoždění jednoho a dvou (tří) čtvrtletí, a naopak větší při horizontu šesti a více čtvrtletí. Vyšší autokorelace pro inflaci pro zpoždění dvou období nevystihuje ani jeden z modelů. Výsledky modelu s finančním akcelerátorem nejsou přesvědčivé. Proměnné jsou velmi persistentní a jejich korelace se snižuje v čase pouze pomalu, což neodpovídá chování v datech.

2.1.5. Dynamické vlastnosti modelu

Dynamické vlastnosti modelu mohou být studovány pomocí impulsních odezev a varianční dekompozice. Graf č. 28 ukazuje chování několika endogenních proměnných při reakci na šok v efektivitě investic. Plná čára je použita pro model s akcelerátorem a čárkovaná pro model bez něj. Pozitivní šok v efektivitě investic znamená, že zboží konečné spotřeby (spotřební statky) jsou v investiční statky přeměňovány efektivněji. Tento šok zvýší investice, odpracované hodiny a tím pádem i výstup. Cena efektivní jednotky kapitálu, q_t , klesá, což snižuje výnosnost kapitálu a čistě

jmění. Výsledný růst externí finanční prémie zvyšuje náklady financování investičních projektů, což přivádí investice zpět k rovnováze. Úroková míra roste, protože centrální banka reaguje na vysokou inflaci a výstup, a přispívá tak k návratu ekonomiky do ustáleného stavu. Pro model bez finančního akcelerátoru jsou počáteční reakce reálných proměnných (jako je výstup, investice nebo spotřeba) nepatrně menší a následná odezva více perzistentní než pro model s akcelerátorem. Rozdíly v impulsních odezvách mezi modely jsou minimální a otázka, zda finanční akcelerátor zesiluje nebo zeslabuje přenos šoků do ekonomiky, nemůže být na základě těchto výsledků odpovězena.

Graf č. 28: Impulsní odezvy na šok v efektivitě investic



Zdroj: vlastní výpočty

Chování modelových proměnných může být rozloženo na příspěvky jednotlivých exogenních šoků pomocí varianční dekompozice. Tabulka č. 31 ukazuje předpovědní chybovou varianci v dlouhodobém horizontu. I když volatilita monetárního šoku není největší, jeho příspěvek k chování modelových proměnných je enormní. Monetární šok vysvětluje 62 až 88 % variace uvedených proměnných. Na druhou stranu nákladový šok je celkově nevýznamný. Šok v investiční efektivitě vysvětluje pouze 12% změn v investicích a také částečně přispívá k varianci úrokové míry. Technologický šok přispívá k chování výstupu a spotřeby 12 a 14 procenty. Příspěvek preferenčního šoku je poměrně bezvýznamný a šok vládních výdajů, který měl největší volatilitu, se na vysvětlení spotřeby podílí pouze částečně a chování ostatních proměnných vysvětluje ještě méně.

Tabulka č. 31: **Varianční dekompozice**

proměnná	procento variance vysvětlené pomocí šoku					
	investiční	technologický	preferenční	monetární	nákladový	vládní
y_t	2,2	12,0	1,6	76,9	0,1	7,2
i_t	12,0	3,3	0,9	80,1	0,0	3,6
c_t	4,5	14,1	6,5	62,4	0,1	12,4
π_t	1,0	3,0	0,9	88,1	0,0	6,9
R_t	10,5	5,7	1,8	74,7	0,1	7,2

Zdroj: vlastní výpočty

Bayesovský přístup k odhadu můžeme využít pro kvantitativní porovnání verzí modelu, jak dobře vystihují data. Konkrétně můžeme vypočítat Bayesův faktor, který je založen na marginální věrohodnosti dat a vyjadřuje, kolikrát je jeden model pravděpodobnější než druhý. Bayesův faktor noFA modelu versus FA modelu vyšel 86716,29, což znamená „přesvědčivý“ důkaz ve prospěch modelu bez finančního akcelerátoru.²

2.1.6. Závěr

V této podkapitole jsme prezentovali výsledky odhadu novokeynesiánského modelu s finančním akcelerátorem na českých datech. Finanční akcelerátor je obvykle zapracován do modelů, protože model pak lépe vystihuje chování dat a také z toho důvodu, že zesiluje a propaguje šoky v ekonomice. Výsledky pro českou ekonomiku však nejsou v souladu s touto praxí. I když byl model s finančním akcelerátorem úspěšně odhadnut, jeho vypovídací schopnost není uspokojivá. Omezený model (bez akcelerátoru) sedí na datech v mnoha ohledech lépe. Otázka týkající se propagace šoků do ekonomiky nemůže být na základě současných výsledků vyřešena. Některé odhadnuté parametry nemají z ekonomického hlediska přijatelné a jasně interpretovatelné hodnoty. Důvodem může být skutečnost, že model postrádá některé důležité kanály. Je to model uzavřené ekonomiky a zahrnuje pouze jeden typ nominální rigidity. Tématem na další výzkum je proto rozšíření modelu o zahraniční sektor a ostatní nominální a reálné rigidity.

2 Pro obor hodnot, kterých Bayesův faktor může nabývat, a jejich interpretaci odkazujeme na publikaci DeJong and Dave (2007).

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

2.2. Strukturální rozdíly a asymetrické šoky mezi českou ekonomikou a euro zónou 12³

Asymetrické šoky a strukturální rozdíly jsou považovány za jednu z hlavních příčin možné neoptimality společné měnové politiky. Asymetrie šoků je definována jako rozdíly v načasování, velikosti a persistenci makroekonomických šoků. Strukturální rozdíly jsou poté definovány jako rozdíly v propagačním mechanismu těchto šoků. V případě asymetrických šoků a (nebo) strukturálních rozdílů v měnové unii musí aplikovaná společná monetární politiky čelící těmto šokům být pro některé země suboptimální. Proto analýza asymetrických šoků a strukturálních rozdílů hraje důležitou roli při evaluaci přínosů a nákladů společné měny.

Cílem této podkapitoly je prozkoumat asymetrické šoky a strukturální rozdíly mezi českou ekonomikou a ekonomikou Eurozóny 12. K tomuto účelu je použit novokeynesiánský DSGE malé otevřené ekonomiky, prezentovaný v Justiniano a Preston (2010b). Model je založen na struktuře modelů Galí a Monacelli (2005) a Monacelli (2003), kteří odvodili elegantní model malé otevřené ekonomiky s cenovou rigiditou modelovanou à la Calvo, viz Calvo (1983). Druhý ze zmiňovaných článků rozšiřuje předchozí model o zavedení rigidity v cenách importovaného zboží, která vede k tomu, že může vzniknout odchylka od zákona jedné ceny, a změny cen importovaného zboží tudíž nemusí plně neodrážet změny směnného kurzu. Další rozšíření přinesl článek Justiniano a Preston (2010a), kteří rozšířili tuto strukturu o zavedení zvyků ve spotřebě, cenovou indexaci a neúplný trh aktiv. Model z Justiniano a Preston (2010b), který je použit v této podkapitole, rozšiřuje předchozí model o zavedení mzdové rigidity modelované à la Calvo, podle způsobu navrženého v Erceg, Henderson a Levin (2000). Převzatý model z Justiniano a Preston (2010b) jsme ještě upravili v několika ohledech. Podle Adolfson a kol. (2008) jsme podmínku nekryté úrokové parity (UIP podmínku) modifikovali přidáním zpožděné hodnoty reálného směnného kurzu s pozitivní vahou. Podle Kolasa (2009) jsme také zavedli možnost korelace mezi vzájemně odpovídajícími šoky v obou ekonomikách.

Asymetrické šoky a strukturální rozdíly jsou zkoumány dvěma způsoby. Nejdříve pomocí porovnání různých modelových variant zkoumáme asymetrii šoků a zdroje strukturálních rozdílů. V kontextu DSGE modelů můžeme vidět strukturální rozdíly (asymetrii šoků) jako významné rozdíly v hodnotách některých strukturálních parametrů (parametrů popisujících vývoj šoků). Podle Kolasa (2009) k testování významnosti těchto rozdílů používáme bayesiánský přístup. Rozdíl v hodnotě parametrů je považován za významný, pokud datový fit variant modelu, které předpokládají rozdílnou hodnotu zkoumaných parametrů, je lepší než datový fit těch variant modelu, které předpokládají společnou hodnotu parametrů. Měřítkem datového fitu je Bayesův faktor, počítaný z marginálních

3 Tato podkapitola vychází z publikace Slanicay (2011).

věrohodností obdržených při odhadu. Následně zkoumáme, jak strukturální rozdíly a rozdíly v persistenci a velikosti makroekonomických šoků ovlivňují chování obou ekonomik. Za využití impulse-response funkcí analyzujeme rozdíly v reakcích hlavních makroekonomických proměnných v obou ekonomikách na vzájemně odpovídající druhy šoků v těchto ekonomikách.

2.2.1. Model

Odvození modelu z mikroekonomických základů lze najít v Justiniano a Preston (2006, 2010b). Model je v log-linearizovaném tvaru, takže všechny proměnné jsou ve formě logaritmičeských odchylek od svého ustáleného stavu (steady state), formálně $n_t = \log X_t - \log X$, kde X je hodnota v ustáleném stavu. Proměnné a parametry s horním indexem „*“ platí pro zahraniční ekonomiku.

2.2.1.1. Domácí blok

Log-lineární aproximace Eulerovy rovnice pro mezičasové rozhodování domácností je ve tvaru

$$c_t - hc_{t-1} = E_t c_{t+1} - hc_t - \frac{1-h}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1} + E_t \varepsilon_{g,t+1} - \varepsilon_{g,t}), \quad (1)$$

kde c_t , i_t , π_t je spotřeba, nominální úroková míra a inflace v období t , R_t značí očekávání v čase t , h je parametr zvyků ve spotřebě, ρ je inverzní elasticita mezičasové substituce ve spotřebě a $\varepsilon_{g,t}$ je preferenční šok v období t ve formě AR1 procesu. Podmínka vyčištění trhu zboží požaduje

$$(1-\alpha)c_t = y_t - (\alpha\eta^* + \alpha\eta(1-\alpha))s_t - \alpha\eta^* \psi_{F,t} - \alpha y_t^*, \quad (2)$$

kde y_t , y_t^* , s_t značí domácí produkci, zahraniční produkci a směnné relace v období t , α je parametr otevřenosti domácí ekonomiky, η , η^* je elasticita substituce mezi domácím a zahraničním zbožím a $\psi_{F,t}$ odchylka od zákona jedné ceny definovaná jako

$$\psi_{F,t} = (e_t + p_t) - p_{F,t},$$

kde e_t je nominální směnný kurz, p_t^* je zahraniční cenový index a $p_{F,t}$ je cenový index importovaného zboží. Směnné relace S_t jsou definované jako $S_t = P_{F,t} / P_{H,t}$ a po log-linearizování a časového differencování dostaneme

$$\Delta s_t = \pi_{F,t} - \pi_{H,t}, \quad (3)$$

kde $\pi_{F,t}$ je inflace importovaného zboží a $\pi_{H,t}$ je inflace domácího zboží. Směnné relace s_t , odchylka od zákona jedné ceny $\psi_{F,t}$ a reálný směnný kurz q_t jsou spojeny spolu v identitě

$$q_t = \psi_{F,t} + (1-\alpha)s_t, \quad (4)$$

Firmy maximalizují svoje zisky vzhledem ke svým poptávkovým omezením a vzhledem k modifikovanému Calvovu omezení na četnost cenových přizpůsobení. Podle této verze Calvova omezení platí, že každé období může své ceny nastavit optimálně pouze $1 - \theta_p$ podíl producentů, zatímco podíl producentů θ_p upraví svoje ceny podle indexačního pravidla $\log P_{H,t}(i) = \log P_{H,t-1}(i) + \delta_p \pi_{H,t-1}$. Výsledkem optimálního nastavování cen firmami je pak pravidlo pro vývoj domácí inflace, nazývané jako hybridní Phillipsova křivka pro domácí producenty

$$\pi_{H,t} - \delta_p \pi_{H,t-1} = \beta E_t (\pi_{H,t+1} - \delta_p \pi_{H,t}) + \zeta_p (w_t + s_t + \psi_t) + \varepsilon_{cp,t}, \quad (5)$$

kde

$$\xi_p = \frac{(1-\theta_p)(1-\beta\theta_p)}{\theta_p(1+\omega_p\varepsilon_p)},$$

$$\psi_t = (1+\omega_p)\varepsilon_{a,t} - \omega_p y_t, \quad (6)$$

θ_p je parametr strnulosti domácích cen, δ_p je parametr indexace domácích cen, β je diskontní faktor, ε_p je elasticita substituce mezi jednotlivým domácím zbožím, $\omega_p = -f''\bar{Y}/(f')^2 > 0$, f je produkční funkce domácích producentů, která splňuje obvyklé Inadovy podmínky, w_t je reálná mzda, $\varepsilon_{a,t}$ je domácí technologický šok ve formě AR1 procesu a $\varepsilon_{cp,t}$ je cost-push šok domácích firem ve formě IID procesu, přidáný pro účely odhadu.

Importéři maximalizují své zisky vzhledem ke svým poptávkovým omezením a vzhledem k modifikovanému Calvovu omezení na četnost cenových přizpůsobení. Podle této verze Calvova omezení platí, že každé období své ceny optimálně nastaví pouze $1 - \theta_F$ podíl importérů, zatímco podíl importérů θ_F upraví své ceny podle indexačního pravidla $\log P_{F,t}(i) = \log P_{F,t-1}(i) + \delta_F \pi_{F,t-1}$. Výsledkem optimálního nastavování cen importéry je pak pravidlo pro vývoj importované inflace ve formě hybridní Phillipsovy křivky pro importéry

$$\pi_{F,t} - \delta_F \pi_{F,t-1} = \beta E_t(\pi_{F,t+1} - \delta_F \pi_{F,t}) + \xi_F \psi_{F,t} + \varepsilon_{cf,t}, \quad (7)$$

kde

$$\xi_F = \frac{(1-\theta_F)(1-\beta\theta_F)}{\theta_F},$$

θ_F je parametr strnulosti importovaných cen, δ_F je parametr indexace importovaných cen a $\varepsilon_{cf,t}$ je cost-push šok importérů ve formě AR1 procesu.

Domácnosti maximalizují svou užitkovou funkci vzhledem k poptávkovým omezením po nabízené práci a vzhledem k modifikovanému Calvovu omezení na četnost mzdových přizpůsobení. Podle této verze Calvova omezení platí, že každé období může svoji mzdu optimálně nastavit pouze $1 - \theta_w$ podíl domácností, zatímco podíl domácností θ_w upraví svou mzdu podle indexačního pravidla $\log W_t(k) = \log W_{t-1}(k) + \delta_w \pi_{t-1}$. Výsledkem optimálního nastavování mezd domácnostmi je pravidlo pro vývoj mzdové inflace ve formě mzdové Phillipsovy křivky

$$\pi_t^w - \delta_w \pi_{t-1} = \beta E_t(\pi_{t+1}^w - \delta_w \pi_t) + \xi_w (v_t - w_t), \quad (8)$$

kde

$$\xi_w = \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w(1+\varphi\varepsilon_w)},$$

$$v_t = \varphi(y_t - \varepsilon_{l,t}) + \frac{\sigma}{1-h}(y_t - h y_{t-1}), \quad (9)$$

θ_w je parametr strnulosti mezd, δ_w je parametr indexace mezd, φ je inverzní elasticita nabídky práce, $\varepsilon_{l,t}$ je šok v nabídce práce ve formě AR1 procesu. Cenová inflace, mzdová inflace a reálná mzda jsou spojeny v identitě

$$w_t = \pi_t^w - \pi_t + w_{t-1}. \quad (10)$$

Směnné relace, inflace domácího zboží a celková inflace v domácí ekonomice jsou spojeny v identitě

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t. \quad (11)$$

Podle Adolfson a kol. (2008) používáme modifikovanou verzi podmínky nekryté úrokové parity (UIP podmínky)⁴

$$(i_t - E_t \pi_{t+1}) - (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) = (1 - \phi_q) E_t \Delta q_{t+1} - \phi_q \Delta q_t - \chi a_t + \varepsilon_{s,t} , \quad (12)$$

kde χ je elasticita zahraniční rizikové prémie vzhledem k zadlužení, ϕ_q je parametr modifikované verze UIP podmínky, přidaný ad-hoc, $\varepsilon_{s,t}$ je risk premium šok ve formě AR1 procesu a a_t je čistá reálná držba aktiv jako podíl na ustáleném stavu domácí produkce, která musí splňovat množinu rozpočtových podmínek

$$c_t + a_t = \frac{a_{t-1}}{\beta} - \alpha (s_t + \psi_{F,t}) + y_t . \quad (13)$$

Domácí blok modelu je doplněn monetárním pravidlem pro vývoj domácí nominální úrokové sazby ve formě modifikovaného Taylorova pravidla

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) [\psi_\pi \pi_t + \psi_y y_t] + \varepsilon_{M,t} , \quad (14)$$

kde ρ_i je parametr vyhlazení úrokové sazby, ψ_π je elasticita úrokové sazby vzhledem k inflaci, ψ_y je elasticita úrokové sazby vzhledem k produkci a $\varepsilon_{M,t}$ je monetární šok ve formě IID procesu.

2.2.1.2. Zahraniční blok

Zahraniční blok je uzavřenou verzí bloku prezentovaného výše. Všechny proměnné a parametry mají stejnou interpretaci jako ty v domácí ekonomice a jsou od nich odlišeny pomocí horního indexu "*". Mezičasové rozhodování zahraničních domácností o spotřebě je popsáno pomocí Eulerovy rovnice

$$y_t^* - h^* y_{t-1}^* = E_t y_{t+1}^* - h^* y_t^* - \frac{1 - h^*}{\sigma^*} (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^* + E_t \varepsilon_{g,t+1}^* - \varepsilon_{g,t}^*) . \quad (15)$$

Nastavování cen zahraničních firem je popsáno pomocí hybridní Phillipsovy křivky

$$\pi_t^* - \delta_p^* \pi_{t-1}^* = \beta E_t (\pi_{t+1}^* - \delta_p^* \pi_t^*) + \xi_p^* (w_t^* + \psi_t^*) \varepsilon_{cp,t}^* , \quad (16)$$

kde

$$\xi_{p^*}^* = \frac{(1 - \theta_p^*)(1 - \beta \theta_p^*)}{\theta_p^* (1 + \omega_p \varepsilon_p)} ,$$

$$\psi_t^* = (1 + \omega_p) \varepsilon_{a,t}^* - \omega_p y_t^* . \quad (17)$$

Nastavování mezd zahraničních domácností je popsáno mzdovou Phillipsovou křivkou

$$\pi_t^{w^*} - \delta_w^* \pi_{t-1}^{w^*} = \beta E_t (\pi_{t+1}^{w^*} - \delta_w^* \pi_t^{w^*}) + \xi_w^* (v_t^* - w_t^*) , \quad (18)$$

4 Nastavením $\phi_q = 0$ obdržíme obvyklou verzi UIP podmínky.

kde

$$\xi_w^* = \frac{(1 - \theta_w^*)(1 - \beta\theta_w^*)}{\theta_w^*(1 + \varphi^* \varepsilon_w^*)},$$

$$v_i^* = \varphi^*(y_i^* - \varepsilon_{i,t}^*) + \frac{\sigma^*}{1 - h^*}(y_i^* - h^* y_{i-1}^*). \quad (19)$$

Inflace, mzdová inflace a reálná mzda v zahraniční ekonomice jsou spojeny identitou

$$w_i^* = \pi_i^{w^*} - \pi_i^* + w_{i-1}^*. \quad (20)$$

Zahraněční blok modelu je dokončen monetárním pravidlem pro vývoj zahraniční nominální úrokové sazby, ve formě modifikovaného Taylorova pravidla

$$i_t^* = \rho_i^* i_{t-1}^* + (1 - \rho_i^*)[\psi_\pi^* \pi_t^* + \psi_y^* y_t^*] + \varepsilon_{M,t}^*. \quad (21)$$

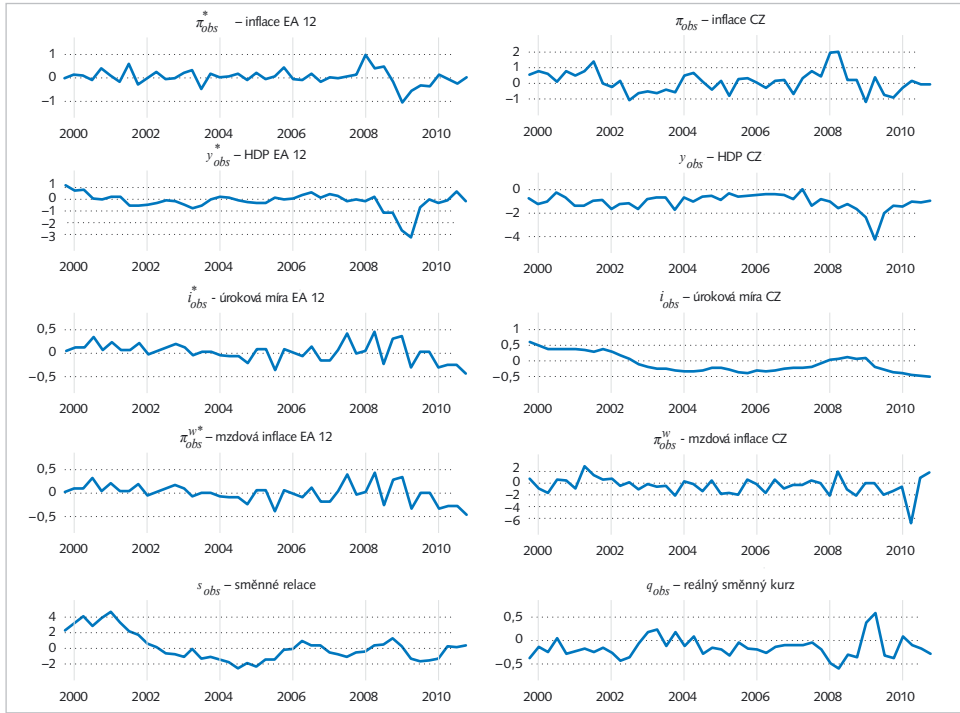
2.2.2. Estimace

2.2.2.1. Data

Čtvrtletní data ČR a EA 12 od 1. čtvrtletí 1999 do 3. čtvrtletí 2010, převzatá z webové databáze Eurostatu, <http://ec.europa.eu/eurostat>. Graf č. 29 vykresluje data, která vstupují do odhadu.

- ${}^{obs} y_t = y_t - y_{t-1}$, ${}^{obs} y_t^* = y_t^* - y_{t-1}^*$: odprůměrované rozdíly logaritmů (* 100) reálného HDP per capita. Měřítkem HDP je řada „Gross Domestic Product at Market Prices, Millions of Euro, Chain-linked Volumes, Reference Year 2000 (at 2000 Exchange Rates), Seasonally Adjusted and Adjusted Data by Working Days“ a měřítkem populace je řada „Total Population“.
- ${}^{obs} \pi_t = \pi_t$, ${}^{obs} \pi_t^* = \pi_t^*$: odprůměrované rozdíly logaritmů (* 100) cenového indexu. Podkladovým indexem je „HICP (2005 = 100), All Items“, který byl sezónně očištěn metodou TramoSeats za využití softwaru Demetra.
- ${}^{obs} \pi_t^w = \pi_t^w$, ${}^{obs} \pi_t^{w*} = \pi_t^{w*}$: odprůměrované rozdíly logaritmů (* 100) mzdového indexu. Podkladovým mzdovým indexem je „Labour Cost Index (Nace Rev.2) (2008 = 100) – Wages and Salaries, Business Economy, Seasonally Adjusted and Adjusted Data by Working Days“. Tento index začíná v 1. čtvrtletí 2000, proto jsou první 4 hodnoty dopočítány z indexu „Labour Cost Index (2000 = 100) – Wages and Salaries, Industry and Services (excluding Public Administration), Seasonally Adjusted and Adjusted Data by Working Days“.
- ${}^{obs} i_t = i_t$, ${}^{obs} i_t^* = i_t^*$: odprůměrovaná data nominální úrokové sazby (kvartelizována, t. j. podělena čtyřmi). Za měřítko nominální úrokové sazby je použito „Money Market Interest Rates, 3-Month Rates“.
- ${}^{obs} q_t = q_t - q_{t-1}$: odprůměrované rozdíly logaritmů (* 100) reálného směnného kurzu. Za měřítko nominálního směnného kurzu je vzato „Euro/ECU Exchange Rates – Quarterly Data, Average, National Currency (including 'euro fixed' series for euro area countries), Czech Koruna“.
- ${}^{obs} s_t = s_t - s_{t-1}$: odprůměrované rozdíly logaritmů (* 100) směnných relací. Směnné relace jsou počítány jako podíl deflátorů importu a exportu. Za měřítko exportních cen je použito „Exports of Goods and Services, Seasonally Adjusted and Adjusted Data by Working Days, Price index, 2 000 = 100, Based on National Currency (including 'euro fixed' series for euro area countries)“, za měřítko importních cen je použito „Imports of Goods and Services, Seasonally Adjusted and Adjusted Data by Working Days, Price index, 2 000 = 100, Based on National Currency (including 'euro fixed' series for euro area countries)“.

Graf č. 29: Data



2.2.2.2. Kalibrace a Priory

Model je tvořen rovnicemi (1)–(21) a obsahuje 21 endogenních proměnných, $\{c_t, y_t, i_t, a_t, q_t, s_t, \pi_t, \pi_{H,t}, \pi_{F,t}, \psi_{F,t}, w_t, \pi_t^w, v_t, \psi_t\}$ v domácí ekonomice a $\{y_t^*, i_t^*, \pi_t^*, w_t^*, \psi_t^*, \pi_t^{w*}, v_t^*\}$ v zahraniční ekonomice. Model také obsahuje 8 AR1 procesů pro exogenní šoky $\{\varepsilon_{a,t}, \varepsilon_{g,t}, \varepsilon_{l,t}, \varepsilon_{s,t}, \varepsilon_{cf,t}, \varepsilon_{a,t}^*, \varepsilon_{g,t}^*, \varepsilon_{l,t}^*\}$ a 4 šoky ve formě IID procesu $\{\varepsilon_{M,t}, \varepsilon_{M,t}^*, \varepsilon_{cp,t}, \varepsilon_{cp,t}^*\}$. Model obsahuje 45 parametrů. Kromě šesti parametrů ($\beta, \varepsilon_p, \varepsilon_w, \chi, \omega_p$ a α), které jsou špatně identifikovatelné, jsou všechny parametry odhadovány pomocí Metropolis-Hastings algoritmu (za využití Dynare toolboxu pro Matlab). Diskontní faktor β je kalibrován na hodnotu 0,9975, což implikuje annualizovanou reálnou úrokovou sazbu v ustáleném stavu ve výši 1%. Tato hodnota zhruba odpovídá dlouhodobému průměru annualizované reálné úrokové sazby v obou ekonomikách. Elasticity substitute mezi různými druhy zboží ε_p a různými pracovními stupy ε_w jsou obě nastaveny na hodnotu 8 podle výsledků prezentovaných Woodford (2003, kap. 3), což implikuje průměrnou cenovou a mzdovou přírážku ve výši 14%. Podle Benigno (2009), parametr χ ovlivňující dluhovou prémii k úrokové sazbě je nastaven na 0,01. Parametr ω_p je kalibrován na 0,33, podle Justiniano-Preston (2010b). Parametr otevřenosti české ekonomiky α je kalibrován na 0,35, podle podílu exportu na produkci.⁵

Nastavení priorit odhadovaných parametrů, stejně jako odhadnuté hodnoty parametrů v základní neomezené variantě, je prezentováno v tabulce č. 32. Apriorní střední hodnoty pro Calvo parametry cenových a mzdových strnulostí $\theta_p, \theta_F, \theta_p^*, \theta_w$ a θ_w^* jsou nastaveny 0,6, což implikuje průměrné trvání cenového (mzdového) kontraktu o délce 7,5 měsíce. Kvůli neexistenci mikroekonomických empirických

5 http://www.czso.cz/csu/tz.nsf/i/statistika_upresnuje_predstavy_o_otevrenosti_ceske_ekonomiky

studii o cenové a mzdové indexaci jsme pro tyto parametry nastavili velmi volné priory, apriorní střední hodnotu rovnu 0,5 a apriorní směrodatnou odchylku rovnu 0,2. Priory pro parametry v Taylorově pravidle jsou nastaveny konzistentně s Taylor (1999). Inverzní elasticity mezičasové substituce ρ , ρ^* jsou odhadovány s relativně volnými priory, apriorní střední hodnota nastavena na 1,0, podle Galí (2008), a apriorní směrodatná odchylka rovna 0,7. Inverzní elasticity nabídky práce φ , φ^* jsou odhadovány s apriorní střední hodnotou rovnu 2,0 a apriorní směrodatnou odchylkou rovnu 0,7, což jsou hodnoty běžně k nalezení v literatuře o hospodářských cyklech. Parametry zvyků ve spotřebě h , h^* jsou odhadovány s apriorní střední hodnotou nastavenou na 0,7 a apriorní směrodatnou odchylkou 0,1, stejně jako Smets a Wouters (2003). Autoregresní parametry v AR1 procesech pro exogenní šoky jsou odhadovány s velmi volnými priory, apriorní střední hodnota rovna 0,5 a apriorní směrodatná odchylka 0,2.

Tabulka č. 32: Odhad parametrů – neomezená varianta

parametr	prior stf. hod.	prior smě. odch.	prior dist.	post. stf. hod. CZ	90% pravděpodob. interval CZ		post. stf. hod. EA	90% pravděpodob. interval EA	
ρ, ρ^*	1,0	0,7	G	0,79	0,25	1,29	0,78	0,23	1,30
φ, φ^*	2,0	0,7	G	1,75	0,80	2,66	2,40	1,19	3,56
h, h^*	0,7	0,1	B	0,81	0,69	0,93	0,79	0,69	0,89
η, η^*	0,5	0,15	G	0,47	0,29	0,65	0,42	0,30	0,53
θ_p, θ_p^*	0,6	0,05	B	0,63	0,56	0,70	0,67	0,60	0,74
θ_F	0,6	0,05	B	0,67	0,61	0,73			
θ_w, θ_w^*	0,6	0,05	B	0,57	0,52	0,63	0,67	0,61	0,73
δ_p, δ_p^*	0,5	0,2	B	0,17	0,02	0,31	0,51	0,22	0,82
δ_F	0,5	0,2	B	0,54	0,26	0,82			
δ_w, δ_w^*	0,5	0,2	B	0,54	0,24	0,84	0,34	0,13	0,53
ψ_π, ψ_π^*	1,5	0,15	G	1,62	1,40	1,84	1,38	1,15	1,60
ψ_y, ψ_y^*	0,5	0,15	G	0,19	0,11	0,26	0,16	0,09	0,23
ρ_i, ρ_i^*	0,8	0,05	B	0,93	0,92	0,95	0,84	0,80	0,87
ρ_a, ρ_a^*	0,5	0,2	B	0,93	0,87	0,99	0,54	0,22	0,86
ρ_g, ρ_g^*	0,5	0,2	B	0,58	0,34	0,82	0,70	0,57	0,82
ρ_l, ρ_l^*	0,5	0,2	B	0,23	0,07	0,39	0,36	0,17	0,54
ρ_{cf}	0,5	0,2	B	0,88	0,82	0,94			
ρ_s	0,5	0,2	B	0,93	0,88	0,98			
σ_a, σ_a^*	3,0	0,5	I	3,71	2,37	4,98	1,03	0,11	2,58
σ_g, σ_g^*	6,0	2,0	I	7,91	3,62	12,63	2,82	1,55	4,10
σ_l, σ_l^*	25,0	12,0	I	37,66	27,72	50,0	11,19	5,33	17,02
$\sigma_{cp}, \sigma_{cp}^*$	0,05	0,3	I	0,14	0,01	0,47	0,36	0,21	0,49
σ_M, σ_M^*	0,1	∞	I	0,10	0,08	0,11	0,10	0,08	0,11
σ_{cf}	0,3	∞	I	0,97	0,64	1,28			
σ_s	0,5	∞	I	0,16	0,07	0,26			
cor_a	0	0,4	N	0,21	-0,31	0,75			
cor_g	0	0,4	N	0,38***	0,18	0,59			
cor_l	0	0,4	N	0,11	-0,11	0,33			
cor_{cp}	0	0,4	N	0,19	-0,41	0,77			
cor_m	0	0,4	N	0,39***	0,19	0,58			

Poznámka: G – gamma, B – beta, I – inverse gamma, N – normal.

2.2.3. Analýza založená na porovnávání modelů

Asymetrie šoků a strukturální rozdíly mohou být v našem kontextu viděny jako významné rozdíly v hodnotách některých strukturálních parametrů. Otázkou je, kdy můžeme nějaký rozdíl považovat za významný. Použijeme přístup prezentovaný v Kolasa (2009), který je založen na porovnání modelů za pomoci Bayesova faktoru. Idea, která leží za tímto přístupem, je následující. Strukturální parametry modelu mohou být modelovány jako společné pro obě ekonomiky, nebo jako různé pro obě ekonomiky. Pokud opravdu existuje významný rozdíl v hodnotách některých parametrů, pak modely, které předpokládají rozdílné hodnoty těchto parametrů, by měly odpovídat datům lépe než modely, které předpokládají společnou hodnotu těchto parametrů. Můžeme porovnat neomezený model s modelem omezeným, kde jsou vybrané parametry modelovány jako společné pro obě ekonomiky, a tak zjistit, který z nich odpovídá datům lépe. Pokud zjistíme, že neomezený model odpovídá datům lépe, můžeme říci, že existuje strukturální rozdíl v těchto parametrech. Další část popisuje metodu použitou k porovnání modelů.

2.2.3.1. Bayesův faktor

Porovnání modelů je založeno na Bayesově faktoru (BF). Bayesův faktor je specifickým případem posteriorního podílu šancí, kde jsou apriorní pravděpodobnosti porovnávaných modelů nastaveny stejně, a to rovny 1/2. Bayesův faktor modelů i a j (B_{ij}) je bayesiánská statistika, počítaná z (logaritmů) marginálních věrohodností⁶ (obdržených při bayesiánském odhadu), jako

$$BF_{ij} = \frac{p(Y_T | M_i)}{p(Y_T | M_j)} = \exp(\log(p(Y_T | M_i)) - \log(p(Y_T | M_j))), \quad (22)$$

kde $p(Y_T | M_i)$ je marginální věrohodnost modelu i a $\log(p(Y_T | M_i))$ je logaritmus marginální věrohodnosti modelu i .⁷ Bayesův faktor ukazuje, jak moc pravděpodobnější je model i než model j . DeJong a Dave (2007, s. 242) prezentují následující interpretaci⁸ hodnot Bayesova faktoru

- 1–3 – „velmi slabý důkaz (very slight evidence)“
- 3–10 – „slabý důkaz (slight evidence)“
- 10–100 – „silný až velmi silný důkaz (strong to very strong evidence)“
- 100 a více – „přesvědčivý důkaz (decisive evidence)“.

Tato interpretace nám ukazuje, jak silný důkaz přináší Bayesův faktor o tom, jestli model i vysvětluje data lépe než model j . Je zřejmé, že platí $BF_{ij} = 1 / BF_{ji}$.

2.2.3.2. Strukturální rozdíly

Tabulka č. 33 ukazuje vypočítané Bayesovy faktory neomezeného modelu oproti omezené variantě, kde jsou vybrané parametry modelované jako společné pro obě ekonomiky.

6 Výpočet logaritmu marginální věrohodnosti je založen na Laplaceově aproximaci.

7 Je výhodnější používat logaritmus marginální věrohodnosti, protože jeho numerický výpočet je mnohem jednodušší. V následujícím textu budeme proto prezentovat výsledky pomocí logaritmu marginální věrohodnosti.

8 Podobná interpretace se dá najít také v Jeffreys (1961) nebo Kass and Raftery (1995).

Tabulka č. 33: **Bayesovy faktory a logaritmy marginální věrohodnosti – strukturální parametry**

i	omezení	$BF_{0,i}^*$	$\log(p(YT Mi))$
0.	neomezený,	1	-417,16
1.	$\sigma = \sigma^*$ – inv. elasticita mezičasové substitute	0,61	-416,67
2.	$\varphi = \varphi^*$ – inv. elasticita nabídky práce	1,29	-417,42
3.	$h = h^*$ – zvyky ve spotřebě	0,49	-416,44
4.	$\eta = \eta^*$ – elasticita mezi dom. a zahr. zbožím	1,15	-417,30
5.	preferenze domácností (1–4)	0,28	-415,88
6.	$\theta_p = \theta_p^*$ – strnulost cen	1,34	-417,46
7.	$\delta_p = \delta_p^*$ – indexace cen	5,41	-418,85
8.	$\theta_w = \theta_w^*$ – strnulost mezd	1,96	-417,84
9.	$\delta_w = \delta_w^*$ – indexace mezd	1,23	-417,37
10.	cenová tvorba – strnulost a indexace (6,7)	2,29	-417,99
11.	mzdová tvorba – strnulost a indexace (8,9)	2,56	-418,10
12.	cenová a mzdová tvorba (10,11)	6,06	-418,96
13.	$\rho_i = \rho_i^*$ – vyhlazení úrokové míry	$3,32 * 10^3$	-425,27
14.	$\psi_\pi = \psi_\pi^*$ – elasticita úr. míry vzhledem k inflaci	2,28	-417,99
15.	$\psi_w = \psi_w^*$ – elasticita úr. míry vzhledem k produkci	0,70	-416,80
16.	pravidlo monetární politiky (13–15)	$2,31 * 10^3$	-424,91

Zdroj: vlastní výpočty

Můžeme vidět, že ve prospěch heterogenity ve strukturálních parametrech souvisejících s preferencemi domácností neexistuje téměř žádný důkaz. Ačkoliv Bayesův faktor lehce favorizuje neomezenou variantu před variantou s omezením na inverzní elasticitu nabídky práce φ ($BF = 1,29$) a před variantou s omezením na elasticitu mezi domácím a zahraničním zbožím η ($BF = 1,15$), tyto hodnoty Bayesova faktoru přináší pouze velmi slabý důkaz ve prospěch heterogenity v těchto parametrech. Navíc Bayesův faktor také favorizuje variantu s omezením na všechny parametry související s preferencemi domácností před neomezenou variantou ($BF = 0,28$). Tato hodnota přináší slabý důkaz ve prospěch homogenity v preferencích domácností. Měli bychom být nicméně opatrní s interpretací tohoto výsledku jako důkazu celkem homogenních preferencí domácností. Parametry související s preferencemi domácností v DSGE modelech jsou známy jako špatně identifikovatelné a výsledek homogenity pak může být pouze odrazem stejných priorů. Pohled na intervaly spolehlivosti odhadu těchto parametrů, viz tabulku č. 32, potvrzují tuto slabou identifikovatelnost parametrů souvisejících s preferencemi domácností, obzvláště v případě inverzní Frischovy elasticity nabídky práce φ a φ^* . Proto by výsledky měly být spíše interpretovány tak, že jsme nenašli významný důkaz ve prospěch heterogenity v preferencích domácností.

Zjistili jsme, že existuje určitý rozdíl mezi českou ekonomikou a eurozónou v cenové a mzdové tvorbě ($BF = 6,06$). Největší rozdíl je v míře cenové indexace δ_p , jak naznačuje příslušný Bayesův faktor ($BF = 5,41$) a jak také naznačuje rozdíl v odhadnutých hodnotách těchto parametrů v neomezené variantě ($\delta_p = 0,17$ v ČR vs. $\delta_p^* = 0,51$ v EA). Zdá se, že české firmy indexují své ceny méně než jejich zahraniční protějšci. To také naznačuje, že dynamika inflace v eurozóně je více adaptivní a zpět-hledící, zatímco dynamika inflace v české ekonomice je více charakterizována vpřed-hledícím charakterem cenové tvorby. Ačkoliv Bayesův faktor favorizuje neomezenou variantu před všemi variantami s nějakým omezením na cenovou a mzdovou tvorbu, jeho hodnoty poskytují pouze slabý důkaz ve prospěch heterogenity v cenové a mzdové tvorbě.

Co se týče monetárních pravidel, zjistili jsme, že existuje podstatný rozdíl v tom, jak centrální banky vyhlazují úrokovou sazbu. Bayesův faktor přináší přesvědčivý důkaz pro tento závěr ($BF = 3,32 \cdot 10^3$), ačkoliv odhadnuté hodnoty tohoto parametru v neomezené variantě se tolik neliší ($\rho_i = 0,93$ v ČR vs. $\rho_i^* = 0,84$ v EA). Zdá se, že ECB nevyhlazuje své úrokové sazby tolik jak ČNB.

2.2.3.3. Asymetrie šoků

Tabulka č. 34 ukazuje výsledky spojené se strukturálními šoky. Bayesův faktor přináší silný důkaz o rozdílu ve volatilitě šoků v nabídce práce ($BF = 39,62$) a velmi slabý důkaz o rozdílu ve volatilitě preferenčních šoků ($BF = 2,95$). Tyto dva zjištěné rozdíly také přispívají k téměř silnému důkazu ve prospěch celkové heterogenity ve volatilitě strukturálních šoků ($BF = 9,97$).

Výsledky ohledně rozdílů v persistenci strukturálních šoků jsou spíše smíšené. Odhadnuté hodnoty těchto parametrů v neomezené variantě se zdají být u obou zemí velmi odlišné, viz tabulku č. 32. Nicméně Bayesův faktor favorizuje varianty s restrikcí na persistenci strukturálních šoků před neomezenou variantou, což by mělo naznačovat, že neexistuje významný rozdíl v persistenci strukturálních šoků. Avšak přidání restrikce na persistenci strukturálních šoků k variantě, která již obsahuje restrikci na volatilitu strukturálních šoků, významně zhorší empirický datový fit této varianty a vede k přesvědčivému důkazu ($BF = 2,88 \cdot 10^5$) ve prospěch neomezené varianty. Zdá se, že v celkové persistenci a volatilitě strukturálních šoků existují podstatné rozdíly, avšak tento přesvědčivý výsledek se objeví pouze při testování této společné hypotézy.

Tabulka č. 34: **Bayesovy faktory a logaritmy marginální věrohodnosti – strukturální šoky**

i	omezení	$BF_{0,i}$	$\log(p(Y_i M_i))$
0.	neomezený	1	-417,16
1.	$\sigma_a = \sigma_a^*$ – volatilita technologických šoků	0,83	-416,98
2.	$\sigma_g = \sigma_g^*$ – volatilita preferenčních šoků	2,95	-418,25
3.	$\sigma_l = \sigma_l^*$ – volatilita šoků v nabídce práce	39,62	-420,84
4.	$\sigma_M = \sigma_M^*$ – volatilita monetárních šoků	0,17	-415,39
5.	$\sigma_{cp} = \sigma_{cp}^*$ – volatilita cost-push šoků	0,41	-416,27
6.	volatilita šoků (1–5)	9,97	-419,46
7.	$\rho_a = \rho_a^*$ – persistence technologických šoků	0,49	-416,45
8.	$\rho_g = \rho_g^*$ – persistence preferenčních šoků	0,43	-416,33
9.	$\rho_l = \rho_l^*$ – persistence šoků v nabídce práce	0,72	-416,83
10.	persistence šoků (7–9)	0,17	-415,37
11.	persistence a volatilita šoků (4,10)	$2,88 \cdot 10^5$	-429,73
12.	žádná korelace šoků	168,29	-422,29
13.	téměř dokonalá korelace šoků	$7,76 \cdot 10^{48}$	-529,73

Zdroj: vlastní výpočty

Také jsme porovnávali neomezenou variantu (s možností korelace mezi vzájemně odpovídajícími šoky v obou ekonomikách) s variantou, kde jsou šoky modelovány jako nekorelované a s variantou, kde jsou vzájemně odpovídající šoky modelovány jako téměř dokonale korelované.⁹ Bayesův faktor favorizuje neomezenou variantu před variantou s nekorelovanými šoky ($BF = 168,29$)

⁹ Téměř dokonalou korelací je myšlena korelace rovna 0,95. Je totiž nemožné odhadnout tento model (při využití stejných časových řad) s korelací strukturálních šoků rovno 1. Rozhodli jsme se proto využít tuto aproximaci, podle Kolasa (2009).

a také silně favorizuje neomezenou variantu před variantou s téměř dokonale korelovanými šoky ($BF = 7.76 \cdot 10^{48}$). Zdá se, že zavedení možnosti korelace mezi vzájemně odpovídajícími šoky v obou ekonomikách (a odhadování těchto korelací) významně zvyšuje datový fit DSGE modelů.

Podle odhadů korelací mezi vzájemně odpovídajícími šoky, viz tabulku č. 32, můžeme říci, že nejvíce korelované jsou monetární šoky ($\text{kor} = 0,39$) a preferenční šoky ($\text{kor} = 0,38$). Korelace těchto šoků jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Korelace ostatních šoků nejsou statisticky významné dokonce ani na hladině významnosti $\alpha = 0,1$. Tyto výsledky naznačují, že v načasování šoků mezi českou ekonomikou a Eurozónou existují velké rozdíly. S touto interpretací bychom však měli být opatrní. Kromě monetárních šoků a cost-push šoků tyto korelace nejsou mezi celými šoky (reprezentovanými AR1 procesy), ale pouze mezi inovacemi v těchto šocích. Pokud spočítáme korelace mezi smoothovanými AR1 procesy reprezentujícími tyto šoky, dostaneme mírně odlišné výsledky. Hodnoty všech korelací jsou nyní o něco větší. Preferenční šoky jsou nyní vysoce korelované s korelací rovno 0,62, technologické šoky mají korelaci 0,34 a šoky v nabídce práce mají korelační koeficient roven 0,21. I tyto výsledky ovšem naznačují, že v načasování šoků mezi českou ekonomikou a Eurozónou existují velké rozdíly.

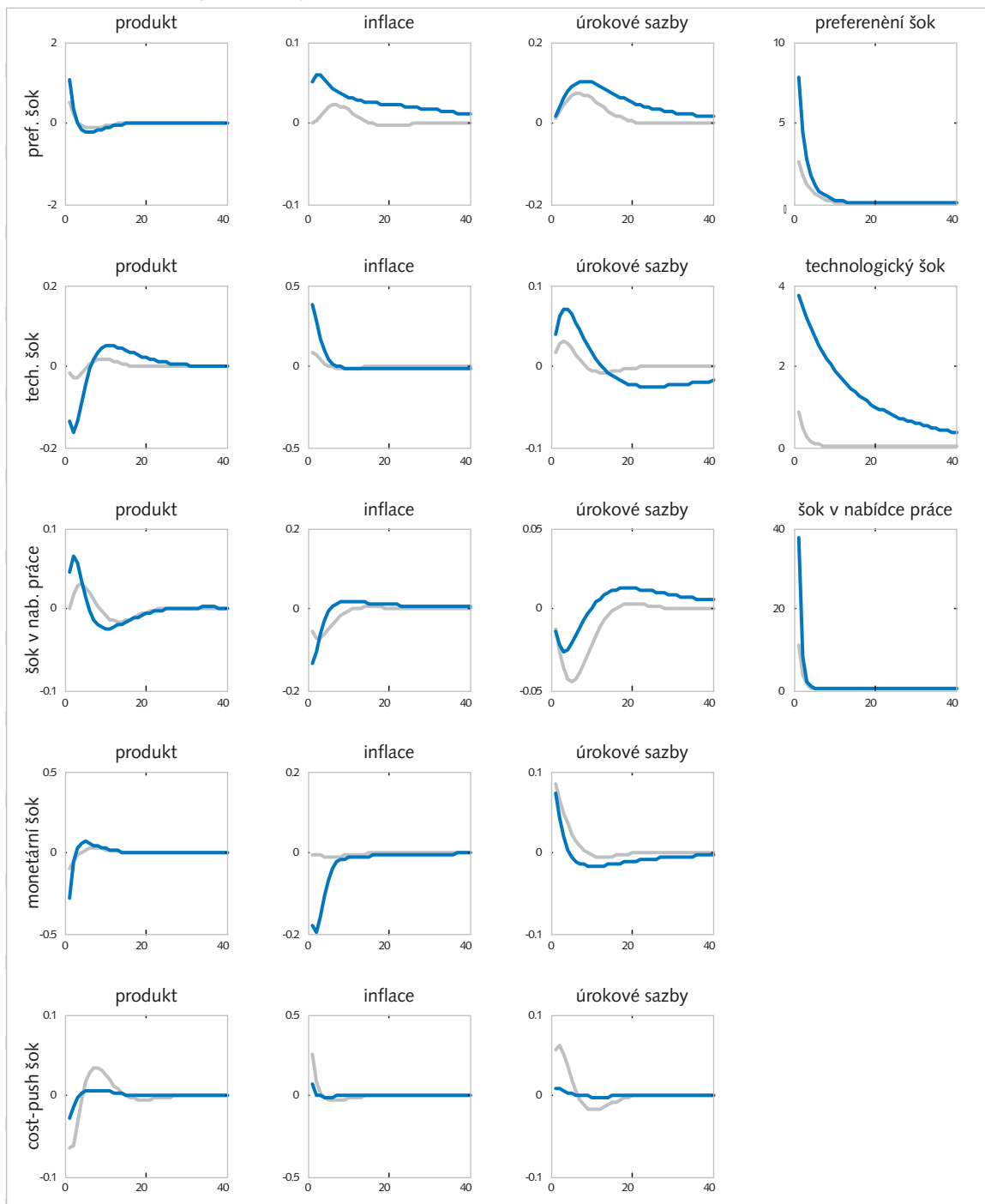
2.2.4. Analýza založená na impulzních odezvách

Strukturální rozdíly mohou být také viděny jako rozdíly v chování obou ekonomik. Pomocí analýzy impulzních odezvy můžeme porovnat chování obou ekonomik v reakcích na různé šoky. Graf č. 30 ukazuje impulzní odezvy vybraných proměnných na různé šoky. Analýzu jsme omezili na tři nejdůležitější makroekonomické proměnné: produkt, inflaci a úrokové sazby. Každý dílčí obrázek ukazuje reakci domácí proměnné na domácí šok a reakci zahraniční proměnné na zahraniční šok stejného typu.¹⁰ Považujeme za smysluplnější porovnávat reakce domácích a zahraničních proměnných na šoky stejného typu, kde je velikost a persistence těchto šoků dána jejich odhadnutou posteriorní střední hodnotou. Volně řečeno tedy porovnááme reakce domácích a zahraničních proměnných na šoky stejného typu, o jejich průměrné velikosti a persistenci. Toto porovnávání zahrnuje jak strukturální rozdíly, tak rozdíly v persistenci a volatilitě strukturálních šoků.

Co se preferenčních šoků týče, zdá se že neexistují podstatné rozdíly v chování hlavních makroekonomických veličin mezi zkoumanými ekonomikami. Ačkoliv velikost preferenčních šoků je v české ekonomice dvakrát větší než v Eurozóně 12, reakce zkoumaných proměnných mají velmi podobný průběh. Nicméně počáteční reakce domácího produktu je větší než počáteční reakce zahraničního produktu, reakce domácí inflace je o něco větší a více persistentnější než reakce zahraniční inflace a reakce domácí úrokové sazby je více persistentnější než reakce zahraniční úrokové sazby.

¹⁰ Považujeme českou ekonomiku za domácí ekonomiku a Eurozónu 12 za zahraniční ekonomiku.

Graf č. 30: Impulsní odezvy



Poznámka: modrá čára – odezva domácí proměnné na domácí šok, šedá čára – odezva zahraniční proměnné na zahraniční šok.

Na druhou stranu reakce hlavních makroekonomických proměnných na technologický šok vykazují podstatné rozdíly. Reakce domácích proměnných jsou mnohem větší a vykazují více postupný a více „hump-shaped“ vývoj než reakce zahraničních proměnných. Je to ovlivněno mnohem větší volatilitou a persistencí domácích technologických šoků.

Reakce hlavních makroekonomických veličin na šok v nabídce práce jsou u obou ekonomik také odlišné. Reakce zahraničních proměnných jsou pozvolnější a postupnější než reakce domácích proměnných.

Co se monetárních šoků týče, reakce domácího produktu je větší než reakce zahraničního produktu, ale přizpůsobovací proces domácího produktu je zase rychlejší. Neexistuje téměř žádná odezva zahraniční inflace na zahraniční monetární šok, zatímco odezva domácí inflace na domácí monetární šok vykazuje podstatný pokles následovaný postupným návratem k ustálenému stavu.

Volatilita cost-push šoků v domácí ekonomice je větší než v zahraniční ekonomice, což přispívá tomu, že odezvy zahraničních proměnných na cost-push šoky jsou větší a více volatilnější než odezvy domácích proměnných.

2.2.5. Závěr

Zkoumali jsme asymetrii šoků a strukturální rozdíly mezi českou ekonomikou a Eurozónou 12. Nejdříve jsme metodou založenou na porovnání modelů pomocí Bayesova faktoru zkoumali asymetrii šoků a strukturální rozdíly. Významný důkaz ve prospěch heterogenity v preferencích domácích jsme nenašli. Našli jsme ovšem mírné rozdíly v cenové a mzdové tvorbě a podstatný rozdíl v tom, jak ČNB a ECB vyhlazují úrokovou sazbu. Hlavní rozdíly mezi oběma zeměmi jsou nicméně v načasování, persistenci a volatilitě strukturálních šoků.

Pomocí analýzy impulzních odezev jsme také zkoumali vliv strukturálních rozdílů a rozdílů v persistenci a volatilitě strukturálních šoků na chování obou ekonomik. Co se preferenčních šoků týče, nenašli jsme podstatné rozdíly v chování hlavních makroekonomických veličin. Na druhé straně jsme však našli větší volatilitu a persistenci domácích technologických šoků. To přispívá k tomu, že odezvy domácích proměnných na technologické šoky jsou větší a vykazují více pozvolný a více „hump-shaped“ vývoj než odezvy zahraničních proměnných. Také jsme zjistili, že odezvy zahraničních proměnných na šoky v nabídce práce jsou pozvolnější než odezvy domácích proměnných. Co se monetárních šoků týče, reakce zahraniční inflace na zahraniční monetární šok je téměř nulová, zatímco reakce domácí inflace na domácí monetární šok vykazuje významný pokles následovaný postupným návratem k ustálenému stavu. Odezvy zahraničních proměnných na cost-push šoky jsou větší a volatilnější než odezvy domácích proměnných.

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

2.3. Vliv asymetrických šoků a strukturálních rozdílů mezi českou ekonomikou a euro zónou ¹¹

Asymetrické šoky a strukturální rozdílů jsou považovány za jednu z hlavních příčin možné neoptimality společné měnové politiky. Asymetrie šoků je definována jako rozdíl v načasování, velikosti a persistenci makroekonomických šoků. Strukturální rozdílů jsou pak definovány jako rozdílů v propagačním mechanismu těchto šoků. V případě asymetrických šoků a (nebo) strukturálních rozdílů v měnové unii, aplikovaná společná monetární politika čelící těmto šokům musí být pro některé země suboptimální. Analýza asymetrických šoků a strukturálních rozdílů proto hraje důležitou roli při evaluaci přínosů a nákladů společné měny.

Těmto tématům se věnuje velké množství ekonomických výzkumů, a to především kvůli jejich důležité roli při posuzování přínosů a nákladů společné měny. Pauer (1996) poskytuje netechnické shrnutí role asymetrických šoků v debatě o přínosech a nákladech společné měny. Několik článků diskutuje přítomnost a relativní důležitost asymetrických šoků a strukturálních rozdílů. Jondeau a Sahuc (2007) testují strukturální heterogenitu v Eurozóně a zjišťují, že asymetrické šoky jsou hlavním zdrojem odlišného chování zemí v Eurozóně, zatímco strukturální rozdílů nehrají téměř žádnou roli. Kolasa (2009) zkoumá strukturální heterogenitu mezi Polskem a Eurozónou a zjišťuje, že hlavním zdrojem strukturální heterogenity je volatilita a synchronizace šoků, které napadají tyto ekonomiky. Pytlarczyk (2005) odhaduje DSGE model dvou ekonomik pro Německo a zbytek Eurozóny. Zjišťuje, že neomezený model se stochastickou heterogenitou a odlišným složením spotřebního a investičního koše mezi regiony odpovídá datům lépe než model se stochastickou homogenitou a totožným složením zmínovaných košů.

Někteří autoři se snaží určit, do jaké míry jsou v EU asymetrické. Bayoumi a Eichengreen (1992) zjišťují, že šoky jsou významně více idiosynkratické mezi jednotlivými regiony EU než mezi regiony USA, což může indikovat, že EU bude mít problémy fungovat jako monetární unie. Oproti tomu však Verhoef (2003) ukazuje, že symetrie nabídkových i poptávkových šoků v EMU se zvyšuje v čase.

Některé studie se věnují přizpůsobovacímu procesu na asymetrické šoky. Alexius a Post (2008) zkoumají, jak plovoucí směnný kurz reaguje na asymetrické šoky, a zjišťují, že směnný kurz sice vykazuje určité stabilizující vlastnosti, ale že může být spíše charakterizován jako nesouvisející se zbytkem ekonomiky. Amisano, Giammarioli a Stracca (2009) zkoumají přizpůsobovací proces

¹¹ Výsledky prezentované v této podkapitole byly také prezentovány na konferenci MME 2011 a anglická verze této podkapitoly byla následně přetištěna v post-konferenčním sborníku, viz Slanicaý (2011).

na asymetrické šoky v Itálii a argumentují, že vstup do EMU nezměnil přizpůsobovací proces na poptávkové šoky a cost-push šoky a že EMU už není zasahována idiosynkratickými monetárními šoky. Driver a Wren-Lewis (1999) se snaží kvantifikovat a porovnat náklady vytvořené asymetrickými šoky v EMU a v režimu volného floatingu. Jejich výsledky naznačují, že tyto náklady je významně větší v EMU než při volném floatingu.

Celá řada autorů zkoumá strukturální rozdíly samotné. Benigno a López-Salido (2006) nacházejí rozdíly v inflační dynamice mezi Německem na jedné straně a Francií, Itálií, Nizozemím a Španělskem na straně druhé. Zjistili, že dynamika inflace v Německu je charakterizována spíše vpřed-hledící povahou cenové tvorby a průměrným trváním cen okolo pěti čtvrtletí, zatímco dynamika inflace ve druhé skupině zemí je charakterizována spíše zpět-hledící povahou cenové tvorby a průměrným trváním cen okolo osmi čtvrtletí. Fabiani a Morgan (2003) zkoumají rozdíly ve vztahu mezi růstem mezd, inflací a strnulostí pracovního trhu u Německa, Francie, Itálie, Nizozemí a Španělska. Poskytují empirický důkaz, že i mezi těmito velkými zeměmi EMU existují velké rozdíly. Angeloni a Ehrmann (2004) se snaží vysvětlit, proč se v Eurozóně objevují rozdíly v mírách inflace a tempech růstu produktu. Zjišťují, že hlavním vysvětlením mohou být rozdíly v persistenci inflace. Campa a González Minguez (2006) zkoumají, jak se změny ve směnném kurzu promítají do ceny zboží, a zjišťují, že mezi zeměmi Eurozóny existují výrazné rozdíly. Většina těchto rozdílů je způsobena odlišným stupněm otevřenosti zkoumaných zemí k importům ze zemí ležících mimo Eurozónu, spíše než heterogenitou ve struktuře importů. Demertzis a Hugues Hallett (1998) zkoumají rozdíly v mírách nezaměstnanosti v Evropě. Ukazují, že rozdíly v mírách nezaměstnanosti jsou dány spíše rozdíly ve fundamentech trhů práce, které způsobují, že se liší přirozené míry nezaměstnanosti. Asymetrické šoky a rozdíly v hospodářských politikách, dohromady zapříčiňující odlišnosti v mezeře nezaměstnanosti, hrají malou roli ve vysvětlování rozdílů v celkové nezaměstnanosti.

Hodně článků zmiňovaných výše zkoumá pouze asymetrické šoky nebo pouze strukturální rozdíly. Tato podkapitola se snaží zkoumat společný vliv asymetrických šoků a strukturálních rozdílů. Hodně článků zkoumá, do jaké míry existují asymetrické šoky nebo strukturální rozdíly mezi dvěma zeměmi. Dalo by se argumentovat, že asymetrické šoky a strukturální rozdíly nejsou důležité samy o sobě, ale kvůli svému vlivu na ekonomiku. Je důležitější vědět, jak moc odlišné chování ekonomik způsobují. Tato podkapitola se snaží zodpovědět tuto otázku, s využitím historické šokové dekompozice. Některé články analyzují přizpůsobovací procesy na asymetrické šoky. Tato analýza je smysluplná, ale nefká nám nic o frekvenci těchto šoků. Metoda navrhovaná v této podkapitole poskytuje výsledky o vlivu asymetrických šoků a strukturálních rozdílů. Tyto výsledky zahrnují jak přizpůsobovací procesy na asymetrické šoky, tak frekvenci s jakou tyto šoky nastávají

2.3.1. Model

Cílem této podkapitoly je analyzovat vliv asymetrických šoků a strukturálních rozdílů mezi dvěma zeměmi. Proto jsme se rozhodli použít model dvou ekonomik, ve kterém jsou obě ekonomiky modelovány stejným způsobem. Je také důležité použít komplexní model, který realisticky replikuje chování ekonomik co se týče jejich reakcí na různé šoky. Konkrétně by takový model měl obsahovat všechny části národních účtů. Asymetrické šoky a strukturální rozdíly jsou také analyzovány kvůli jejich důležitosti pro monetární politiku. Novokeynesiánské DSGE modely jsou považovány za benchmark pro analýzu monetární politiky a jsou za tímto účelem široce využívány centrálními bankami. Z těchto důvodů jsme se rozhodli použít novokeynesiánský DSGE model dvou ekonomik, prezentovaný v Kolasa (2009). Odvození tohoto modelu z mikroekonomických principů, stejně jako jeho log-lineární tvar můžeme nalézt v Kolasa (2009). V této části omezíme popis tohoto modelu na stručné netechnické shrnutí jeho struktury.

Model předpokládá 5 typů reprezentativních agentů v obou ekonomikách. Domácnosti spotřebovávají obchodovatelné a neobchodovatelné statky vyráběné firmami. Je zaveden předpoklad vytváření zvyků ve spotřebě a předpoklad, že spotřeba konečného obchodovatelného zboží vyžaduje spotřebu ω jednotek neobchodovatelných distribučních služeb. Domácnosti také obchodují s dluhopisy a jejich mezičasové rozhodování o spotřebě je ovlivňováno preferenčními šoky. Dále domácnosti nabízí práci a nastavují mzdy na monopolisticky konkurenčním trhu práce. Jejich nabídka práce je ovlivňována šoky v nabídce práce a nastavování mezd je omezeno množinou poptávkových omezení po jejich práci a modifikovaným Calvo omezení na četnost mzdových přizpůsobení, viz Calvo (1983). Podle této verze Calvova omezení, v každém období každá domácnost optimálně přenastaví svoji mzdu s pravděpodobností $1 - \theta_w$, a s pravděpodobností θ_w ji částečně upraví podle minulé inflace. Domácnosti také akumulují kapitál, který pak pronajímají firmám. Akumulace kapitálu je vystavena investičně-specifickým technologickým šokům a nákladům přizpůsobení.

Model předpokládá existenci dvou typů firem, producentů obchodovatelného zboží a producentů neobchodovatelného zboží. Oba druhy firem Cobb-Douglasovu produkční funkci s konstantními výnosy z rozsahu. Produktivita v obou sektorech je ovlivňována šoky v produktivitě. Firmy najímají práci na trhu práce a prodávají vyprodukované statky na monopolisticky konkurenčním trhu. Na trhu statků nastavují cenu svého zboží vzhledem k množině poptávkových omezení a vzhledem k modifikovanému Calvo omezení na frekvenci cenových změn, viz Calvo (1983). Podle této verze Calvova omezení v každém období každá firma optimálně přenastaví svoji cenu s pravděpodobností $1 - \theta_p$ a s pravděpodobností θ_p ji částečně upraví podle minulé inflace.

Fiskální autorita vybírá paušální daně, které používá pro vládní výdaje a transfery domácnostem. Státní rozpočet je v každém období vyrovnaný. Vládní výdaje jsou používány pouze na domácí neobchodovatelné zboží a jsou modelovány jako stochastický proces – šok v vládních výdajích. Dané předpoklady o chování domácností implikují, že v našem modelu platí ricardiánská ekvivalence. Monetární autorita se chová podle zpět-hledícího Taylorova pravidla a odchylky od tohoto pravidla jsou vysvětlovány jako monetární šok. Model je doplněn předpokladem kompletního trhu dluhopisů a předpokladem čistících se trhů.

2.3.2. Odhad

Model je odhadován na čtvrtletních datech české ekonomiky a ekonomiky Eurozóny 12. Jedná se o časové řady od 1. čtvrtletí 2000 do 4. čtvrtletí 2010. Časové řady jsou převzaty z webové databáze Eurostatu. Používáme následujících 14 časových řad (sedm pro každou ekonomiku): reálné HDP, spotřebu, investice, HICP, nominální mzdový index, krátkodobou úrokovou sazbu (tříměsíční sazba) a vnitřní směnné relace definované jako ceny neobchodovatelného zboží (služby a energie) relativně k cenám obchodovatelného zboží (ostatní). Kromě nominálních úrokových sazeb byly všechny proměnné sezónně očištěny a vyjádřeny jako odprůměrované rozdíly logaritmů. Nominální úrokové sazby byly odprůměrovány a vyjádřeny jako čtvrtletní sazby.

Chování modelu je živeno sedmi strukturálními šoky v obou ekonomikách: šoky v produktivitě, v sektoru obchodovatelných a neobchodovatelných statků, šoky v nabídce práce, šoky v investiční efektivitě, preferenční šoky, šoky ve vládních výdajích a monetárními šoky. Kromě monetárních šoků, které jsou modelované jako IID proces, jsou všechny šoky reprezentovány AR1 procesem. Je dovoleno, aby se hodnoty strukturálních parametrů lišily mezi zeměmi a aby existovala korelace mezi vzájemně odpovídajícími šoky v obou ekonomikách, např. mezi domácím preferenčním šokem a zahraničním preferenčním šokem.¹² Odhadované hodnoty korelací mezi vzájemně odpovídajícími šoky jsou prezentovány v tabulce č. 35.

12 Pro šoky reprezentované AR1 procesem to znamená, že je dovoleno pro korelaci mezi inovacemi v těchto šocích.

Tabulka č. 35: **Korelace mezi vzájemně odpovídajícími šoky**

šoky	korelace
šoky v produktivitě v obchodovatelném sektoru	0,32
šoky v produktivitě v neobchodovatelném sektoru	0,23
šoky v investiční efektivitě	0,38
preferenční šoky	0,14
šoky v nabídce práce	0,07
šoky ve vládních výdajích	0,11
monetární šoky	0,58

Zdroj: vlastní výpočty

Největší symetrie je mezi monetárními šoky a mezi šoky souvisejícími s technologií. Ostatní šoky můžeme považovat za asymetrické. Nicméně všechny odhadnuté korelace jsou spíše malé, což naznačuje, že existuje velká asymetrie mezi šoky v české ekonomice a Eurozóně 12. Tato interpretace je ale ze dvou důvodů velmi problematická. Zaprvé se až na monetární šoky nejedná o korelace mezi celými šoky (reprezentovanými AR1 procesy), ale pouze mezi inovacemi v těchto šocích. Zadruhé nejsou strukturální šoky zajímavé samy o sobě, ale kvůli svým dopadům na ekonomiku. Je důležitější vědět, jak moc odlišné chování ekonomiky tyto šoky způsobují. Jinými slovy tedy jak velká je asymetrie mezi vlivem těchto šoků na domácí a zahraniční veličiny.

2.3.3. Asymetrie vlivu šoků

Pokud chceme vědět, jak strukturální šoky ovlivňovaly chování obou ekonomik, musíme provést historickou šokovou dekompozici hlavních makroekonomických proměnných v obou ekonomikách. Svoji analýzu jsme omezili na tři nejdůležitější proměnné: produkt, inflaci a úrokové sazby. Šoková dekompozice znázorňuje příspěvky jednotlivých šoků k odchylkám zkoumané proměnné od svého ustáleného stavu. Vývoj zkoumané proměnné je v každém období rozdělen na příspěvky jednotlivých šoků. Pokud složíme dohromady příspěvky určitého šoku k vývoji zkoumané proměnné z každého období, dostaneme trajektorii vlivu tohoto šoku na zkoumanou proměnnou za celé zkoumané období. Protože používáme lineární model, je také možné sčítat příspěvky různých šoků v každém období. Například můžeme vyjádřit společný vliv domácího a zahraničního preferenčního šoku na určitou proměnnou jednoduchým sečtením jejich příspěvků k vývoji této proměnné, znázorněných šokovou dekompozicí.

Pomocí šokové dekompozice můžeme počítat korelace mezi trajektoriemi vlivu šoků na určitou proměnnou v domácí a zahraniční ekonomice.¹³ Považujeme za smysluplnější porovnávat společný vliv domácího a zahraničního šoku stejného typu na domácí a zahraniční proměnnou. Dá se argumentovat, že oba šoky mohou mít společnou příčinu nebo že šok v zahraniční ekonomice může vyvolat stejný druh šoku v domácí ekonomice, a naopak. Rozhodli jsme se také zkoumat společný vliv všech šoků v produktivitě namísto zkoumání samostatného vlivu šoků v produktivitě v obchodovatelném a neobchodovatelném sektoru. Dá se totiž znovu argumentovat, že oba šoky mohou mít společnou příčinu. Tabulka č. 36 ukazuje korelace mezi vlivem šoků

¹³ Českou ekonomiku považujeme za domácí ekonomiku a Eurozónu 12 za ekonomiku zahraniční.

na domácí a na zahraniční proměnné. Například, $kor = 0,53$, což odpovídá řádku „preferenční šoky“, sloupci „produkt“ a podsloupci „korelace“, je korelace mezi společným vlivem domácího a zahraničního preferenčního šoku na domácí produkt a společným vlivem domácího a zahraničního preferenčního šoku na zahraniční produkt. Korelace v tabulce č. 36 mohou být viděny jako měřítko asymetričnosti vlivu šoků na zkoumané proměnné v obou ekonomikách. Také jsme spočítali, jak moc který druh šoků přispívá k vysvětlení vývoje dané proměnné. Tyto hodnoty jsou prezentovány ve sloupcích „DP“ („ZP“) v tabulce č. 36 a jsou vyjádřeny jako procentuální podíly daného šoku na vývoji domácí (zahraniční) proměnné.

Můžeme vidět, že korelace mezi vlivem strukturálních šoků se mezi zkoumanými proměnnými významně liší. Například vliv šoků v produktivitě na úrokové sazby je vysoce korelovaný ($kor = 0,89$), zatímco vliv těchto šoků na produkt je téměř nekorelovaný ($kor = 0,1$). Můžeme také vidět, že ve většině případů je korelace mezi vlivem šoků větší než korelace mezi šoky samotnými. To naznačuje, že strukturální šoky mezi českou ekonomikou a Eurozónou 12 jsou méně asymetrické, než se zdá z odhadnutých korelací mezi šoky samotnými, prezentovaných v tabulce č. 35.

Co se týče vlivu jednotlivých šoků, v tabulce č. 36 můžeme také vidět několik zajímavých strukturálních rozdílů mezi českou ekonomikou a Eurozónou 12. Zdá se, že vývoj domácích proměnných (produktu, inflace a úrokových sazeb) je relativně více ovlivněn šoky v produktivitě než šoky v investiční efektivitě, zatímco vývoj proměnných v euro zóně je relativně více ovlivněn šoky v investiční efektivitě. Také se zdá, že monetární politika ECB je více diskreční než monetární politika ČNB, protože monetární šoky hrají mnohem větší roli ve vysvětlení úrokových sazeb v Eurozóně (24% v Eurozóně oproti 8% v ČR). Dá se také argumentovat, že velká korelace mezi vlivem monetárních šoků na úrokové sazby ($kor = 0,78$) naznačuje, že ČNB následuje ECB v jejich diskreční politice, t. j. když se ECB odchýlí od Taylorova pravidla, pak se ČNB většinou odchýlí také a ve stejném směru.

Tabulka č. 36: **Vliv šoků (kor – korelace vlivu šoků, DP – vliv na domácí proměnnou, ZP – vliv na zahraniční proměnnou)**

šoky	produkt			inflace			úrokové sazby		
	kor	DP	ZP	kor	DP	ZP	kor	DP	ZP
šoky v produktivitě	0,1	20 %	6 %	0,69	30 %	27 %	0,89	30 %	19 %
šoky v inv. efektivitě	0,91	16 %	33 %	0,55	10 %	15 %	0,88	9 %	21 %
preferenční šoky	0,53	11 %	12 %	0,63	1 %	5 %	0,95	2 %	8 %
šoky v nabídce práce	0,5	13 %	8 %	0,72	21 %	20 %	0,77	17 %	13 %
šoky ve vlád. výdajích	0,3	24 %	27 %	0,56	3 %	5 %	0,17	5 %	7 %
monetární šoky	0,19	12 %	9 %	0,66	11 %	18 %	0,78	8 %	24 %
počáteční podmínky	-0,02	4 %	7 %	0,94	23 %	10 %	0,7	28 %	7 %
celkový index	0,39			0,73			0,77		

Zdroj: vlastní výpočty

Problematickou charakteristikou výsledků ohledně vlivu jednotlivých šoků, prezentovaných v tabulce č. 36, je jejich velká roztržitost. Z tohoto důvodu jsme pro každou proměnnou spočítali celkový index vlivu všech šoků. Tento celkový index je váženým průměrem všech korelací mezi vlivem jednotlivých šoků na danou proměnnou, přičemž váhy jsou nastaveny jako procentuální podíly jednotlivých šoků na vývoj zkoumané proměnné v domácí ekonomice. Tyto celkové indexy jsou prezentovány v posledním řádku tabulky č. 36. Hodnoty těchto indexů mají podobnou interpretaci jako korelační koeficienty. Největší hodnoty těchto celkových indexů jsou

u vlivu šoků na inflaci (0,73) a úrokové sazby (0,77). Dá se argumentovat, že tyto dvě proměnné jsou v naší analýze nejdůležitější. Asymetrické šoky a strukturální rozdíly jsou analyzovány vzhledem k monetárním politikám. Monetární politika ČNB a ECB je primárně zaměřena na cílování inflace a je prováděna hlavně nastavováním úrokových sazeb. Výsledky naznačují, že vliv šoků na tyto proměnné je spíše symetrický mezi českou ekonomikou a Eurozónou 12.

2.3.4. Závěr

V této podkapitole prezentujeme nový přístup pro analýzu asymetrických šoků a strukturálních rozdílu mezi dvěma zeměmi, jenž využívá historickou šokovou dekompozici. Výhodou této metody je, že dohromady zkoumá vliv asymetrických a strukturálních šoků na odlišné chování obou ekonomik. Tato metoda zahrnuje přizpůsobovací proces na asymetrické šoky, stejně jako frekvenci, s jakou nastávají. Tuto metodu demonstrujeme na novokeynesiánském DSGE modelu dvou ekonomik, prezentovaném v Kolasa (2009). Model jsme odhadli na datech české ekonomiky a Eurozóny 12, za použití bayesiánských technik. Výsledky naznačují, že vliv strukturálních šoků na hlavní makroekonomické proměnné je mnohem více korelovaný, než se zdá z odhadnutých korelací mezi šoky samotnými. Největší korelace je mezi vlivem šoků na inflaci a úrokové sazby, což jsou z hlediska monetární politiky nejdůležitější proměnné.

Také jsme zjistili několik zajímavých strukturálních rozdílu mezi českou ekonomikou a Eurozónou 12. Zdá se, že vývoj hlavních makroekonomických veličin v české ekonomice je relativně více ovlivněn šoky v produktivitě, zatímco vývoj těchto veličin v Eurozóně 12 je relativně více ovlivněn šoky v investiční efektivitě. Také se zdá, že monetární politika ECB je relativně více diskrétní než monetární politika ČNB, nicméně se zdá, že ČNB následuje ECB v jejich diskrétní politice.

2.4. Strukturální charakteristiky českého trhu práce pohledem „search and matching“ DSGE modelu

Český trh práce zažil v posledních 15 letech velmi dynamický vývoj. V druhé polovině devadesátých let minulého století jsme tak mohli být svědky prudkého nárůstu nezaměstnanosti, jejíž úroveň se držela na vysokých hodnotách téměř jedno desetiletí. Výraznější pokles míry nezaměstnanosti pozorovatelný od roku 2006 byl přerušen na konci roku 2008 s příchodem globální hospodářské krize. Úroveň nezaměstnanosti se tak již po tři roky pohybuje v koridoru 8 a 9 procent.

V této podkapitole se pokusíme prozkoumat některé zajímavé a důležité strukturální charakteristiky českého trhu práce v posledních patnácti letech. K tomuto účelu využijeme malý makroekonomický model se „search and matching“ mechanismem, který je plně zakomponován do standardního makroekonomického dynamického stochastického modelu všeobecné rovnováhy (tzv. DSGE modelu). „Search and matching“ model je důležitým nástrojem modelování dynamiky na trhu práce. V této kapitole prezentovaný model je log-linearizovanou verzí původního modelu Lubika (2009). S využitím reálných makroekonomických dat jsme schopni odhadnout mnohé klíčové indikátory trhu práce, jakými jsou síla odborů v rámci procesu mzdového vyjednávání, elasticita přiřazení nezaměstnaných (která vyjadřuje to, jak citlivě reaguje trh práce na změnu v míře nezaměstnanosti při procesu párování, resp. přiřazování volných pracovních míst a nezaměstnaných) a efektivitu procesu přiřazení.

Tato podkapitola je strukturována následovně. Část 2.4.1 v krátkosti představuje malý DSGE model se zabudovaným „search and matching“ mechanismem, část 2.4.2 diskutuje použitá data, apriorní hustoty a odhadové techniky, v části 0 jsou prezentovány výsledky odhadu a konečně pak část 2.4.4 se zaměřuje hlouběji na kvalitu modelu a jeho schopnost generovat pozorovatelná data.

2.4.1. Model

Jak již bylo zmíněno, k odhadu využíváme model vyvinutý v práci Lubik (2009). Jedná se o jednoduchý „search and matching“ model zabudovaný do standardního DSGE rámce. Trh práce je zatížen frickem v důsledku toho, že jak proces hledání práce ze strany pracovníků (či nezaměstnaných), tak i proces hledání vhodného zaměstnance ze strany firem je nákladný z hlediska hmotného i časového. Mzdy jsou determinovány v rámci procesu mzdového vyjednávání, který v závislosti na vyjednávací síle jedné či druhé strany redistribuuje náklady spojené s nalezením vhodného partnera (zaměstnance, resp. zaměstnavatele).

Domácnosti

Prvním typem subjektů v modelu je reprezentativní domácnost, která maximalizuje funkci svého očekávaného užitku

$$E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^{j-t} \left[\frac{C_j^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi_j n_j \right], \quad (1)$$

kde C_j je agregátní spotřeba, $n_j \in [0;1]$ je podíl zaměstnaných členů domácnosti (ten je determinován procesem párování na trhu práce), $\beta \in (0;1)$ je diskotní faktor a $\sigma \geq 0$ je koeficient relativní averze k riziku. Proměnná χ_j vyjadřuje exogenní stochastický proces, který lze chápat jako šok do nabídky práce. Rozpočtové omezení je definováno jako

$$C_t + T_t = w_t n_t + (1 - n_t) b + \Pi_t, \quad (2)$$

kde b je příspěvek v nezaměstnanosti financovaný paušální daní, T_t Proměnná Π_t představuje zisky z vlastnictví firem a w_t je mzda. V modelu není explicitní nabídka práce, protože nabídka práce je výsledkem procesu párování. Podmínka prvního řádu je tak jednoduše

$$C_t^{-\sigma} = \lambda_t, \quad (3)$$

kde λ_t je Lagrangeův multiplikátor příslušný rozpočtovému omezení.

Trh práce

Trh práce je charakteristický existencí fricí při procesu hledání volného pracovního místa, resp. zaměstnance. Tyto frické jsou pojaty skrze standardní Cobb-Douglasovu funkci párování, resp. přiřazování („matching“)

$$m(u_t, v_t) = \mu_t u_t^\xi v_t^{1-\xi}, \quad (4)$$

kde $m(u_t, v_t)$ je míra párování nezaměstnaných hledajících práci, u_t , a volných pracovních míst v_t . Parametr $0 < \xi < 1$ vyjadřuje elasticitu párování nezaměstnaných a μ_t je stochastický proces vyjadřující efektivitu procesu párování. Pravděpodobnost obsazení volného pracovního místa může být agregátně definována jako

$$q(\theta_t) = m(u_t, v_t) / v_t, \quad (5)$$

kde $\theta_t = v_t / u_t$ je standardní indikátor těsnosti trhu práce. Model předpokládá, že nově spárovaná pracovní místa se stanou produktivními až za jedno období. Navíc nová i stará naplněná pracovní místa jsou rušena konstantní mírou separace, $0 < \rho < 1$, která odpovídá míře přílivu nezaměstnaných. Vývoj zaměstnanosti, $n_t = 1 - u_t$, je dán jako

$$n_t = (1 - \rho) [n_{t-1} + v_{t-1} q(\theta_{t-1})]. \quad (6)$$

Firmy

Oproti jiným „search and matching“ modelům tento model předpokládá monopolistickou konkurenci na trhu finální produkce. Poptávková funkce firmy je definována jako

$$y_t = \left(\frac{p_t}{P_t} \right)^{-1-\sigma} Y_t, \quad (7)$$

kde y_t je produkce firmy (a zároveň i její poptávka), Y_t je agregátní výstup, p_t je cena stanovená firmou, P_t je agregátní cenový index a ε je elasticita poptávky, kterou oproti Lubikovi (2009) nechápeme jako v čase proměnnou, tedy stochastický proces. Produkční funkce každé firmy je

$$y_t = A_t n_t^\alpha, \quad (8)$$

kde A_t je agregátní technologický (stochastický) proces a $0 < \alpha < 1$ je parametr zavadějící zakřivení do produkční funkce (a odpovídá hodnotě podílu práce na produktu). Kapitál je v tomto modelu fixní a pro každou firmu specifický. Forma volí počet zaměstnaných pracovníků, n_t , počet vytvořených volných pracovních míst, v_t , a svou optimální cenu, p_t s ohledem na maximalizaci mezičasové ziskové funkce

$$E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^{j-t} \lambda_j \left[p_j \left(\frac{p_j}{P_j} \right)^{-(1+\varepsilon)} Y_j - w_j n_j - \frac{\kappa}{\psi} v_j^\psi \right], \quad (9)$$

vzhledem k rovnici dynamiky zaměstnanosti (7) a produkční funkci (8). Zisky jsou vyhodnoceny skrze mezní užitek λ_t . Náklady vytvoření (či držení) volného pracovního místa jsou $(\kappa / \psi) v_j^\psi$, kde $\kappa > 0$ a $\psi > 0$. Pro $0 < \psi < 1$ vykazují náklady volného pracovního místa klesající výnosy, pro $\psi > 1$ jsou náklady rostoucí a pro $\psi = 1$ jsou náklady konstantní. Podmínky prvního řádu jsou

$$\tau_t = \alpha \frac{y_t}{n_t} \frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon} - w_t + (1 - \rho) E_t \beta_{t+1} \tau_{t+1}, \quad (10)$$

$$\kappa v_t^{\psi-1} = (1 - \rho) q(\theta_t) E_t \beta_{t+1} \tau_{t+1}, \quad (11)$$

kde $\beta_{t+1} = \beta(\lambda_{t+1} / \lambda_t)$ je stochastický diskontní faktor a τ_t je Lagrangeův multiplikátor vztahený k omezení danému rovnicí dynamiky zaměstnanosti. První z podmínek (10) odpovídá současné mezní hodnotě pracovního místa. Druhá podmínka propojuje náklady volného pracovního místa a očekávaný zisk z volného pracovního místa, a to skrze mezní hodnotu pracovníka (upravenou o pravděpodobnost obsazení volného pracovního místa, $q(\theta_t)$).

Mzdové vyjednávání

Mzdy v modelové ekonomice jsou přímým výsledkem bilaterálního procesu mzdového vyjednávání mezi firmami a pracovníky. Obě strany se v rámci vyjednávání snaží maximalizovat společný přebytek vzniklý v rámci vztahu mezi zaměstnancem a zaměstnavatelem:

$$S_t \equiv \left(\frac{1}{\lambda} \frac{\partial W_t(n_t)}{\partial n_t} \right)^\eta \left(\frac{\partial J_t(n_t)}{\partial n_t} \right)^{1-\eta}, \quad (12)$$

kde $\eta \in [0; 1]$ je vyjednávací síla pracovníků (odborů), $\partial W_t(n_t) / \partial n_t$ je mezní hodnota pracovníka, kterou přispívá k blahobytu domácnosti a $\partial J_t(n_t) / \partial n_t$ je mezní hodnota pracovníka pro firmu. Člen $\partial J_t(n_t) / \partial n_t = \tau_t$ je dán podmínkou prvního řádu (10). Rekurzivní vyjádření pro člen $\partial W_t(n_t) / \partial n_t$ lze odvodit jako

$$\frac{\partial W_t(n_t)}{\partial n_t} = \lambda_t w_t - \lambda_t b - \chi_t + \beta E_t \frac{\partial W_{t+1}(n_{t+1})}{\partial n_{t+1}} \frac{\partial n_{t+1}}{\partial n_t}. \quad (13)$$

S využitím rovnice dynamiky zaměstnanosti (6) platí $\partial n_{t+1} / \partial n_t = (1 - \rho)[1 - \theta_t q(\theta_t)]$. Všechny reálné platby jsou vyjádřeny pomocí mezního užítku λ_t . Standardní podmínku optimality pro vyjednanou mzdu lze odvodit v podobě

$$(1 - \eta) \frac{1}{\lambda_t} \frac{\partial W_t(n_t)}{\partial n_t} = \eta \frac{\partial J_t(n_t)}{\partial n_t}. \quad (14)$$

Po úpravě lze výraz pro vyjednanou mzdu zapsat v podobě

$$w_t = \eta \left[\alpha \frac{y_t}{n_t} \frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon} + \kappa v_t^{\psi-1} \theta_t \right] + (1 - \eta) [b + \chi_t C_t^\sigma]. \quad (15)$$

Uzavření modelu

Model předpokládá, že příspěvky v nezaměstnanosti, b , jsou financovány paušální daní, T_p , přičemž musí být splněna podmínka vyrovnaného rozpočtu. To znamená, že platí $T_p = (1 - n_t)b$. Omezení celé ekonomiky je tudíž dáno vztahem $C_t + (\kappa / \psi) v_t^\psi = Y_t$. Předpokládáme, že technologický šok A_t , šok v nabídce práce χ_t a šok v přiřazovací funkci μ_t jsou vzájemně nezávislé $AR(1)$ procesy (v logaritmech) s koeficienty ρ_i , kde $i \in (A, \zeta, \mu)$ a inovace $\varepsilon_t^i \sim N(0, \sigma_i^2)$.

2.4.1.1. Log-linearizovaný model

Pro účely odhadu nebudeme pracovat s nelineární podobou modelu, o které byla řeč doposud. Nelineární podoba je samozřejmě důležitá pro chápání klíčových strukturálních parametrů modelu. Místo nelineární podoby modelu použijeme log-linearizovanou verzi. Ta není obsahem původního článku Lubika (2009). V následujících log-linearizovaných rovnicích vyjadřují členy s čárkou nahoře hodnoty proměnných v ustáleném stavu. Tyto hodnoty lze vyjádřit přímo z nelineárních vztahů. Členy s vlnovkou vyjadřují odchylky proměnných od svých hodnot v ustáleném stavu.

$$\begin{aligned} \tilde{\lambda}_t &= -\sigma \tilde{C}_t & \tilde{m}_t &= \tilde{\mu}_t + \xi \tilde{u}_t + (1 - \xi) \tilde{v}_t \\ \tilde{q}_t &= \tilde{m}_t - \tilde{v}_t & \tilde{\theta}_t &= \tilde{v}_t - \tilde{u}_t \\ \tilde{n}_t &= -\frac{\bar{u}}{1 - \bar{u}} \tilde{u}_t & \tilde{n}_t &= \frac{1}{\bar{n} + \bar{v}q} [\bar{u} \tilde{n}_{t-1} + \bar{q} \bar{v} (\tilde{v}_{t-1} + \tilde{q}_{t-1})] \\ \tilde{y}_t &= (-1 - \varepsilon) (\tilde{p}_t - \tilde{P}_t) + \tilde{Y}_t & \tilde{y}_t &= \tilde{A}_t + \alpha \tilde{n}_t \\ \tilde{\tau}_t &= \frac{1}{\alpha \frac{\bar{y}}{\bar{n}} \frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon} \bar{w} + (1 - \rho) \bar{\beta} \bar{\tau}} \left[\alpha \frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon} (\tilde{y}_t - \tilde{n}_t) - \bar{w} \tilde{w}_t + (1 - \rho) \bar{\beta} \bar{E}_t (\tilde{\beta}_{t+1} + \tilde{\tau}_{t+1}) \right] \\ & & (\psi - 1) \tilde{v}_t &= \tilde{q}_t + E_t (\tilde{\beta}_{t+1} + \tilde{\tau}_{t+1}) \\ \tilde{\beta}_t &= \tilde{\lambda}_t + \tilde{\lambda}_{t-1} \\ \tilde{w}_t &= \frac{1}{\bar{w}} \left[\eta \left(\alpha \frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon} \frac{\bar{y}}{\bar{n}} (\tilde{y}_t - \tilde{n}_t) + \kappa \bar{v}^{\psi-1} \bar{\theta} ((\psi - 1) \tilde{v}_t + \tilde{\theta}_t) \right) + (1 - \eta) \bar{\chi} \bar{C}^\sigma (\tilde{\chi}_t + \sigma \tilde{C}_t) \right] \\ & & \tilde{Y}_t &= \frac{1}{\bar{C} + \frac{\chi}{\psi} \bar{v}^\psi} (\bar{C} \tilde{C}_t + \kappa \bar{v}^\psi \tilde{v}_t) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\tilde{A}_t &= \rho_A \tilde{A}_{t-1} + \varepsilon_t^A & \tilde{\chi}_t &= \rho_\chi \tilde{\chi}_{t-1} + \varepsilon_t^\chi \\ \tilde{\mu}_t &= \rho_\mu \tilde{\mu}_{t-1} + \varepsilon_t^\mu & \tilde{Y}_t &= \rho_Y \tilde{Y}_{t-1} + \varepsilon_t^Y\end{aligned}$$

Poslední rovnice je důsledkem skutečnosti, že \tilde{Y} je pozorovaná proměnná. V našem případě tak máme celkem čtyři šoky, což koresponduje se čtyřmi pozorovanými proměnnými: \tilde{u} , \tilde{v} , \tilde{w} a již zmiňované \tilde{Y} . Model obsahuje 17 endogenních proměnných (proměnná $(\tilde{P}_t - \bar{P}_t)$ je v naší aplikaci chápána jako jediná proměnná), čtyři šoky a 14 parametrů. Výchozí hodnoty ustálených stavů jsou kalibrovány následovně: $\mu^* = A^* = \chi^* = 1$ (vychází to z povahy šoků), $\beta^* = 0,9$ (v literatuře a modelových aplikacích se jedná o standardní volbu), $u^* = 0,0763$ a $v^* = 0,0127$ (tyto hodnoty jsou kalibrovány na základě dat). Zbývající hodnoty ustálených stavů jsou vypočítány s využitím právě těchto hodnot a apriorních středních hodnot všech parametrů.

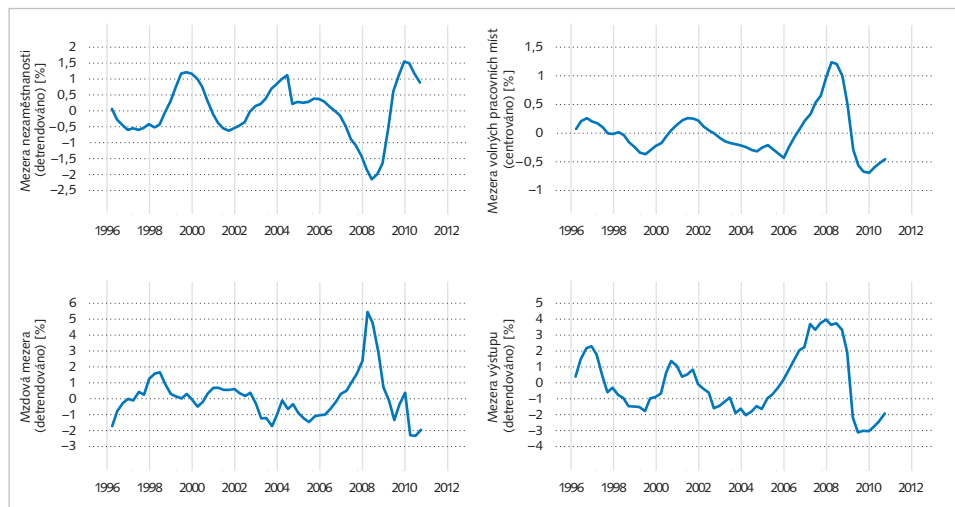
2.4.2. Data a apriorní hustoty parametrů

Model je odhadnut pro českou ekonomiku s využitím čtvrtletních dat za období 1. čtvrtletí 1996 až 4. čtvrtletí 2010. Pozorovanými proměnnými jsou reálný výstup (HDP, v logaritmech), hodinová mzda (v logaritmech), míra nezaměstnanosti a míra volných pracovních míst. Všechna data byla sezónně očištěna a detrendována (s výjimkou volných pracovních míst) s využitím Hodrick-Prescottova filtru (s vyhlazovací konstantou $\lambda = 1600$). Míra volných pracovních míst byla před samotným odhadem centrována. Všechny využitě proměnné jsou tak vyjádřeny jako procentní odchylky od ustálených stavů a jsou zobrazeny na grafu č. 31. Data pocházejí z databázi OECD a Českého statistického úřadu (ČSÚ). Konkrétně:

- HDP ve stálých cenách roku 2000 (sezónně očištěn), v miliónech Kč, zdroj ČSÚ,
- index hodinových mezd ve výrobním sektoru, rok 2005 = 100 (sezónně očištěn), zdroj OECD,
- registrovaná míra nezaměstnanosti (sezónně očištěna), zdroj OECD,
- volná pracovní místa transformovaná z počtu na podíl vzhledem k pracovní síle (sezónně očištěna), zdroj OECD.

V následujících částech nebudeme explicitně využívat značení s vlnovky pro vyjádření mezer odpovídajících proměnných od svých ustálených stavů.

Graf č. 31: Data



Zdroj: Český statistický úřad, OECD, vlastní výpočty

Parametry modelu byly odhadnuty s využitím bayesovských technik kombinovaných s filtrací Kalmánovým filtrem. Veškeré výpočty byly provedeny v Dynare toolboxu pro Matlab (viz Adjemian et al. (2011)). Tabulka č. 37 ukazuje popis jednotlivých parametrů modelu a odpovídající apriorní hustoty. Apriorní hustoty (a kalibrované hodnoty) jsou podobné těm z Lubik (2009). Směrodatné odchylky apriorních hustot jsou však více neinformativní.

Tabulka č. 37: Popis parametrů a apriorní hustoty

popis	parametr	hustota	střední hodnota	směrodatná odchylka
diskontní faktor	β	fixní	0,99	–
elastičita nabídky práce	α	fixní	0,67	–
elastičita poptávky	ε	fixní	10	–
relativní averze k riziku	σ	gama	1,00	0,50
elastičita přiřazení	ζ	gama	0,70	0,10
míra separace	ρ	gama	0,10	0,05
vyjednávací síla pracovníků	η	uniformní	0,50	0,30
příspěvky v nezaměstnanosti	b	beta	0,20	0,15
elastičita nákladů vytvoření volného pracovního místa	ψ	gama	1,00	0,50
škálovací faktor nákladů vytvoření volného pracovního místa	κ	gama	0,10	0,05
AR koeficienty šoků	$\kappa_{\{x, A, u, Y\}}$	beta	0,80	0,20
směrodatná odchylka šoků	$\sigma_{\{x, A, u, Y\}}$	inv. gama	0,05	∞
směrodatná odchylka chyb měření	$\sigma_{\{u\}}^*$	uniformní	0,001	0,0006
směrodatná odchylka chyb měření	$\sigma_{\{w, v\}}^*$	uniformní	0,001	0,0003

Zdroj: vlastní výpočty

2.4.3. Výsledky odhadu

Tabulka č. 38 obsahuje posteriorní odhady parametrů modelu a odpovídající 90% intervaly nejvyšší posteriorní hustoty. Lze vidět (porovnáním s tabulkou č. 37), že většina parametrů je dobře identifikována z dat, což se projevuje mimo jiné rozdílností apriorních a posteriorních středních hodnot. Data tak v našem případě v sobě nesou dosti silnou informaci.

Tabulka č. 38: **Odhady parametrů**

	posteriorní střední hodnota	90% HPDI			posteriorní střední hodnota	90% HPDI	
σ	1,0399	0,6036	1,4894	ρ_{μ}	0,8281	0,7298	0,9525
ζ	0,6459	0,5823	0,7099	ρ_{γ}	0,8695	0,8197	0,9241
ρ	0,0268	0,0086	0,0486	σ_{γ}	0,0162	0,0108	0,0214
η	0,8694	0,8311	0,9082	σ_A	0,0080	0,0067	0,0093
b	0,2924	0,1318	0,4688	σ_{μ}	0,0066	0,0059	0,0073
ψ	3,5706	3,0908	3,9944	σ_{γ}	0,0095	0,0080	0,0108
κ	0,0880	0,0637	0,1199	σ_{μ}^*	0,0005	0,0002	0,0009
ρ_{γ}	0,7831	0,7208	0,8555	σ_w^*	0,0003	0,0001	0,0004
ρ_A	0,9629	0,9332	0,9996	σ_v^*	0,0002	0,0001	0,0004

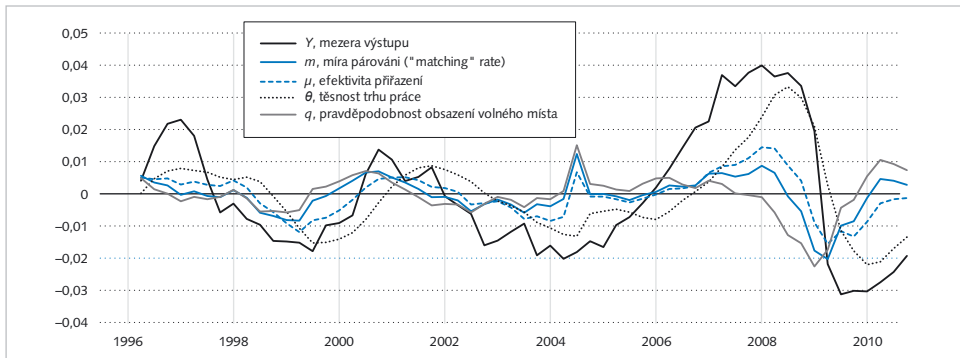
Zdroj: vlastní výpočty

Na základě našich odhadů je třeba zdůraznit několik zajímavých poznatků:

- prvním překvapivým odhadem je parametr vyjednávací síly odborů, η . Střední hodnota tohoto parametru je téměř 0,9, kdy 90% interval nejvyšší posteriorní hustoty je relativně úzký a posunutý vzhledem k apriorní hustotě. Interpretace je taková, že pracovníci jsou v případě českého trhu práce získat téměř veškerý přebytek vyplývající z pracovního vztahu. To na druhé straně omezuje firmy v ochotě vytváření nových pracovních míst. Náš výsledek je v příkrém rozporu s výsledky Lubika (2009) či Yashiva (2006), kteří se zaměřili na analýzu trhu práce ve Spojených státech;
- druhým zajímavým výsledkem je odhadnutá míra separace, ρ . Tento parametr je výrazně nižší než ten odhadnutý Lubikem (2009). Jeho hodnota tak v případě českého trhu práce podporuje názor hovořící o nízké flexibilitě s omezenou schopností odstraňování starých a nových pracovních vztahů;
- třetím pozoruhodným odhadem je elasticita vytváření volných pracovních míst, ψ . Střední hodnota je 3,57 a opět je výrazně odlišná od apriorní střední hodnoty. Vytváření nových pracovních míst je tak v případě české ekonomiky mnohem nákladnější, a to v důsledku rostoucích mezních nákladů volného pracovního místa (rostoucí vzhledem k počtu volných pracovních míst, resp. těsnosti trhu práce, θ). Lubik (2009) odhadl střední hodnotu tohoto parametru na úrovni 2,53. V tomto případě (v případě Spojených států) Lubik (2009) tuto vysokou hodnotu parametru ψ interpretuje jako jakýsi vyrovnávací faktor, který by měl omezovat přílišnou tvorbu nových pracovních míst v důsledku nízké vyjednávací síly pracovníků. V případě českého trhu práce však vysoká hodnota parametru je potvrzením poznatku o svém způsobem specificky málo flexibilním trhu práce;
- odhad parametru b odpovídá vcelku rozumné hodnotě 0,3, který je v souladu se skutečně vyplácenou podporou v nezaměstnanosti vyplácenou v rámci českého systému sociálního pojištění (pojištění v nezaměstnanosti), která odpovídá 30% průměrné mzdy;
- posteriorní střední hodnota parametru funkce přiřazení, ζ , je v souladu s hodnotou udávanou v literatuře (viz Lubik (2009) či Christoffel et al. (2009)).

Graf č. 32 zobrazuje trajektorie vybraných vyhlazených proměnných. Vidíme relativně hladký vývoj proměnné q (pravděpodobnost obsazení volného pracovního místa) s prudkým propadem na konci roku 2007. Toto pozorování je v souladu se závěry prezentovanými Němcem a Vašíčkem (2010), kteří zdůrazňovali roli zjevného nedostatku zaměstnanců v české ekonomice v rámci analýzy dynamiky na českém trhu práce. Tento propad však byl zastaven a otočen jako důsledek počátku globálního hospodářského poklesu z konce roku 2008. Efektivita procesu párování je silně korelována s vývojem mezery výstupu (korelační koeficient je 0,8). Tento indikátor je tak zřejmě nezávislý na institucionálním rámci českého trhu práce. Pravděpodobně to znamená, že změny institucí trhu práce v české ekonomice měly marginální význam (s minimálním reálným dopadem na flexibilitu trhu práce, pokud ji budeme spojovat s efektivitou procesu přiřazování nezaměstnaných a volných pracovních míst). Korelace mezi mezerou výstupu a indikátorem procesu párování, m , je relativně malá (0,4). Na druhé straně, korelace mezi reálnou mezerou výstupu a zpožděnou hodnotou m je 0,65. Aktuální hodnota funkce přiřazení je tak zjevně užitečným indikátorem budoucích změn v reálném výstupu, resp. jeho mezeře (přinejmenším tedy z pohledu jednoho čtvrtletí).

Graf č. 32: Trajektorie vybraných (vyhlazených) proměnných



Zdroj: vlastní výpočty

2.4.4. Hodnocení kvality modelu

Pro ověření kvality modelu z pohledu schopnosti modelu replikovat pozorovaná data využíváme výpočet výběrových momentů, autokorelačních koeficientů a křížových korelací. Tyto statistiky byly vypočítány na základě simulací odhadnutého modelu s nastavením hodnot parametrů na jejich posteriorních středních hodnotách. Všechny tyto statistiky odpovídají čtyřem pozorovaným časovým řadám (mezeza nezaměstnanosti, u , mezeza volných pracovních míst, v , mzdová mezeza, w , a mezeza výstupu, Y). Výsledky jsou obsaženy v tabulkách č. 39 a č. 40.

Model je velmi úspěšný v zachycení výběrových momentů dat a autokorelačních koeficientů (ty jsou vesměs v rámci odpovídajících 90% intervalů nejvyšší posteriorní hustoty). Tato vlastnost není typická pro modely tohoto relativně malého rozsahu. Existuje zde však jedna výjimka. Tou je modelem implikovaná vyšší volatilita mezd. Tato vlastnost nás vede k závěru o nutnosti obohacení modelu dalšími zdroji mzdových rigidit, jako je tomu v práci Krause a Lubika (2007) či Christoffela et al. (2009).

Tabulka č. 39: **Výběrové momenty a autokorelační koeficienty**

		výběrové momenty		zpoždění pro autokorelační koeficienty			
		stř. hodnota	sm. Odchylka	1	2	3	4
<i>u</i>	data	0,00	0,009	0,91	0,71	0,45	0,16
	model	-0,00	0,010	0,88	0,70	0,51	0,35
	90% HPDI	(-0,01;0,01)	(0,007;0,014)	(0,79;0,94)	(0,48;0,83)	(0,11;0,72)	(-0,08;0,62)
<i>v</i>	Data	0,00	0,004	0,91	0,71	0,45	0,17
	model	0,00	0,008	0,72	0,54	0,40	0,29
	90% HPDI	(-0,01;0,01)	(0,006;0,011)	(0,55;0,87)	(0,25;0,80)	(0,08;0,73)	(-0,09;0,67)
<i>w</i>	data	0,00	0,014	0,80	0,53	0,29	0,14
	model	0,00	0,054	0,72	0,52	0,36	0,24
	90% HPDI	(-0,04;0,04)	(0,041;0,071)	(0,57;0,84)	(0,30;0,72)	(0,06;0,61)	(-0,09;0,57)
<i>Y</i>	data	0,00	0,020	0,91	0,74	0,54	0,33
	model	0,00	0,017	0,79	0,62	0,47	0,36
	90% HPDI	(-0,01;0,01)	(0,012;0,024)	(0,64;0,88)	(0,33;0,77)	(0,09;0,70)	(0,01;0,63)

Zdroj: vlastní výpočty

 Tabulka č. 40: **Korelační matice**

	data				model (90% HPDI)			
	<i>u</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>Y</i>	<i>u</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>Y</i>
<i>u</i>	1,00	-0,90	-0,74	-0,77	1,00	-0,17	-0,12	-0,16
					(1,00;1,00)	(-0,56;0,25)	(-0,53;0,31)	(-0,66;0,34)
<i>v</i>	-0,90	1,00	0,80	0,88	-0,17	1,00	0,63	0,72
					(-0,56;0,25)	(1,00;1,00)	(0,25;0,89)	(0,46;0,87)
<i>w</i>	-0,74	0,80	1,00	0,60	-0,12	0,63	1,00	0,21
					(-0,53;0,31)	(0,25;0,89)	(1,00;1,00)	(-0,26;0,62)
<i>Y</i>	-0,77	0,88	0,60	1,00	-0,16	0,78	0,21	1,00
					(-0,66;0,34)	(0,46;0,87)	(-0,26;0,62)	(1,00;1,00)

Zdroj: vlastní výpočty

Naše závěry jsou dále v souladu se závěry autorů, kteří potvrzují, že modely se „search and matching“ frickem na trhu práce jsou schopny generovat negativní korelaci mezi volnými pracovními místy a nezaměstnaností (viz Krause a Lubik (2007)). Hodnoty křížových korelačních koeficientů (viz dolní meze intervalů nejvyšší posteriorní hustoty v tabulce č. 40) však bohužel nejsou dostatečně vysoké v případě korelací nezaměstnanosti a zbytku pozorovatelných proměnných. Podobné zkušenosti lze v závěrech Lubika (2009) nalézt i pro případ trhu práce ve Spojených státech. Lubik (2009) zdůrazňuje, že tento fakt je důsledkem přítomnosti šoku ve funkci přiřazení, který funguje jako reziduum v rovnicích nezaměstnanosti a mezd.

2.4.5. Závěr

V předchozích částech jsme se v rámci jednoduchého DSGE modelu se zabudovanými rigiditami na trhu práce pokoušeli prozkoumat některé strukturální vlastnosti českého trhu práce. V našem případě byly implementovány dva zdroje rigidit: mechanismus mzdového vyjednávání a „search and matching“ proces párování pracovníků a firem. Odhadnutý model je schopen dostatečně popsat dynamiku zaměstnanosti v české ekonomice. Odhady parametrů poskytují dostatečný důkaz o tom, že proces mzdového vyjednávání je determinován převážně silou odborů (pracovníků) a že institucionální změny českého trhu práce posledních 15 let měly jen malý reálný dopad na efektivitu párování nezaměstnaných a volných pracovních míst. Určitým nedostatkem modelu je jeho schopnost generování vysoké volatility ve mzdách. Tato vlastnost je klíčová pro rozhodování o obohacení modelu novými zdroji mzdových rigidit jak navrhuji Krause a Lubik (2007) nebo Christoffel (2009).

2.5. Strukturální změny v malé otevřené české ekonomice v období současné hospodářské krize

Tato podkapitola navazuje na výzkum publikovaný v monografii Slaný a kol. (2010) a věnuje se analýze současného krizového období pomocí DSGE modelu malé otevřené ekonomiky.

Náplní této podkapitoly je zjistit, zda lze současnou krizi chápat jako strukturální změnu nebo je-li struktura systému naopak nezměněna a důsledkem krize je jen vyšší volatilita šoků, které ekonomiku zasáhly. Předchozí výzkum poskytl předběžné výsledky, na které současný výzkum navazuje a nabízí ucelenou metodologii k hledání strukturálních změn. Z důvodu omezeného rozsahu této podkapitoly nejsou uvedeny všechny technické detaily a pozornost je věnována zejména klíčovému částem vyvinuté metodologie a ekonomické interpretaci výsledků analýz.¹⁴

Strukturální změna je v tomto modelovém kontextu chápána v souladu s literaturou¹⁵ jako změna ve struktuře modelu, která se projevuje změnou modelových parametrů. Analýza v části 2.5.5 se věnuje striktnější definici strukturální změny, která vyžaduje, aby se změněná struktura modelu projevila změněným chováním, což lze zhodnotit např. z vývoje impulzních odezev.

Obsah této podkapitoly je následující: Část 2.5.1 představí log-linearizovaný tvar modelu a část 2.5.2 představí datovou bázi použitou pro odhady. Část 2.5.3 obsahuje základní výsledky, které vycházejí z rekurzivních odhadů parametrů. Část 2.5.4 se podrobněji věnuje vývoji preferencí domácí a zahraniční centrální banky. Část 2.5.5 představuje rekurzivní pojetí analýzy impulzních odezev a závěrečná část 2.5.6 podkapitoly uzavírá.

2.5.1. Model

Podoba modelu je stejná jako v předchozím výzkumu a model lze tedy najít v monografii Slaný a kol. (2010), příp. původní verzi modelu v Lubik a Schorfheide (2006). Pro přehlednost si zde ukážeme log-linearizovanou podobu modelu. Symboly označené indexem s hvězdičkou odpovídají proměnným zahraniční ekonomiky.

¹⁴ Původní literatura je Čapek (2011a) a vše v plném rozsahu jde nalézt v Čapek (2011b).

¹⁵ Viz např. Schorfheide (2008), Boivin a Giannoni (2006) nebo Benati a Surico (2009).

Výsledkem optimalizace domácností je rovnice (1) vývoje mezního užítku z příjmu, rovnice pro vývoj spotřeby se zakomponovanými návyky ve spotřebě (2), Eulerova rovnice (3) a definice celkové inflace jako váženého průměru domácí a importované inflace (4).

$$-\lambda_t = \frac{\tau}{1-h\beta} c_t - \frac{h\beta}{1-h\beta} E_t(\pi_{t+1} + z_{t+1}) \quad (1)$$

$$c_t = \frac{1}{1-h} (c_t - hc_{t-1} + hz_t) \quad (2)$$

$$-\lambda_t = -E_t \lambda_{t+1} - (r_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t z_{t+1} \quad (3)$$

$$\pi_t = (1-\alpha)\pi_{H,t} + \alpha\pi_{F,t} \quad (4)$$

kde λ_t je mezní užitek z příjmu, $\tau > 0$ je koeficient relativní averze k riziku, $0 > h > 0$ je setrvačnost ve spotřebě, $0 > \beta > 0$ je diskontní faktor, c_t je spotřeba, E_t je operátor očekávání, z_t je tempo růstu celosvětového technologického pokroku, r_t je nominální úroková míra, π_t je míra inflace, α je otevřenost ekonomiky, $\pi_{H,t}$ je domácí inflace a $\pi_{F,t}$ je importovaná inflace.

Optimalizace domácích producentů vyústí v novokeynesiánskou Phillipsovu křivku (5) s vývojem mezních nákladů popsaných rovnicí (6).

$$\pi_{H,t} = \frac{1-\theta_H}{\theta_H} (1-\beta\theta_H) mc_{H,t} + \beta E_t \pi_{H,t+1} \quad (5)$$

$$mc_{H,t} = -\alpha q_t - \lambda_t - a_t \quad (6)$$

kde θ_H je Calvo přeceňovací parametr domácích výrobců, $mc_{H,t}$ jsou mezní náklady, q_t jsou směnné relace a a_t je nabídkový šok.

Optimalizace importérů, která je analogická k chování domácích producentů, vede k odvození Phillipsovy křivky importérů (7):

$$\pi_{F,t} = \frac{1-\theta_F}{\theta_F} (1-\beta\theta_F) \psi_{F,t} + \beta E_t \pi_{F,t+1} \quad (7)$$

kde θ_F je Calvo přeceňovací parametr domácích importérů a $\psi_{F,t}$ je odchylka od zákona jedné ceny.

Zavedení zahraniční ekonomiky vyžaduje několik rovnic definujících vztahy mezi ekonomikami. Konkrétně jde o míru depreciace nominálního směnného kurzu (8), definici směnných relací (v diferencích) v rovnici (9) a kombinovanou definici reálného směnného kurzu a mezery zákona jedné ceny (10).

$$\Delta e_t = \Delta s_t + \pi_t - \pi_t^* \quad (8)$$

$$q_t = q_{t-1} + \pi_{H,t} - \pi_{F,t} \quad (9)$$

$$s_t = \psi_{F,t} - (1-\alpha)q_t \quad (10)$$

kde Δ je operátor první diference, e_t je nominální směnný kurz, s_t je reálný směnný kurz a π_t^* je zahraniční inflace.

Následující rovnice popisují výsledné rovnovážné vztahy, které musí v modelu platit. Jde o rovnici týkající se mezinárodního sdílení rizika (11), podmínku nekryté úrokové parity (12) a log-linearizovanou podmínku vyčištění trhů (13).

$$\lambda_t = \lambda_t^* - s_t. \quad (11)$$

$$r_t - r_t^* = E_t \Delta e_{t+1} \quad (12)$$

$$y_{H,t} = (1 - \alpha)c_t + \alpha c_t^* + \alpha \eta (s_t - q_t) + g_{H,t}, \quad (13)$$

kde $y_{H,t}$ je hodnota domácího výstupu, η je elasticita substituce mezi domácím a zahraničním zbožím a $g_{H,t}$ je domácí poptávkový šok.

Zahraněční ekonomika je rovněž modelována ve strukturálním pojetí, takže existují jak reprezentativní zahraniční domácnosti, tak producenti, kteří optimalizují své účelové funkce. Jelikož je však zahraniční ekonomika modelována jako velká a uzavřená, nejsou zahraniční subjekty ovlivněny tím, jak se rozhodují domácí ekonomické subjekty.

Následující rovnice jsou odvozeny pro velkou zahraniční ekonomiku a jsou analogické vůči svým domácím protějškům. Výsledkem optimalizace domácností jsou rovnice (14) a (15), které jsou analogické k (1) a (2). Optimalizace zahraničních producentů v rovnici (16) je podobná domácí variantě (5). Podmínka vyčištění trhů (17) je díky nepřítomnosti zahraničních importérů velmi zjednodušená.

$$-\lambda_t^* = \frac{\tau}{1 - h\beta} c_t^* - \frac{h\beta}{1 - h\beta} E_t (\pi_{t+1}^* + z_{t+1}) \quad (14)$$

$$c_t^* = \frac{1}{1 - h} (c_t^* - hc_{t-1}^* + hz_t) \quad (15)$$

$$\pi_t^* = \frac{1 - \theta^*}{\theta^*} (1 - \beta\theta^*) (-\lambda_t^* - a_t^*) + \beta E_t \pi_{t+1}^* \quad (16)$$

$$y_t^* = c_t^* + g_t^*. \quad (17)$$

Model je uzavřen specifikací monetárního pravidla. V tomto případě je použito upravené Taylorovo pravidlo. Tato formulace monetární politiky předpokládá, že centrální banky reagují na odchylky inflace od ustáleného stavu, tempa růstu výstupu od ustáleného tempa γ a případně také na odchylky depreciace nominálního směnného kurzu od ustáleného stavu. Domácí a zahraniční monetární pravidla pak mají podobu

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r) [\psi_1 \pi_t + \psi_2 (\Delta y_{H,t} + z_t) + \psi_3 \Delta e_t] + \varepsilon_{r,t} \quad (18)$$

$$r_t^* = \rho_r^* r_{t-1}^* + (1 - \rho_r^*) [\psi_1^* \pi_t^* + \psi_2^* (\Delta y_t^* + z_t)] + \varepsilon_{r,t}^*, \quad (19)$$

kde r_t je nominální úroková míra, o které předpokládáme, že je nástrojem monetárních autorit, ρ_y je parametr vyhlazení, ψ jsou váhy, které monetární autority přiřkládají jednotlivým makroekonomickým proměnným, na které reagují. Veličina $\varepsilon_{r,t}$ představuje přímé inovace do monetárního pravidla a zachycuje tak nesystematické změny monetární politiky. Podobná vysvětlení platí pro případ zahraniční ekonomiky.

Model je doplněn AR(1) procesy, popisujícími vývoj vládních výdajů (vystupující jako poptávkový šok nebo také jako šok podmínky vyčištění trhů) g_t , technologický šok zavedený do produkční funkce (vystupující jako nabídkový šok) a_t a vývoj z_t , což je tempo růstu celosvětového nestacionárního technologického pokroku.

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_{a,t} \quad a_t^* = \rho_a^* a_{t-1}^* + \varepsilon_{a,t}^*$$

$$g_{H,t} = \rho_g g_{H,t-1} + \varepsilon_{g_{H,t}} \quad g_t^* = \rho_g^* g_{t-1}^* + \varepsilon_{g,t}^*$$

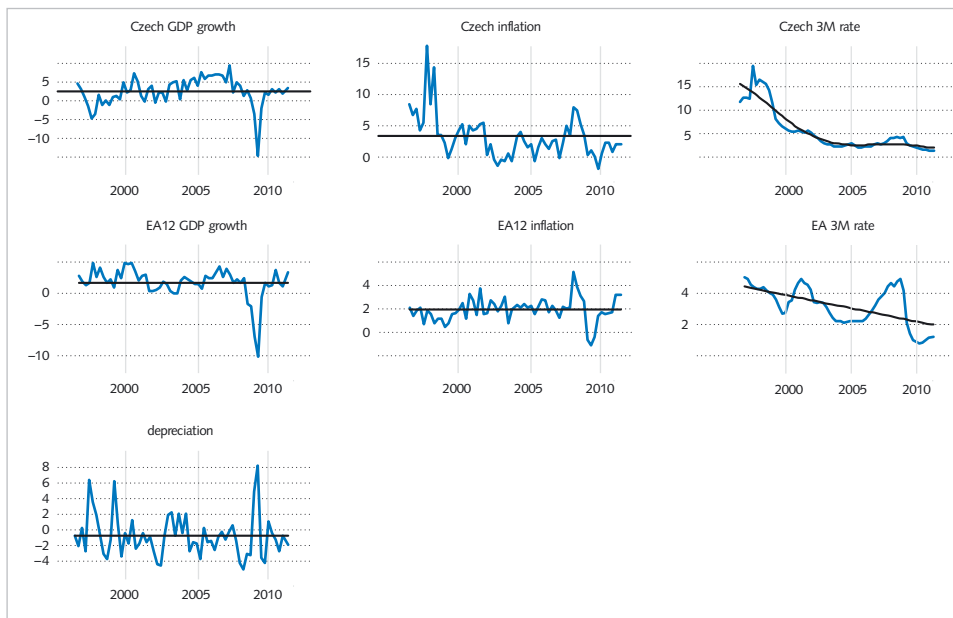
$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}$$

2.5.2. Data

Data použitá pro analýzy jsou zobrazena v grafu č. 33. Byly použity tři makroekonomické časové řady pro domácí Českou ekonomiku (tyto jsou zobrazeny v prvním řádku) a tři odpovídající makroekonomické časové řady pro zahraniční ekonomiku Eurozóny se 12 zeměmi. Dodatečná jedna proměnná ve třetím řádku je depreciace nominálního směnného kurzu české koruny. Data jsou z databáze Eurostatu, jsou čtvrtletní a čas je označen ke konci čtvrtletí, tj. například „2001.25“ je první čtvrtletí roku 2001 nebo „2008“ je čtvrté čtvrtletí roku 2007.

Všechny proměnné jsou v procentech. Inflace a tempa růstu výstupu jsou anualizovány, úrokové míry jsou vyjádřeny per annum. Pouze míra depreciace anualizovaná není. Čáry s tečkami označují původní data a plná čára označuje trend, který byl před samotným odhadem z vývojových trajektorií časových řad odstraněn. U všech proměnných kromě úrokových měr byl použit konstantní trend. Tato standardní procedura se však ukázala jako neadekvátní právě pro případ úrokových měr, neboť obě časové řady vykazují měnící se trend. Pro zahraniční úrokovou míru bylo dostatečné použít lineární trend, v případě české úrokové míry však ani tato metoda odstranění trendu nebyla dostatečná. Po několika experimentech byl zvolen jako nástroj detrendování Hodrick-Prescottův filtr.

Graf č. 33: Data



Zdroj: Eurostat

2.5.3. Rekurzivní odhady parametrů

Tato část podkapitoly pracuje s odhady na datech od roku 2001 do konce sledovaného období, tj. do prvního čtvrtletí roku 2011. Důvod pro volbu roku 2001 (a v následujících grafech pro srovnání i od roku 1999) je práce s daty odpovídajícímu datově homogennímu období, a to alespoň ze začátku časových řad. Jestli je datově homogenní i konec časových řad, tj. roky 2009–2011, to je otázka, na kterou se snažíme nalézt odpověď.

Základní výsledky analýzy jsou obsahem tabulky č. 41 a grafů č. 34 až 36. Tabulka ukazuje souhrnné výsledky pro všechny odhadované parametry, zatímco grafy zobrazují podrobné výsledky pro parametry, u kterých nastaly zajímavé změny.

Tabulka č. 41: **Hladiny významnosti spočtených charakteristik změn pro rekurzivní odhady parametrů na datech od roku 2001**

parametr	průnik	2S	HPDI	„medián“	„modus“
θ_F^* theta_H	0,83	0,84	0,88	0,68	0,68
θ_F^* theta_F	0,83	0,84	0,86	0,67	0,69
θ_F^* theta_Fstar	0,65	0,66	0,68	0,36	0,35
τ tau	0,89	0,89	0,85	0,78	0,69
h h	0,50	0,51	0,55	0,17	0,11
α alp	0,61	0,62	0,63	0,28	0,30
η eta	0,73	0,74	0,79	0,47	0,53
ψ_1 psi1	0,85	0,86	0,83	0,70	0,65
ψ_2 psi2	0,67	0,68	0,62	0,40	0,28
ψ_3 psi3	0,77	0,79	0,80	0,57	0,56
ψ_1^* psi1star	0,69	0,71	0,71	0,41	0,44
ψ_2^* psi2star	0,42	0,43	0,38	0,11	0,07*
ρ_A rhoA	0,57	0,64	0,92	0,16	0,80
ρ_R rhoR	0,52	0,52	0,52	0,20	0,18
ρ_G rhoG	0,60	0,66	0,50	0,21	0,02**
ρ_A^* rhoAstar	0,41	0,42	0,43	0,11	0,13
ρ_R^* rhoRstar	0,49	0,49	0,53	0,16	0,17
ρ_G^* rhoGstar	0,83	0,86	0,90	0,70	0,82
ρ_Z rhoZ	0,47	0,49	0,33	0,08*	0,01***

Tabulka č. 41 zobrazuje ve sloupci „průnik“ hodnotu průniku dvou příslušných aposteriorních hustot normovaných na integrál roven jedné. Jedna z hustot odpovídá vždy odhadu před nástupem hospodářské krize, druhá hustota odpovídá odhadu na časovém období, které již obsahuje data z období současné hospodářské krize. Pro vysvětlení můžeme uvést, že pokud by hodnota byla blízko jedné, obě hustoty by se téměř překrývaly a znamenalo by to, že hodnota parametru se téměř nezměnila. Naopak pokud by průnik obou hustot byl roven nule, znamenalo by to, že hustoty se vůbec nepřekrývají a došlo tedy k velmi zásadní změně parametru. Mezi parametry s nejnižšími hodnotami této statistiky, a tedy nejslabšími průniky hustot, patří ρ_A^* , ψ_2^* a ρ_Z .

Další dva sloupce tabulky č. 41 ukazují, do jaké míry se liší pravděpodobnostní intervaly spojené s odhady parametrů. Sloupec „2S“ obsahuje údaj o hladině významnosti, při kterém se nepřekrývají oboustranné pravděpodobnostní intervaly nejvyššího a nejnižšího odhadu. Sloupec „HPDI“ obsahuje údaj o hladině významnosti, při kterém se nepřekrývají intervaly nejvyšší aposteriorní hustoty. Pokud je rozdíl mezi hodnotami v těchto dvou sloupcích velký, jsou příslušné hustoty, ze kterých byly výsledky počítány, zřejmě zešikmené či dokonce multimodální.

Poslední dva sloupce zobrazují hodnoty statistické významnosti, při kterých se centrální tendence jednoho odhadu odchýlí z příslušných pravděpodobnostních intervalů jiného odhadu. Jinými slovy lze říci, že tyto výsledky posuzují, do jaké míry se změnila centrální tendence odhadu. V souladu se sloupci „2S“ a „HPDI“ se použije buď percentilový přístup, tj. analýza, zda a kdy se dostane medián v jednom odhadu z oboustranných pravděpodobnostních intervalů v jiném odhadu. Alternativně se použije přístup přes nejvyšší aposteriorní hustotu, kdy bod nejvyšší

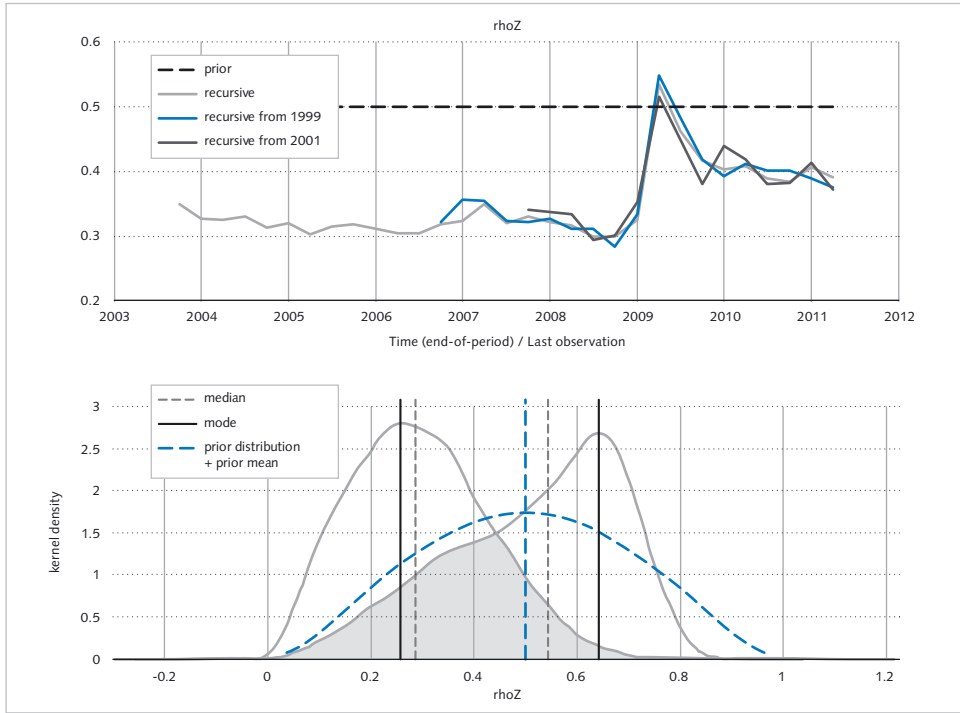
aposteriorní hustoty je modus příslušné hustoty. Vzhledem k tomu, že se zkoumá, do jaké míry se tyto centrální tendence (medián a modus) vychýlí z příslušných pravděpodobnostních intervalů, v tabulce č. 41 jsou poslední dva sloupce nazvány „medián“ a „modus“ a připomínáme, že opět jde o statistickou významnost, při které dojde k výše popsanému odchýlení.

V těchto posledních případech už tabulka nabízí výsledky, které jsou statisticky významné na standardně používaných hladinách významnosti. Tyto výsledky jsou zdůrazněny v souladu s literaturou jednou hvězdičkou, pokud je hladina významnosti nižší než 0,1, dvěma hvězdičkami, pokud je nižší než 0,05 a třemi hvězdičkami, pokud je nižší než 0,01.

Nejzajímavější a statisticky nejvýznamnější výsledky jsou podrobněji zobrazeny v následujících grafech č. 34 až 36. Horní panely následujících grafů zobrazují apriorní hodnotu a potom tři varianty rekurzivního odhadu. Jde o rekurzivní odhad, kdy začátky časových řad jsou ve druhém čtvrtletí roku 1996, dále pak v prvním čtvrtletí roku 1999 a nakonec prvním čtvrtletí roku 2001. Tyto varianty jsou voleny z důvodu práce s homogenními daty. Nás budou nyní zajímat rekurzivní odhady od roku 2001. Horizontální osa je časové označení posledního pozorování, které je v rekurzivním odhadu použito. Vertikální osa zachycuje vývoj odhadů aposteriorní střední hodnoty. Jelikož rozdělení mohou být sešikmená či multimodální, spodní panely zobrazují příslušné odhadnuté hustoty nejvyššího a nejnižšího odhadu (značeno kroužkem v horním panelu). Pro srovnání zobrazuje dolní panel také apriorní rozdělení a vybrané centrální tendence rozdělení. Šedou oblastí je naznačen průnik obou aposteriorních hustot (pokud by byly hustoty normované na 1, průnik odpovídá hodnotě ve sloupci „průnik“ v tabulce č. 41).

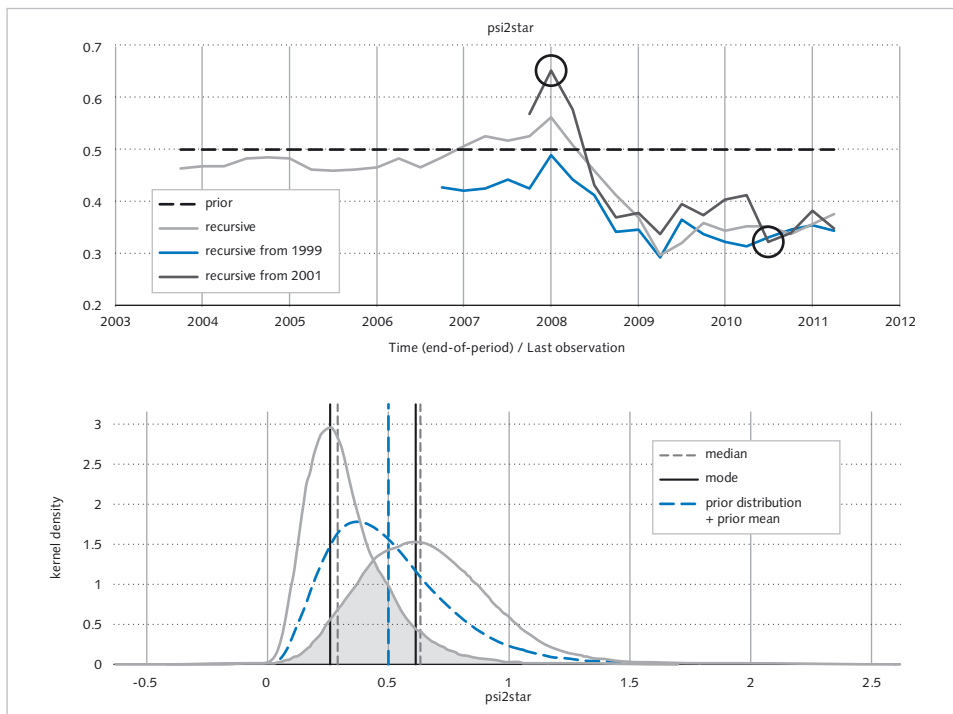
Graf č. 34 zobrazuje výsledky pro parametr persistence celosvětového technologického pokroku, ρ_Z . Horní panel ukazuje vývoj odhadů tohoto parametru. Zde je zřejmý skok v období „2009.25“, což je první čtvrtletí roku 2009. Dolní panel zobrazuje míru, do jaké se liší obě aposteriorní hustoty a do jaké se navíc obě liší od apriorní hustoty. Oba odhady jsou tedy informativní a odhad v období před současnou hospodářskou krizí je výrazně nižší než odhad, který obsahuje data z období krize. Vzhledem k rozdílné sešikmenosti obou aposteriorních hustot je zřejmé, že srovnání na základě nejvyšší aposteriorní hustoty budou vykazovat vyšší rozdíly než srovnání vycházející s oboustranných intervalů a mediánů. Tento fakt je možné pozorovat i v tabulce č. 41. Důkladnější analýza ukazuje, proč k těmto výsledkům došlo: důvodem je modelový popis krize, kdy je první čtvrtletí roku 2009 charakterizováno velkými změnami a model má problémy vývoj dat vysvětlit. Částečnou příčinou jistě bude špatná specifikace modelu, kdy model je příliš stylizovaný na to, aby mohl zachytit propagační mechanismy tohoto výjimečného období. Příčina krize je v tomto případě modelově chápána jako negativní celosvětový technologický šok, který nabývá takových hodnot, že persistence tohoto šoku musela výrazně vzrůst. Poté co krize začala odeznívat, hodnota parametru se začala pozvolna navracet k původním nižším hodnotám.

Graf č. 34: Rekurzivní odhad persistence celosvětového technologického pokroku



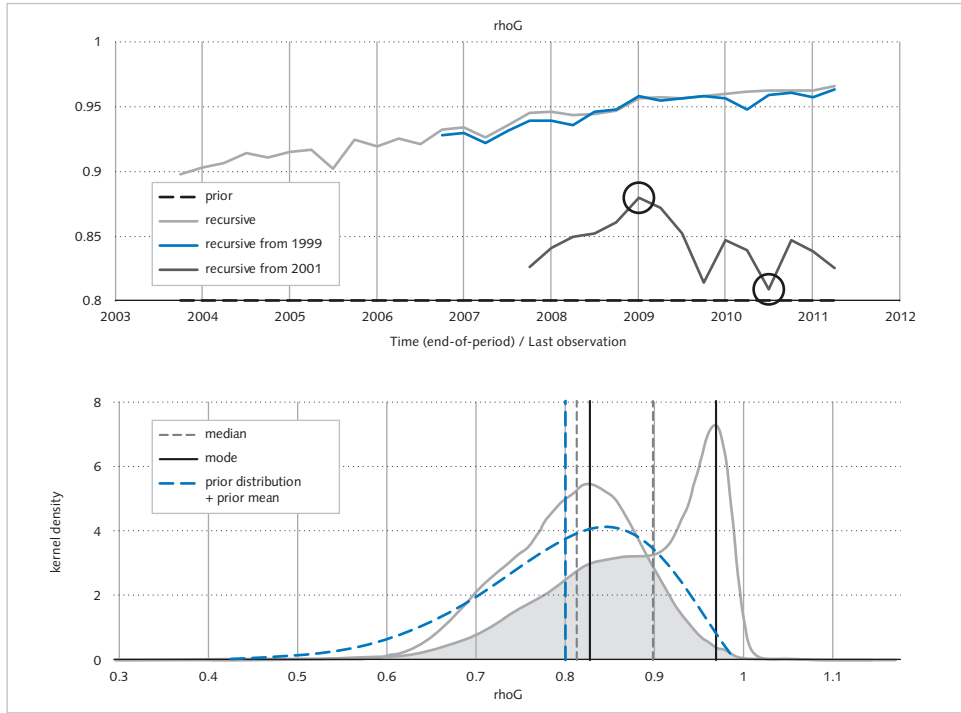
Graf č. 35 zobrazuje podobné výsledky jako předchozí graf, ale pro váhu na inflaci v zahraničním Taylorově pravidle ψ_2^* . Horní panel naznačuje, že v průběhu roku 2008 se snižovala váha, s jakou zahraniční centrální banka reaguje na odchylky tempa růstu produktu od dlouhodobého růstu. Hodnoty před změnou dosahují přibližně 0,65, zatímco hodnoty po změně dosahují jen něco málo přes 0,3. Tato změna by se tedy dala interpretovat tak, že zahraniční monetární autorita reaguje na odchylky výstupu jen s poloviční vahou oproti předcházejícímu období. Tento závěr však nemusí být korektní, neboť v Taylorově pravidle (viz rovnice č. 19) je tento člen násoben doplňkem zpěthledícího parametru $(1 - \rho_R^*)$ a parametr ρ_R^* se pochopitelně také mohl změnit a původní vývoj ψ_2^* mohl případně kompenzovat. Z tohoto důvodu, ale také proto, že případné změny preferencí monetárních autorit mohou být důležitým a zajímavým ukazatelem, ukazuje graf č. 37 úspěšné řešení výše naznačeného problému a představuje vývoj skutečných preferencí monetárních autorit. Spodní panel grafu č. 35 opět poukazuje na fakt, že odhady se odchýlily od apriorní hustoty v různých směrech, tj. odhady jsou informativní a hodnota parametru se mění, v tomto případě z vyšší hodnoty k nižší v průběhu příchodu krize.

Graf č. 35: Rekurzivní odhad váhy na inflaci v zahraničním Taylorově pravidle



Graf č. 36 zobrazuje poněkud jiný vývoj než předchozí dva, a i motivace zobrazení těchto výsledků je poněkud jiná. Horní panel ukazuje, jak důležité je pracovat s homogenními daty. Jednotlivé rekurzivní odhady se totiž vyvíjejí různým způsobem. Rekurzivní odhady pracující s daty od začátku pozorovaného období a rekurzivní odhady na datech od roku 1999 vykazují setrvalý růst parametru. Naproti tomu rekurzivní odhady, které používají až data od roku 2001, vykazují spíše setrvalý stav a zároveň také úrovnový posun o přibližně 0,1 směrem dolů. Zároveň tento graf dokládá důležitost analýzy celých funkcí hustoty či několika deskriptivních charakteristik těchto hustot, neboť jak ukazuje dolní panel, hustota z konce roku 2008 (značeno „2009“) vykazuje tendence k bimodalitě. Tento vývoj je nestandardní a značí, že se v odhadu – nejspíše z důvodu špatné specifikace – mění propagační mechanismy. Ne náhodou tak rovněž tabulka č. 41 zobrazuje v případech charakteristik vycházejících z nejvyšší aposteriori hustoty (sloupce „HPDI“ a „modus“) značné odchýlené výsledky.

Graf č. 36: Rekurzivní odhad setrvačnosti domácího poptávkového šoku



2.5.4. Preference monetárních autorit

Graf č. 37 zobrazuje hodnoty členů $(1 - \rho_R)\psi$, tedy souhrnného vlivu zpěthledícího vyhlazovacího parametru v Taylorově pravidle, ρ_R a čistě preferenčních parametrů monetárních autorit, ψ . Pozorovat vliv jako souhrnný je potřebné, neboť všechny parametry se při odhadech mohou měnit a jejich vliv se může částečně rušit nebo se naopak může zesilovat.

V legendách grafů je $Rpsi1 = (1 - \rho_R)\psi_1$, $Rpsi2 = (1 - \rho_R)\psi_2$ a $Rpsi3 = (1 - \rho_R)\psi_3$, v levém panelu jde o parametry domácí monetární autority, v pravém panelu o parametry zahraniční monetární autority. Vertikální linie zobrazují obzvláště zajímavá období, v případě domácí ekonomiky jde o první čtvrtletí roku 2009, v případě zahraniční jde o čtvrté čtvrtletí roku 2008.

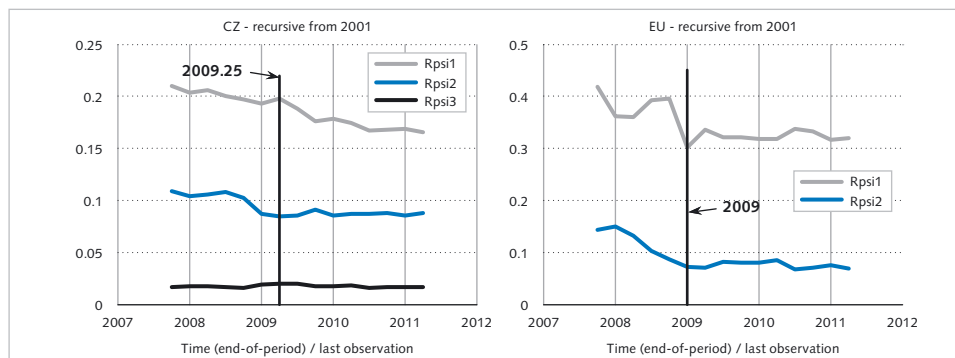
Levý panel grafu č. 37 ukazuje vývoj upravených preferenčních parametrů domácí monetární autority. Vývoj všech parametrů vykazuje celkem plynulý vývoj bez zásadních zlomů. To je možné chápat tím způsobem, že vývoj preferencí a chování monetární autority „zbytečně nepřekvapuje“ ekonomické subjekty, což je možno interpretovat jako způsob, jakým si centrální banka buduje kredibilitu, která je pro účinné dopady zásahů monetární autority důležitá. Vertikální linie vyznačuje období, které je charakteristické nejznatelnějším projevem hospodářské krize v datech. V tomto období se částečně mění preference domácí monetární autority vůči inflaci, která tak narušuje sestupný trend. Patrná dlouhodobá tendence k poklesu preference centrální banky vůči inflaci nejde jednoduše chápat tak, že centrální banka se o inflaci nezajímá. Vysvětlením může být spíše to, že centrální autorita získává kredibilitu a „učí“ ekonomické subjekty předvídat její protiinflační chování a činit tomu odpovídající rozhodnutí. Tímto

způsobem se snižují náklady odstranění inflace a centrální banka nemusí následně tak prudce reagovat na inflační tlaky.

Oproti vývoji preferencí domácí monetární autority je vývoj v pravém panelu grafu č. 37 odlišný. Při interpretaci výsledků se můžeme vrátit k předchozí analýze grafu č. 35. Člen „Rpsi2“ vznikl, jak bylo výše vysvětleno, přenásobením zpěthledícím parametrem v Taylorově pravidle a jde tak o člen vyjadřující skutečnou preferenci zahraniční monetární autority ohledně reakce na odchylky tempa růstu výstupu od dlouhodobého tempa. Vývoj tohoto členu v průběhu roku 2008 skutečně vykazuje pokles a to z původních 0,15 na konečných méně než 0,1, tj. jak naznačoval graf č. 35, jde skutečně o pokles zájmu Evropské centrální banky (ECB) o výstup, ačkoliv ne tak zásadní, jak se původně zdálo. Před nástupem současné hospodářské krize se tedy ECB snažila podporovat hospodářský růst poklesem nominálních úrokových měr. S nástupem hospodářské krize se tato vůle ECB značně oslabuje. Další zjevně viditelná změna, a totiž ve čtvrtém čtvrtletí roku 2008, je výrazný propad preference v reakci na odchylky inflace. Tento propad je způsoben nesouladem makroekonomických dat a fungování Taylorova pravidla v tomto čtvrtletí. Jak je patrné v grafu č. 33, toto období je charakterizováno výraznou desinflací. To však v rozporu s fungováním Taylorova pravidla nebylo doprovázeno příslušným poklesem nominálních úrokových měr. Sazby se sice snižovaly, ale stále byly vysoko nad dlouhodobou úrovní. Inflace byla v tomto období velmi nízká a taktéž pod svou dlouhodobou úrovní. Tento rozpor se projevil v mechanice modelu jako snížení parametru ψ^* , a také zvýšení vyhlazovacího parametru ρ^* .

Závěrem můžeme říci, že Česká národní banka (ČNB) jako domácí monetární autorita zvládá současnou hospodářskou krizi bez větších problémů a navíc nejspíš narůstá její kredibilita. Naproti tomu ECB měla, alespoň v kontextu Taylorova pravidla, výraznější problémy s korektním zvládnutím krize.

Graf č. 37: Preferenční parametry domácí a zahraniční monetární autority



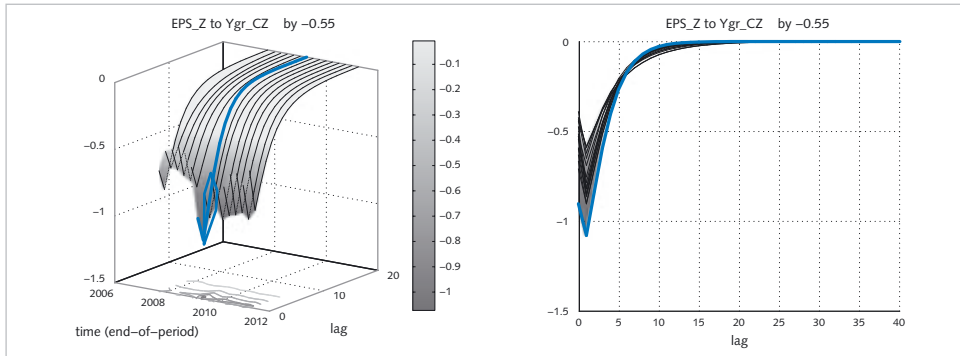
2.5.5. Analýza rekurzivních impulzních odezev

Změny parametrů lze chápat jako změnu struktury modelu, ale při striktnějším pohledu na věc bychom také mohli očekávat, že se v důsledku změn parametrů mění chování celého systému. Z tohoto důvodu nabízí tato část dílčí výsledky analýzy rekurzivních impulzních odezev.

Impulzní odezva ukazuje, jak vybraná důležitá makroekonomická proměnná reaguje na vnější šok zavedený do ekonomického systému. Tato analýza byla pro potřeby této podkapitoly rozšířena do rekurzivní podoby, abychom mohli zhodnotit, do jaké míry se reakce na vnější podněty mění v čase. Následující dva grafy mají dva panely, které se liší jen náhledovým úhlem na 3-D graf. Levý panel zachycuje rekurzivní impulzní odezvy, kdy pravá dolní osa „x“ zobrazuje zpoždění, v jakém reakci na

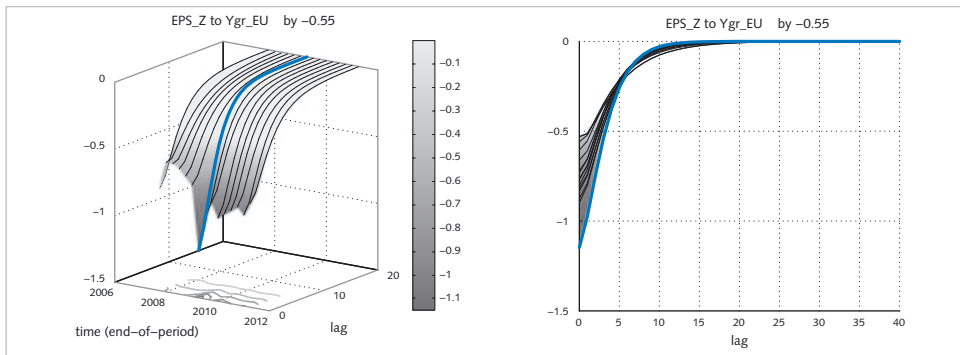
šok pozorujeme, levá dolní osa „y“ zobrazuje rekurzi, tj. jde o různá časová období, která vždy značí impulzní odezvu pro jiný odhad parametrů. Značení času odpovídá značení používané i v předchozích grafech. Vertikální osa „z“ zobrazuje hodnotu odezvy samotné. Levý panel se soustředí na změny krátce po dopadu šoku, pravý panel se soustředí na způsob odezvení šoku. Pravý panel tedy zobrazuje pohled na 3-D graf z pravé dolní strany, neboli jde o „x-z“ pohled, neboť osa „y“ nejde vidět. V obou panelech je barevně vyznačena impulzní odezva odpovídající prvnímu čtvrtletí roku 2009.

Graf č. 38: **Rekurzivní impulzní odezvy: reakce domácího tempa růstu výstupu na negativní celosvětový technologický šok**



Graf č. 38 zobrazuje vývoj impulzních odezvy v čase jako důsledek negativního celosvětového technologického šoku. Pozorovaná proměnná je české tempo růstu výstupu. Velikost šoku je historicky průměrná, tj. jedná se o běžnou velikost šoku (včetně období krize). Graf ukazuje, jak v barevně vyznačeném období dochází ke změně impulzní odezvy směrem k silnějšímu propadu výstupu jako důsledku negativního technologického šoku. Pravý panel jasněji ukazuje, o jakou jde změnu a o jaký propad se jedná. V předkrizovém období měl tento šok negativní dopad do tempa růstu výstupu pouze asi půl procentního bodu, zatímco v období krize dosahuje propad až jeden procentní bod. Podobný vývoj ukazuje i graf č. 39, kde se jedná o stejný šok, ale pozorovanou proměnnou je zahraniční tempo růstu výstupu. V tomto grafu je patrná ještě o něco větší změna než v předchozím případě domácí ekonomiky. Tvar impulzní odezvy je také poněkud jiný z důvodu bohatší struktury modelu domácí ekonomiky.

Graf č. 39: **Rekurzivní impulzní odezvy: reakce zahraničního tempa růstu výstupu na negativní celosvětový technologický šok**



2.5.6. Závěr

Tato podkapitola se věnovala identifikaci strukturálních změn české ekonomiky v době současné hospodářské krize a výzkumu dopadů hospodářské krize. Výsledky ukazují, že ačkoli jsou odhady zatíženy silným vlivem nejistoty, některé strukturální změny v DSGE modelu české ekonomiky byly prokázány na běžných hladinách významnosti. Změny parametrů modelu jsou rovněž doprovázeny změnami chování modelu jako takového, což jen podtrhuje důležitost dosažených výsledků pro účely hospodářské (stabilizační) politiky.

Nejvýznamnější změny parametrů jsou spojeny s propagací šoků v ekonomice, neboť současná hospodářská krize je charakteristická netypickými šoky a změnami v jejich propagačních mechanismech. Výsledky také ukazují rozdíl v úspěšnosti provádění monetární politiky ze strany České národní banky a Evropské centrální banky. Zatímco Česká národní banka zvládá krizi konzistentním chováním, Evropská centrální banka se musela uchýlit k výraznému diskrečnímu chování, které však narušuje očekávání ekonomických subjektů.

Kromě zajímavých výsledků týkajících se struktury a propagace šoků v období krize a analýzy preferencí monetárních autorit lze také prokázat důležitost explicitní analýzy vlivu nejistoty na odhady. Česká ekonomika se totiž nachází v (post)tranzitivním období a probíhá v ní tedy mnoho skrytých ekonomických procesů, které mají svou odezvu v makroekonomických datech.

Použitá literatura ke 2. kapitole

- ADJEMIAN, S., BASTANI, H., JUILLARD, M., MIHOUBI, F., PERENDIA, G., RATTO, M., VILLEMOT S. (2011): *Dynare: Reference Manual Version 4*. Centre pour la Recherche Economique et ses Applications, Working Paper No. 1, pp. 70. Dostupné na: <http://www.dynare.org/wp-repo/dynarewp001.pdf>.
- ADOLFSON, M., LASEEN, S., LINDÉ, J., VILLANI, M. (2008): *Evaluating An Estimated New Keynesian Small Open Economy Model*. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 32, No. 8, pp. 2690–2721.
- ALEXIUS, A., POST, E. (2008): *Exchange Rates and Asymmetric Shocks in Small Open Economies*. Empirical Economics, Vol. 35, No. 3, pp. 527–541.
- AMISANO, G., GIAMMARIOLI, N., STRACCA, L. (2009): *EMU and the Adjustment to Asymmetric Shocks: the Case of Italy*. ECB Working Paper Series, No. 1128.
- ANDRLE, M., HLĚDIK, T., KAMENÍK, O., VLČEK, J. (2009): *Implementing the New Structural Model of the Czech National Bank*. CNB Working Paper Series, No. 2/2009.
- ANGELONI, I., EHRMANN, M. (2004): *Euro Area Inflation Differentials*. ECB Working Paper Series, No. 388.
- BAYOUMI, T., EICHENGREEN, B. (1992): *Shocking Aspects of European Monetary Unification*. NBER Working Paper No. 3949, 1992. Dostupné na: <http://www.nber.org/papers/w3949>.
- BENATI, L., SURICO, P. (2009): *VAR Analysis and the Great Moderation*. American Economic Review, Vol. 99, No. 4, pp. 1636–52.
- BENIGNO, P. (2009): *Price Stability with Imperfect Financial Integration*. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 41, No. 1, pp. 121–149.
- BENIGNO, P. – LOPÉZ-SALIDO, J. D. (2006): *Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in the Euro Area*. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 38, No. 3, pp. 587–614.
- BERNANKE, B. S., GERTLER, M., GILCHRIST, S. (1999): *The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework*. In: Handbook of Macroeconomics, Volume 1C. Oxford: Elsevier Ltd, 1999. ISBN 0-444-50158-4.
- BLANCHARD, O. J., KAHN, C. M. (1980): *The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations*. Econometrica, Vol. 48, No. 5, pp. 1305–1312.
- BOIVIN, J., GIANNONI, M. P. (2006): *Has Monetary Policy Become More Effective?* The Review of Economics and Statistics, Vol. 88, No. 3, pp. 445–462.
- CALVO, G. (1983): *Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework*. Journal of Monetary Economics, Vol. 12, No. 3, pp. 383–398.
- CAMPA, J. M., GONZALEZ MINGUEZ, J. M. (2006): *Differences in Exchange Rate Pass-through in the Euro Area*. European Economic Review, Vol. 50, No. 1, pp. 121–145.
- CANOVA, F. (2006): *Monetary Policy and the Evolution of the US Economy*. CEPR Discussion Paper, No. 5467.
- CANOVA, F., GAMBETTI, L. (2009): *Structural Changes in the US Economy: Is there a Role for Monetary Policy?* Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 33, No. 2, pp. 477–490.
- CECCHETTI, S. G. (1999): *Legal Structure, Financial Structure and the Monetary Policy Transmission Mechanism*. Economic Policy Review, Vol. 5, No. 2, pp. 9–28.
- CHRISTENSEN, I., DIB, A. (2008): *The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model*. Review of Economic Dynamics, Vol. 11, No. 1, pp. 155–178.
- CHRISTOFFEL, K., KUESTER, K., LINZERT, T. (2009): *The Role of Labor Markets for Euro Area Monetary Policy*. European Economic Review, Vol. 53, No. 8, pp. 908–936.
- CLARIDA, R., GALÍ, J., GERTLER, M. (2000): *Monetary Policy Rules And Macroeconomic Stability: Evidence And Some Theory*. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 115, No. 1, pp. 147–180.
- ČAPEK, J. (2011a): *Changes in the Behavior of Economies in a DSGE Model in the Course of Time*. In: *Mathematical Methods in Economics 2011*. Janská Dolina: Professional Publishing, 2011. pp. 94–100. ISBN 978-80-7431-058-4.
- ČAPEK, J. (2011b): *Structural Changes in Czech Economy: DSGE Model Approach*. Brno: Ekonomicko-správní fakulta Masarykovy univerzity, Disertační práce (pracovní verze ke dni 20.10.2011).
- DEJONG, D. N., DAVE, C. (2007): *Structural Macroeconometrics*. New Jersey: Princeton University Press, 2007. ISBN 9780691126487.
- DEMERTZIS, M., HUGUES HALLETT, A. (1998): *Asymmetric Transmission Mechanisms and the Rise in European Unemployment: A Case of Structural Differences or of Policy Failure?* Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 22, No. 6, pp. 869–886.
- DRIVER, R. L., WREN-LEWIS, S. (1999): *European Monetary Union and Asymmetric Shocks in a New Keynesian Model*. Oxford Economic Papers, Vol. 51, No. 4, pp. 665–688.
- ERCEG, C. J., HENDERSON, D. W., LEVIN, A. T. (2000): *Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts*. Journal of Monetary Economics, Vol. 46, No. 2, pp. 281–313.
- FABIANI, F., MORGAN, J. (2003): *Aggregation and Euro Area Phillips Curves*. ECB Working Paper Series, No. 213.

- FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J., RUBIO-RAMÍREZ, J. F. (2007): *How Structural Are Structural Parameters?* NBER Working Paper No. 13166, 2007. Dostupné na: <http://www.nber.org/papers/w13166>.
- GALÍ, J. (2008): *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. New Jersey: Princeton University Press, 2008. ISBN 9780691133164.
- GALÍ, J., MONACELLI, T. (2005). *Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy*. Review of Economic Studies. 72(3), 707–734.
- HLOUŠEK, M. (2007) *Dual approach to growth accounting – application for the Czech Republic*. In Mathematical Methods in Economics 2007. Ostrava: Faculty of Economics.
- HLOUŠEK, M. (2010) *Nominal rigidities and wage-price dynamics in estimated DSGE model: application for the Czech economy*, PhD Thesis, Masaryk University.
- JEFFREYS, H. (1961). *Theory of Probability*. (3rd ed.) Oxford: Oxford University Press.
- JONDEAU, E., SAHUC, J. G. (2007). *Testing Heterogeneity within the Euro Area*. Banque de France, Documents de Travail 181.
- JONDEAU, E., SAHUC, J. G. (2008). *Testing Heterogeneity within the Euro Area*. Economics Letters. 99(1), 192–196.
- JUSTINIANO, A., PRESTON, B. (2010a). *Monetary Policy and Uncertainty in an Empirical Small Open Economy Model*. Journal of Applied Econometrics. 25(1), 93–128.
- JUSTINIANO, A., PRESTON, B. (2010b). *Can Structural Small Open Economy Models Account for the Influence of Foreign Disturbances?* Journal of International Economics. 81(1), 61–74.
- JUSTINIANO, A., PRESTON, B. (2006). *Can Structural Small Open Economy Models Account for the Influence of Foreign Disturbances?* CAMA Working Paper 12/2006.
- KASS R. E., RAFTERY A. E. (1995). *Bayes Factors*. Journal of the American Statistical Association. 90(430), 773–795.
- KOLASA, M. (2009). *Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model*. Economic Modelling. 26(6), 1 245–1 269.
- KRAUSE, M., LUBIK, T. (2007) *The (ir)relevance of real wage rigidity in the New Keynesian model with search frictions*, Journal of Monetary Policy, 54, 706–727.
- LUBIK, T. (2009) *Estimating a Search and Matching Model of the Aggregate Labor Market*, Economic Quarterly, 95, 101–120.
- LUBIK, T., SCHORFHEIDE, F. (2006) *A Bayesian Look at the New Open Economy Macroeconomics*. In NBER Macroeconomics Annual 2005, Volume 20, NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc, May 2006, pp. 313–382.
- MEIER, A., MÜLLER, G.J. (2006) *Fleshing out the monetary transmission mechanism: output composition and the role of financial frictions*. Journal of Money, Credit, Banking. 38, 1 999–2 133.
- MOTL, T., VAŠÍČEK, O. (2011) *A DSGE Model View of the Czech Business Cycle*. CVKCE Working Paper No. 1/2011.
- MONACELLI, T. (2003). *Monetary Policy in a Low Pass-through Environment*. ECB Working Paper No. 227.
- MUSIL, K. (2009) *International Growth Rule Model: New Approach to the Foreign Sector of the Open Economy*, PhD Thesis, Masaryk University.
- NĚMEC, D., VAŠÍČEK, O. (2010) *Estimating structural changes of the Czech economy: How convincing are the symptoms of the economic crisis?* In Houda, M., Friebešlová, J. (eds.) Proceedings of the Mathematical Methods in Economics 2010, České Budějovice, 469–476.
- PAUER, F. (1996). *Will Asymmetric Shocks Pose a Serious Problem in EMU?* Oesterreichische Nationalbank, Working Paper 23.
- PYTLARCZYK, E. (2005). *An Estimated DSGE Model for the German Economy within the Euro Area*. Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2005, 33, Deutsche Bundesbank.
- SCHORFHEIDE, F. (2005) *Learning and Monetary Policy Shifts*. Review of Economic Dynamics 8, 2 (April 2005), 392–419.
- SLANICAY, M. (2011). *Impact of Asymmetric Shocks and Structural Differences between the Czech Economy and Euro Area 12*. In Mathematical Methods in Economics 2011. Prague : University of Economics.
- SLANICAY, M. (2011). *Structural Differences and Asymmetric Shocks between the Czech Economy and the Euro Area 12*. Národohospodářský obzor – Review of Economic Perspectives, 11(3), ?–?.
- SLANÝ, A. a kol (2010) *Konkurenceschopnost a stabilita*. Brno: Masarykova univerzita, 2010. 288 stran. ISBN 978-80-210-5336-6.
- SMETS, F., WOUTERS, R. (2003). *An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area*. Journal of the European Economic Association. 1(5), 1 123–1 175.
- TAYLOR, J. B. (1999). *A Historical Analysis of Monetary Policy Rules*. In Taylor (ed), Monetary Policy Rules, Chicago: University of Chicago Press.
- TONNER, J., VAŠÍČEK, O. (2011) *Parameter Drifting in the Second Order Approximated Model*. CVKCE Working Paper No. 4/2011.

3. ROLE ZNALOSTÍ V EKONOMICE A KONCEPCE REGIONÁLNÍHO ROZVOJE

Znalosti jsou považovány za motor produktivity a ekonomického růstu a vedou k posilování role informací, technologií a učení na ekonomickou výkonnost. V této souvislosti se hovoří především o znalostní ekonomice. Znalostní ekonomika se od té tradiční ekonomiky odlišuje především tím, že hlavním zdrojem růstu nejsou nerostné zdroje nebo půda, ale znalosti. Definovat pojem znalostní ekonomika je však velmi obtížné a neexistuje žádná jednotná a všeobjímající definice tohoto pojmu. Zejména političtí aktéři často hovoří o tom, že je nutné podnikat kroky k rozvoji znalostní ekonomiky, o tom, co to je znalostní ekonomika, ovšem obvykle nehovoří (Žítek, Klímová; 2011).

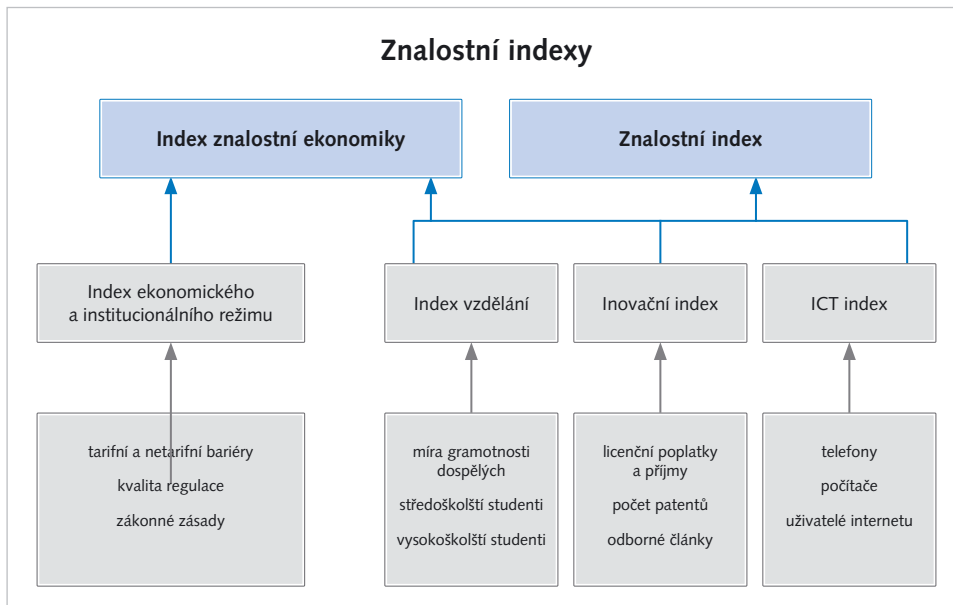
Znalostní ekonomika spočívá v tvorbě přidané hodnoty na základě zúročení znalostí, nejen díky manuální výrobě, ale roste v ní význam vzdělání a využití vědeckých poznatků (výsledků výzkumu a vývoje) v tržní praxi, resp. při tvorbě inovací, a to v kontextu celkového zvyšování konkurenceschopnosti země či regionu. Důležitou roli pak v tomto procesu sehrávají informační a komunikační technologie, které přispívají k jeho efektivnosti.

Hodnocení, analýzy či monitoring parametrů a indikátorů znalostní ekonomiky je pak možné využít při formování parametrů regionálně zaměřené hospodářské politiky. To může mít různé formy, typicky jde o nejrůznější programy podpory zaměřené zejména na oblast vzdělávání či výzkumu a vývoje. Jiným způsobem využití může být například tvorba koncepcí regionálního rozvoje.

3.1. Hodnocení znalostních ekonomik

Jedním ze způsobů hodnocení znalostních ekonomik je Knowledge Assessment Methodology, tedy přístup vytvořený a implementovaný Světovou bankou. V současnosti zahrnuje 109 strukturálních a kvalitativních ukazatelů pro 146 zemí světa. Prostřednictvím těchto ukazatelů se měří jejich výkonnost, a to za pomoci čtyř pilířů znalostní ekonomiky, jimiž jsou: ekonomické stimuly a institucionální režim, vzdělávání a lidské zdroje, inovační systém, a ICT – Informační a komunikační technologie. (*The World Bank, 2011b*) Výsledky hodnocení jsou prezentovány prostřednictvím dvou základních indexů, a to Znalostního indexu (KI) a Indexu znalostní ekonomiky (KEI). Indexy nabývají hodnot v intervalu od 0 do 10, přičemž platí, že čím více lze danou národní ekonomiku považovat za znalostní, tím vyšších hodnot index dosahuje.

Graf č. 40: Znalostní index (KI) a Index znalostní ekonomiky (KEI)



Zdroj: *The World Bank (2011a)*

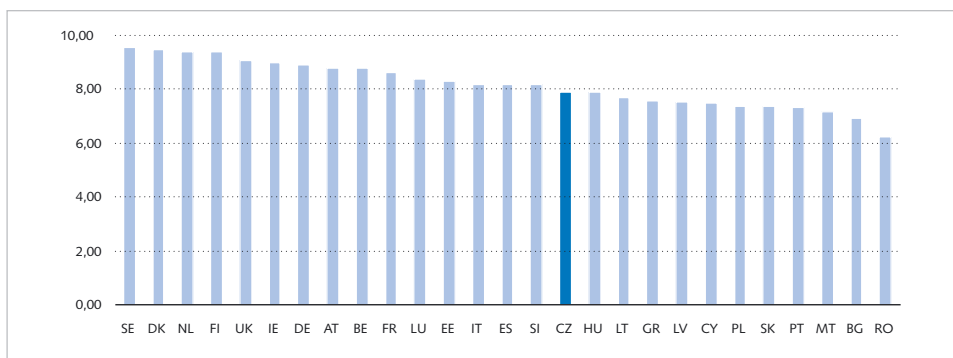
V dalším textu jsou vysvětleny oba základní indexy a také prezentovány výsledky hodnocení všech členských zemí EU (EU27) podle poslední dostupné verze, tzv. KAM 2009. Podrobně je metodika hodnocení popsána především na webových stránkách Světové banky a ve working paper (Chen, Dahlman; 2005).

Znalostní index

Znalostní index měří schopnost země generovat, přijímat a šířit znalosti. Je to indikátor celkového potenciálu rozvoje znalostí ve všech zemích. Jedná se o prostý průměr standardizovaných výsledků výkonnosti země nebo regionu v oblasti klíčových proměnných ve třech pilířích znalostní ekonomiky – vzdělávání a lidské zdroje, inovační systém a informační a komunikační technologie). (*The World Bank, 2011a*)

Země Evropské unie obecně vévodí pořadí znalostních ekonomik. Z hlediska Znalostního indexu (KI) jsou na prvních čtyřech místech hodnocení všech zemí světa Švédsko, Dánsko, Nizozemí a Finsko. Index v těchto zemích dosahuje hodnot 9,57–9,39. Nejlepší z nových členských zemí EU je pak Estonsko (22. na světě, 12. v EU27) s hodnotou indexu 8,31. Na konci pořadí znalostních ekonomik se mezi zeměmi EU27 nachází Bulharsko (42. na světě) a Rumunsko (51. na světě), u nichž index dosahuje hodnot 6,94 a 6,25.

Graf č. 41: Znalostní index – KI (KAM 2009)



Zdroj: *The World Bank (2011c)*

Zajímavé je také to, jak se změnilo postavení jednotlivých zemí od roku 2000. Největšího posunu směrem nahoru dosáhlo Rumunsko (+11 pozic) a Litva (+ 8 pozic). Naopak nejvýraznější propad zaznamenalo Portugalsko (–9 pozic) a Belgie (–4 pozice).

Česká republika se s hodnotou Znalostního indexu 7,90 zařadila na 16. pozici mezi zeměmi EU27, mezi novými členskými zeměmi je pak třetí za Estonskem a Slovinskem. Za pozitivní lze pak považovat skutečnost, že od roku 2000 vylepšila své postavení o dvě místa, na celkově 29. pozici, což mimo jiné znamenalo posun před Maďarsko.

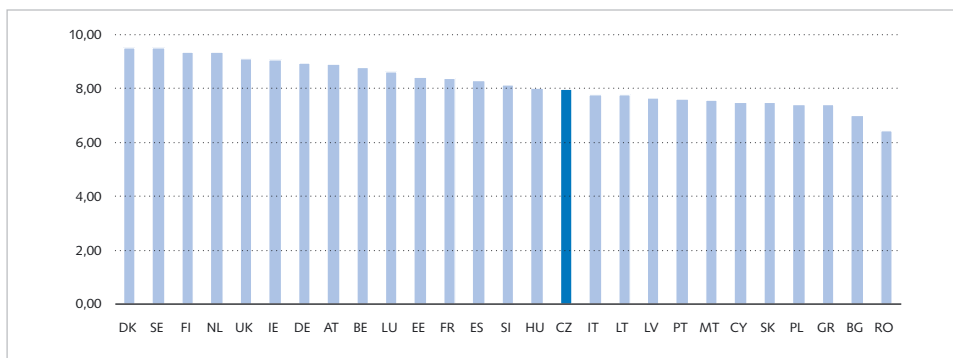
Index znalostní ekonomiky

Index znalostní ekonomiky hodnotí, zda je prostředí příznivé z hlediska efektivního využívání znalostí pro ekonomický rozvoj. Jedná se o agregovaný index, který reprezentuje celkovou úroveň rozvoje země nebo regionu z hlediska znalostní ekonomiky. Je to prostý průměr standardizovaných výsledků výkonnosti země nebo regionu v oblasti klíčových proměnných ve všech čtyřech

pilířích znalostní ekonomiky – ekonomické stimuly a institucionální režim, vzdělávání a lidské zdroje, inovační systém a informační a komunikační technologie. (The World Bank, 2011a)

Po zahrnutí čtvrtého pilíře do hodnocení došlo ve výsledcích k určitým změnám. Čtyři znalostní ekonomiky si při použití Indexu znalostní ekonomiky (KEI) vyměnily pořadí. Nejúspěšnější je Dánsko (hodnota indexu 9,52), následují Švédsko (9,51), Finsko (9,37) a Nizozemí (9,35). Také další výsledky se od indexu KI příliš neliší. Mezi novými členskými zeměmi opět dominuje Estonsko (21. na světě, 11. v EU27) s hodnotou indexu 8,42. Nejnižších hodnot dosahuje index opět pro Rumunsko a Bulharsko, nízkých hodnot indexu však dosahuje také Řecko a Polsko.

Graf č. 42: Index znalostní ekonomiky – KEI (KAM 2009)



Zdroj: The World Bank (2011c)

Oproti roku 2000 se nejvíce polepšilo Rumunsko (+13 pozic), Bulharsko (+ 8 pozic) a Estonsko (+ 7 pozic). Největším propad pořadím znalostních ekonomik hodnocených indexem KEI zaznamenalo Řecko (-7 pozic), Rakousko (-5 pozic) a také Itálie (-5 pozic).

Stejně jako KI, i Index znalostní ekonomiky zařadil Českou republiku na 16. místo mezi zeměmi EU27. Ve skupině nových členských zemí je pak ČR čtvrtá, a to jen těsně za Maďarskem. Ve světovém žebříčku figuruje na 28. pozici, tedy na pozici o čtyři místa lepší než v roce 2000, což znamenalo posun před Itálii a Portugalsko.

Následující tabulka přehledně zachycuje změnu pořadí jednotlivých členských zemí EU v hodnocení KI a KEI mezi roky 2000 a 2009. Přestože není úplně snadné nalézt v těchto datech nepochybnitelné obecné tendence, je zřejmé, že jsou to především nové členské země EU27, které zaznamenaly posun směrem vzhůru. Naopak starší členové jsou převážně těmi, kdo v žebříčku hodnocení vykazují pokles.

Tabulka č. 43: **Změny v pořadí hodnocení znalostních ekonomik dle KEI a KI mezi roky 2000 a 2009 (KAM 2009)**

stát	kód	KEI	KI
Rakousko	AT	-5	-2
Belgie	BE	-3	-4
Bulharsko	BG	8	4
Kypr	CY	-2	1
Česká republika	CZ	4	2
Dánsko	DK	2	1
Estonsko	EE	7	5
Finsko	FI	-1	-2
Francie	FR	-4	-1
Německo	DE	3	2
Řecko	GR	-7	-1
Maďarsko	HU	3	0
Irsko	IE	6	5
Itálie	IT	-5	3
Lotyšsko	LV	4	4
Litva	LT	3	8
Lucembursko	LU	2	1
Malta	MT	6	0
Nizozemí	NL	0	1
Polsko	PL	-2	-3
Portugalsko	PT	-4	-9
Rumunsko	RO	13	11
Slovensko	SK	3	-3
Slovinsko	SI	1	-1
Španělsko	ES	-1	1
Švédsko	SE	-1	0
Spojené Království	UK	2	0

Zdroj: *The World Bank (2011c)*, vlastní výpočty a zpracování

3.2. Charakteristika znalostních ekonomik v zemích EU

Také Evropský statistický úřad (Eurostat) sleduje celou řadu ukazatelů, které lze považovat za charakteristiky znalostní ekonomiky. Ty je možné rozřadit dle celé řady kritérií. Předložené členění vychází z obecných definic znalostní ekonomiky a do značné míry též respektuje nejznámější realizovaná hodnocení (Světová banka, OECD). Za klíčové oblasti jsou v tomto kontextu považovány:

- vzdělávání, zejména terciární (ISCED 5 a 6),
- výzkum a vývoj,
- inovace, především technické,
- informační a komunikační technologie (ICT).

V rámci uvedených oblastí jsou vybrány takové ukazatele, které nejlépe zachycují současný stav (použita vždy nejnovější dostupná data) v zemích EU. Zvláštní pozornost je pak pochopitelně věnována postavení České republiky mezi členskými státy (EU27) a mezi zeměmi střední a východní Evropy (CE10).

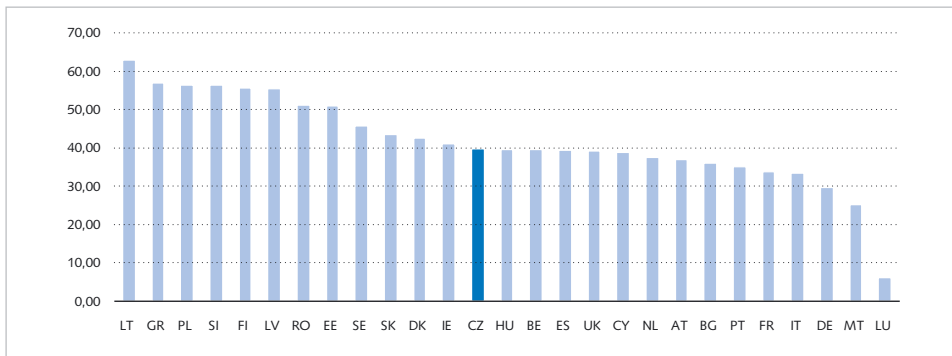
3.2.1. Vzdělávání

Pro tuto oblast byly vybrány tři ukazatele charakterizující lidské zdroje (resp. výstupy), strukturu a financování vzdělávání. Lidské zdroje jsou reprezentovány indikátorem Počet studentů v terciárním vzdělávání (stupně ISCED 5A, 5B a 6) na 1000 obyvatel, struktura indikátorem Studenti jednotlivých oborů jako % všech studentů, a jako finanční indikátor byly zvoleny Celkové veřejné výdaje na vzdělávání jako % HDP (pro všechny stupně vzdělávání dohromady).

V Evropské unii studuje v terciárním vzdělávání v průměru 38,9 studentů na 1000 obyvatel. Blízko průměru se nachází celá řada zemí, jak lze vidět na následujícím obrázku (například CZ, HU, BE, ES, UK, CY nebo NL). Nejvyšších hodnot tohoto ukazatele dosahují Litva, Řecko, Polsko, Slovinsko, Finsko a Lotyšsko (více než 55 studentů). Jsou to země, které (kromě Finska) dle hodnocení Světové banky nepatří mezi nejvyspělejší znalostní ekonomiky. Navýšení počtu studentů terciárního vzdělávání proto je možné považovat za pozitivní. V tomto kontextu je nutné připomenout, že počet studentů je výsledkem politického rozhodnutí národních vlád. Ty v oblasti vzdělávání sledují různé cíle, zvýšení počtu vysokoškolsky vzdělaných obyvatel může být jedním z nich.

Nejnižší počet studentů v terciárním vzdělávání (méně než 35 studentů na 1000 obyvatel) mají vyspělé země EU Francie, Itálie a Německo, ale také Malta. Specifické postavení má pak Lucembursko, kdy hodnota ukazatele (6,2) odpovídá velikosti, významu a poloze této země.

Graf č. 43: Počet studentů v terciárním vzdělávání – stupeň 5–6 (ISCED 1997) na 1000 obyvatel (2009)



Poznámky: ISCED5A – studijní programy terciárního vzdělávání s akademickou orientací (bakalářské a magisterské stadium), ISCED5B – studijní programy s praktickým zaměřením (vyšší odborné školy, poslední dva ročníky konzervatoří), ISCED6 – druhá část terciárního vzdělávání vedoucí k získání vědecké kvalifikace (doktorské stadium) GR a LU (2008).

Zdroj: Eurostat (2011a)

Pokud jde o strukturu oborů, jsou data do určité míry zkreslena zahrnutím stupně ISCED 5B, který podílý rozměňuje ve prospěch ekonomických či netechnických oborů. Pro mezinárodní srovnání to však nepředstavuje výraznější handicap.

Průměrné hodnoty podílu oborů za EU27 jsou 10,2% přírodní vědy, 14,3% technické vědy a 35,0% humanitní vědy. Vzhledem k tomu, že z hlediska rozvoje znalostní ekonomiky lze za klíčové označit především vědy přírodní a technické, má smysl se zabývat především jejich podílem na struktuře oborů.

V přírodních vědách dosahuje nadprůměrných hodnot 9 zemí; největší podíl mají tyto obory v Německu (14,3%), Spojeném království (13,8%) a Řecku (13,6%). Nejnižší hodnoty podílu pak vykazují přírodovědné obory v Bulharsku (5,0%), Lotyšsku (4,9%) a Rumunsku (4,9%). Jiná je situace v technických oborech, kde nadprůměrného podílu dosahuje 14 zemí. V zemi s největším podílem technických věd, kterou je Finsko (25,2%), jde dokonce o zcela dominující obor. Vysokého podílu technických věd dosahují také Portugalsko (22,2%) a Bulharsko (19,8%). Nejnižších hodnot podílu technických oborů dosahují Spojené království (8,9%), Malta (8,9%), Kypr (8,8%) a Nizozemí (8,5%). Česká republika je podílem 10,9% přírodních věd a 14,9% technických věd v obou oborech nadprůměrná, je však třeba podotknout, že zejména technické obory vykazují sestupnou tendenci.

Tabulka č. 44: Terciární vzdělávání – studenti jednotlivých oborů jako % všech studentů (2009)

stát	kód	obory			
		A	B	C	ostatní
Belgie	BE	6,50	11,00	32,60	49,90
Bulharsko	BG	5,00	19,80	44,60	30,60
Česká republika	CZ	10,90	14,90	33,10	41,10
Dánsko	DK	8,70	9,60	31,20	50,50
Německo	DE	14,30	15,40	26,30	44,00
Estonsko	EE	9,50	13,30	39,60	37,60
Irsko	IE	13,20	12,90	28,10	45,80
Řecko	GR	13,60	17,00	31,40	38,00
Španělsko	ES	10,50	17,70	32,10	39,70
Francie	FR	12,60	13,00	36,60	37,80
Itálie	IT	7,90	15,80	35,70	40,60
Kypr	CY	8,80	8,80	51,50	30,90
Lotyšsko	LV	4,90	11,30	52,90	30,90
Litva	LT	5,20	18,00	46,00	30,80
Maďarsko	HU	7,00	13,20	41,00	38,80
Malta	MT	7,40	8,90	33,20	50,50
Nizozemí	NL	6,20	8,50	38,40	46,90
Rakousko	AT	11,20	14,70	36,70	37,40
Polsko	PL	8,40	13,00	40,80	37,80
Portugalsko	PT	7,30	22,20	32,00	38,50
Rumunsko	RO	4,90	17,00	57,30	20,80
Slovinsko	SI	6,20	19,00	38,00	36,80
Slovensko	SK	8,60	14,70	30,10	46,60
Finsko	FI	10,40	25,20	22,50	41,90
Švédsko	SE	8,90	16,30	26,50	48,30
Spojené Království	UK	13,80	8,90	28,70	48,60

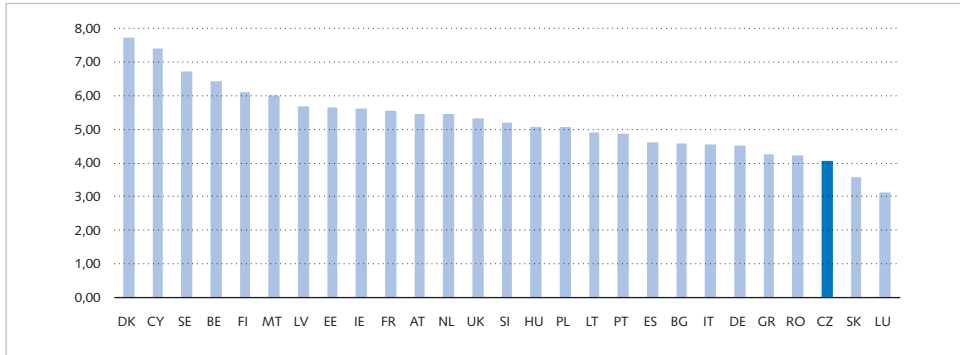
Poznámka: A – přírodní vědy, matematika a informatika B – technické vědy, strojní a stavební C – společenské, ekonomické a právní vědy.
Zdroj: Eurostat (2011a)

Celkové veřejné výdaje na vzdělávání dosahují hodnoty 7,75–3,15% HDP. Nejvíce prostředků na vzdělávání vydává Dánsko (7,75%), které je v hodnocení znalostní ekonomiky provedeném Světovou bankou na prvním (KEI) a na druhém místě (KI). Také další země, které jsou v Hodnocení znalostních ekonomik Světové banky zařazeny mezi nejlepší – Švédsko (6,74%) a Finsko (6,13%) – patří mezi země s nejvyššími výdaji na vzdělávání. V nejlepší pěťici jsou také Kypr (7,41%) a Belgie (6,46%).

Nejnižší finanční výdaje na vzdělání má Řecko (4,29%), Rumunsko (4,25%), Česká republika (4,08%), Slovensko (3,59%) a Lucembursko (3,15%). V případě Lucemburska koresponduje výše výdajů s podílem studentů. V případě ostatních zemí lze vidět, že se jedná o země, které v souhrnném hodnocení Světové banky (KEI a KI) mají mezi zeměmi EU taktéž podprůměrnou pozici.

V případě, že bychom věnovali pozornost pouze celkovým veřejným výdajům na terciární vzdělávání, byly by výsledky obdobné. Nejvíce prostředků vydává opět Dánsko (2,19% HDP), Finsko (1,90%), Kypr (1,85%) a Švédsko (1,82%). Nejnižší hodnoty ukazatele dosahuje Slovensko (0,77%), ale data pro Řecko a Lucembursko nejsou dostupná.

Graf č. 44: Celkové veřejné výdaje na vzdělávání jako % HDP, pro všechny stupně vzdělávání dohromady (2008)



Poznámka: GR, LV a RO (2007). Zdroj: Eurostat (2011a)

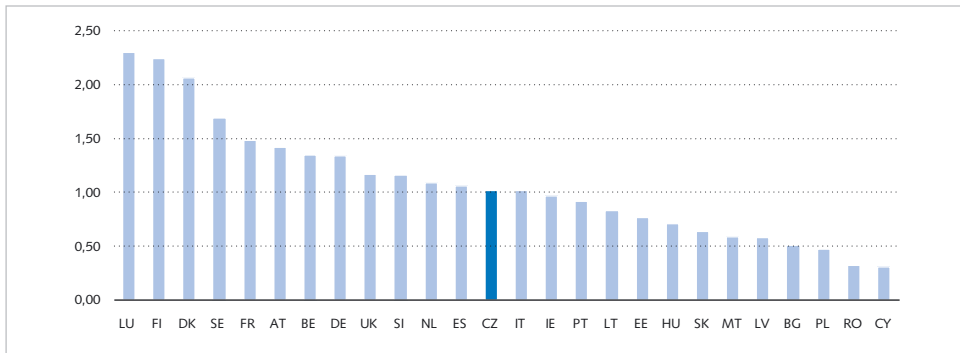
3.2.2. Výzkum a vývoj

Pro oblast výzkumu a vývoje byly vybrány dva ukazatele charakterizující lidské zdroje a financování. Lidské zdroje jsou reprezentovány indikátorem Podíl zaměstnanců ve VaV na celkové zaměstnanosti (%) přepočtený na plné úvazky (tzv. Full Time Equivalent – FTE), a jako finanční indikátor byly zvoleny Celkové výdaje na výzkum a vývoj jako % HDP.

Oblast výzkumu a vývoje je charakteristická vysokým výskytem částečných pracovních úvazků (zaměstnanci se věnují výzkumu pouze část pracovní doby), a proto bývá obvyklé vykazovat jak celkové počty zaměstnanců (tzv. Headcount – HC), tak počty zaměstnanců přepočtené na plné úvazky (FTE). Pro mezinárodní komparaci se jako vhodnější jeví právě přepočet na plné pracovní úvazky.

Nejvyššího podílu zaměstnanosti ve VaV na celkové zaměstnanosti (FTE) dosahují vyspělé členské státy, jako je Lucembursko (2,30%), Finsko (2,24%) a Dánsko (2,06%). Nad průměrem EU27 (1,11%) je pak ještě dalších sedm zemí, mezi nimi jediná země CE10 Slovinsko. Nejmenší podíl zaměstnanosti ve VaV (nižší než 0,5% celkové zaměstnanosti v zemi) vykazují Bulharsko, Polsko, Rumunsko a Kypr. Česká republika s 1,02% podílem je mírně podprůměrná, mezi zeměmi CE10 ji patří druhá pozice.

Graf č. 45: Podíl zaměstnanců ve VaV na celkové zaměstnanosti (%) – přepočet na plné úvazky (2008)



Poznámka: data za GR nejsou dostupná. Zdroj: Eurostat (2011b)

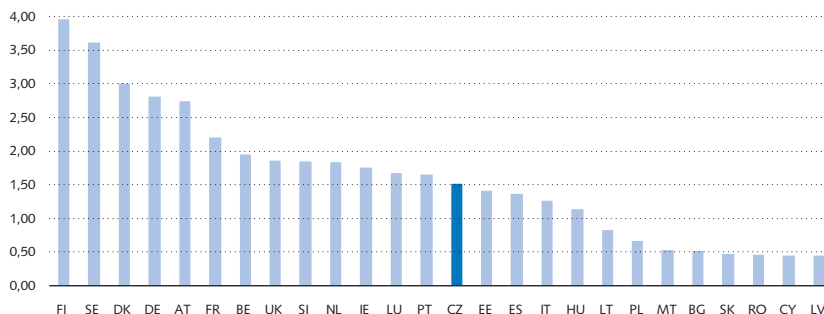
Celkové výdaje na výzkum a vývoj jako % HDP patří k nejčastěji prezentovaným ukazatelům, a to jako součást hodnocení ekonomické vyspělosti národních ekonomik. V oblasti znalostní ekonomiky to pak jednoznačně deklaruje ochotu země financovat oblast VaV jakožto společenskou a ekonomickou prioritu. Právě výdaje na VaV jsou předpokladem tvorby inovací a tím také zvyšování konkurenceschopnosti.

Země, které mají největší podíl FTE ve VaV na celkové zaměstnanosti patří (s výjimkou Lucemburska) též k zemím s nejvyššími výdaji na VaV. Pořadí dominují severské země Finsko (3,96 %) a Švédsko (3,62 %), a s výdaji nad 3 % HDP ještě Dánsko (připomeňme, že patří mezi první tři v hodnocení KI a do první čtyřky hodnocení KEI), následované Německem (2,82 %) a Rakouskem (2,75 %). Nad průměrem EU27 (2,01 %) je pak už pouze Francie.

Nejméně prostředků na oblast VaV (méně než 0,5 % HDP) vynakládají Slovensko, Rumunsko, Kypr a Lotyšsko. Ze zemí CE10 nejvyšších hodnot dosahují výdaje na VaV ve Slovinsku (1,86 %), České republice (1,53 %) a Estonsku (1,42 %).

Za pozornost také stojí struktura výdajů na VaV, zejména podíl podnikových (BERD) a vládních (GOVERD) výdajů. Pro vyspělé země (17 zemí EU) platí, že BERD mají více než 50% podíl na celkových výdajích, naopak GOVERD tvoří nízký podíl. V tomto smyslu kritéria splňuje i Česká republika s 60,13% podílem BERD, což je hodnota mírně pod průměrem EU27. Na stranu druhou 21,57% podíl GOVERD je hodnota vysoce nadprůměrná.

Graf č. 46: Celkové výdaje na výzkum a vývoj jako % HDP (2009)



Poznámka: data za GR nejsou dostupná. Zdroj: Eurostat (2011b)

3.2.3. Inovace

Jak již bylo uvedeno výše, inovace lze v současném globalizovaném světě považovat za rozhodující faktor zvyšování konkurenceschopnosti národních ekonomik i regionů. Z tohoto důvodu jim byla v průběhu předchozích etap výzkumu věnována mimořádná pozornost včetně prezentace klíčových ukazatelů inovační výkonnosti (Slaný a kol. 2010). Proto je na tomto místě prezentován pouze jediný indikátor reprezentující velikost inovačního prostředí členských zemí EU27, a to Procento podniků s inovační aktivitou, a to jak v součtu za všechny podniky, tak dle velikostního členění (malé, střední a velké podniky).

V zemích EU je celkový podíl podniků s inovační aktivitou 51,57%, přičemž v segmentu malých podniků je to 47,74%, mezi středními podniky je to 63,66% a mezi podniky velkými 78,84% podniků. Větší podíl inovačních podniků, než je průměr EU, má 13 členských zemí. Zcela se

vymyká zejména Německo s podílem 79,91 % (77,72 % malých, 84,25 % středních a 94,62 % velkých podniků) a Lucembursko s 64,67% podílem inovačních podniků (vzhledem k velikosti lucemburské ekonomiky však v tomto případě má hodnota ukazatele omezenou vypovídací schopnost). Následuje desítka zemí s podílem mezi 58 % a průměrem EU, mezi které patří také Česká republika s podílem 56,00 % (52,26 % malých, 63,53 % středních a 80,72 % velkých podniků). Nejnižší podíl podniků s inovační aktivitou na celkovém počtu podniků vykazuje Bulharsko (30,77 %), Litva (30,28 %), Maďarsko (28,94 %), Polsko (27,94 %) a Lotyšsko (24,29 %), tedy všechno země ze skupiny CE10.

Tabulka č. 45: **Procento podniků s inovační aktivitou (2008)**

stát	kód	celkem	malé	střední	velké
Belgie	BE	58,13	53,99	71,89	83,78
Bulharsko	BG	30,77	25,48	44,63	69,05
Česká republika	CZ	56,00	52,26	63,53	80,72
Dánsko	DK	51,92	47,87	60,59	80,18
Německo	DE	79,91	77,72	84,25	94,63
Estonsko	EE	56,38	50,97	73,53	90,90
Irsko	IE	56,54	51,95	72,84	83,77
Španělsko	ES	43,54	40,09	59,15	78,28
Francie	FR	50,18	45,03	66,50	81,77
Itálie	IT	53,24	50,23	71,73	81,90
Kypr	CY	56,11	52,57	71,43	80,65
Lotyšsko	LV	24,29	19,90	38,80	73,19
Litva	LT	30,28	25,11	41,70	70,85
Lucembursko	LU	64,67	59,76	73,65	89,21
Maďarsko	HU	28,94	24,46	39,55	67,12
Malta	MT	37,41	31,31	62,37	74,07
Nizozemí	NL	44,87	40,15	59,88	77,92
Rakousko	AT	56,23	50,92	70,18	86,39
Polsko	PL	27,94	22,41	39,97	66,71
Portugalsko	PT	57,81	54,64	69,20	89,56
Rumunsko	RO	33,31	29,85	40,85	58,90
Slovinsko	SI	50,28	44,51	63,40	89,20
Slovensko	SK	36,05	31,47	48,66	67,49
Finsko	FI	52,21	47,67	63,56	80,73
Švédsko	SE	53,66	49,20	67,41	85,24
Spojené Království	UK	45,62	42,97	54,94	58,33

Poznámka: data za GR nejsou dostupná.
Zdroj: Eurostat (2011b)

3.2.4. Informační a komunikační technologie ICT

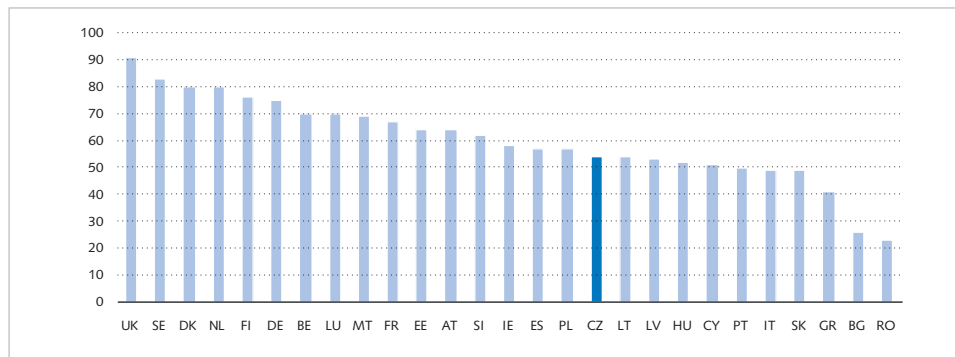
Informační a komunikační technologie hrají ve znalostní ekonomice dvojí roli. Jednak jsou bezpochyby podmínkou jejího fungování a rozvoje, a současně též výsledkem, resp. důsledkem její existence. Je to právě oblast ICT, která umožňuje rychlejší šíření informací, jejich lepší dostupnost a efektivnější využívání. Fenomémem doby se pak již před pár lety stal internet. Ten je nejen zdrojem informací, ale současně též klíčovým komunikačním kanálem.

Pro oblast ICT byly vybrány dva ukazatele charakterizující úroveň rozvoje a financování. Rozvoj ICT je reprezentován indikátorem Procento domácností s vysokorychlostním připojením k internetu (podíl na celkovém počtu domácností), a jako finanční indikátor byly zvoleny Výdaje na ICT jako % HDP.

Procento domácností s vysokorychlostním připojením k internetu se každoročně zvyšuje, a to ve všech zemích EU, samozřejmě s vyšší dynamikou v těch méně vyspělých. V celé EU27 je takto k internetu připojeno 61 % všech domácností. Nejvíce jich je potom připojeno ve Spojeném království, a to 91 %. Následují Švédsko (83 %), Dánsko (80 %), Nizozemí (80 %), Finsko (76 %) a Německo (75 %). Jen pro úplnost je možné dodat, že složení první pěti zemí je shodné jak s hodnocením KI, tak s KEI. Velmi nízká je míra připojení domácností v Řecku (41 %) a zejména pak v Bulharsku (26 %) a Rumunsku (23 %).

V České republice disponuje vysokorychlostním připojením k internetu 54 % domácností (nárůst oproti roku 2009 činí 5%, oproti roku 2008 dokonce 18%). Mezi zeměmi CE10 to znamená „dělené“ třetí místo (společně s Litvou) za Slovinskem (ze zemí CE10 jediné nad průměrem EU27) a Polskem.

Gráf č. 47: Procento domácností s vysokorychlostním připojením k internetu – podíl na celkovém počtu domácností (2010)

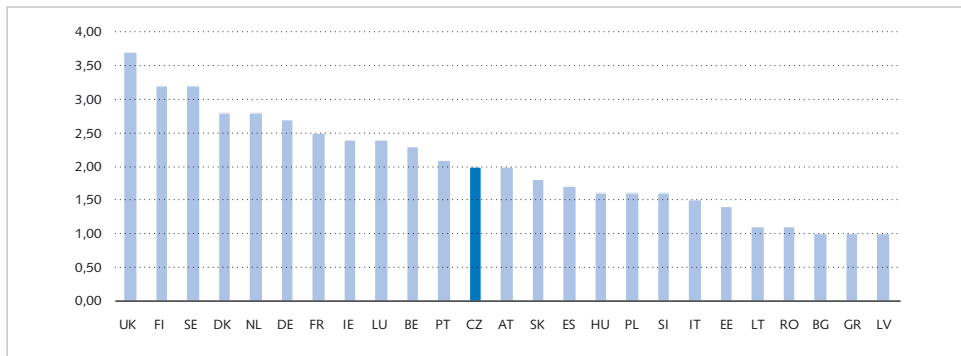


Zdroj: Eurostat (2011c)

Výdaje na ICT jako % HDP jsou nejvyšší ve Spojeném království, kde dosahují výše 3,70 % HDP. Také další země, v nichž je vydáváno nejvíce prostředků na rozvoj ICT, jsou shodně s těmi, kde je nejvyšší podíl domácností s vysokorychlostním připojením k internetu, jen si částečně vyměnily pořadí. Za Spojeným královstvím následují Finsko a Švédsko (shodně 3,20%), Dánsko a Nizozemí (shodně 2,80%) a Německo (2,70%). Nejnižší prostředky na ICT (1,00–1,10 % HDP) jsou investovány v Litvě, Rumunsku, Bulharsku, Řecku a Lotyšsku.

Všechny země CE10 se nacházejí pod průměrem EU27, který činí 2,40 % HDP. Nejvyšší výdaje jsou pak vynakládány v České republice (2,00 %), následují Slovensko, Polsko a Slovinsko.

Graf č. 48: Výdaje na ICT jako % HDP (2008)



Zdroj: Eurostat (2011c)

3.3. Parametry znalostní ekonomiky v regionech ČR

V návaznosti na předchozí text je nyní možné přistoupit k charakteristice českých regionů (krajů, jednotek NUTS3) z hlediska parametrů znalostní ekonomiky. Na této úrovni některé indikátory používané pro hodnocení národních ekonomik nemají příliš velký význam, a proto jsou nahrazeny jinými, které mohou regionální rozdíly naopak postihnout lépe. Základní čtyři oblasti, kterými jsou vzdělávání, výzkum a vývoj, inovace, informační a komunikační technologie, však zůstaly zachovány.

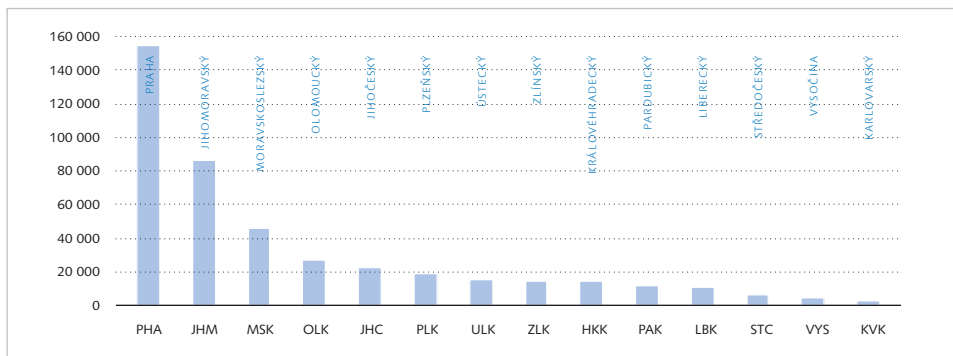
3.3.1. Vzdělávání

Pro tuto oblast byly vybrány dva ukazatele charakterizující lidské zdroje (resp. výstupy) a strukturu terciárního vzdělávání. Lidské zdroje jsou reprezentovány indikátorem Počet studentů v terciárním vzdělávání (stupně ISCED 5A, 5B a 6) celkem, který je následně přepočten na 1000 obyvatel (předpokládá se lepší porovnatelnost dat), struktura indikátorem Studenti jednotlivých oborů jako % všech studentů.

Terciární vzdělávání je v České republice významně koncentrováno, a to zejména do hierarchicky nejvyšších sídel, ale také do tradičních center vzdělanosti. Zcela dominantní je pak postavení hlavního města Prahy a druhého největšího města Brna, centra Jihomoravského kraje. Třetím nejdůležitějším regionem je pak Moravskoslezský kraj, kde kromě krajského města Ostravy patří k důležitým centrům zejména univerzitní město Opava.

Na českých školách v oborech zahrnutých do skupiny ISCED 5 a 6 studuje více než 400 tisíc studentů. Nejvyšší počet studentů v terciárním vzdělávání studuje, jak již bylo řečeno, v Praze (154,9 tis.) a dále v Jihomoravském (86,3 tis.) a Moravskoslezském kraji (46,0 tis.). Více než 20 tis. studentů ve skupině ISCED 5 a 6 studuje ještě v krajích Olomouckém a Jihočeském. Nejméně studentů je pak zapsáno v kraji Středočeském (6,3 tis.), Vysočina (4,7 tis.) a Karlovarském (2,5 tis.).

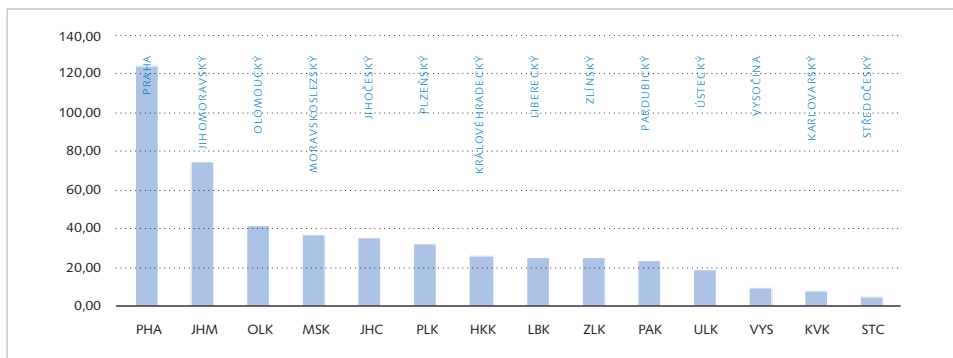
Graf č. 49: Počet studentů v terciárním vzdělávání celkem – stupeň 5–6 (ISCED 1997) (2009)



Zdroj: Ústav pro informace ve vzdělávání (2010b)

Při přepočtu absolutních údajů na relativní hodnoty se vždy očekává zisk srovnatelnějších údajů. Pokud jde o přepočet počtu studentů v terciárním vzdělávání na 1000 obyvatel, zůstává pořadí i proporce mezi hodnotami jednotlivých krajů takřka nezměněno. Nejvyšších hodnot dosahují opět Praha (124,1 studentů na 1000 obyvatel) a Jihomoravský kraj (75,0). Za zajímavé lze považovat prohození pořadí mezi Moravskoslezským (36,9) a Olomouckým krajem (41,6).

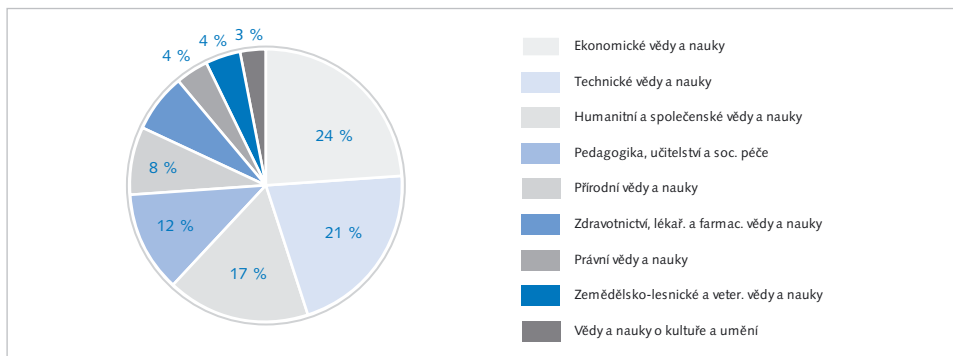
Graf č. 50: Počet studentů v terciárním vzdělávání – stupeň 5–6 (ISCED 1997) na 1000 obyvatel (2009)



Zdroj: Ústav pro informace ve vzdělávání (2010b), Český statistický úřad (2010b) – vlastní přepočet

Jak již bylo uvedeno výše, z hlediska parametrů znalostní ekonomiky a tvorby inovací má smysl se zabývat také strukturou oborů terciárního vzdělávání. Obrázek 12 znázorňuje podíl jednotlivých skupin oborů na celkovém počtu studentů. Je zřejmé, že terciárnímu vzdělávání v České republice dominují ekonomické obory. Pokud jde o přírodní, technické a lékařské vědy, které považujeme za hlavní zdroj inovací, studuje v nich v současné době 36 % studentů.

Graf č. 51: Terciární vzdělávání – studenti jednotlivých oborů jako % všech studentů (2010)



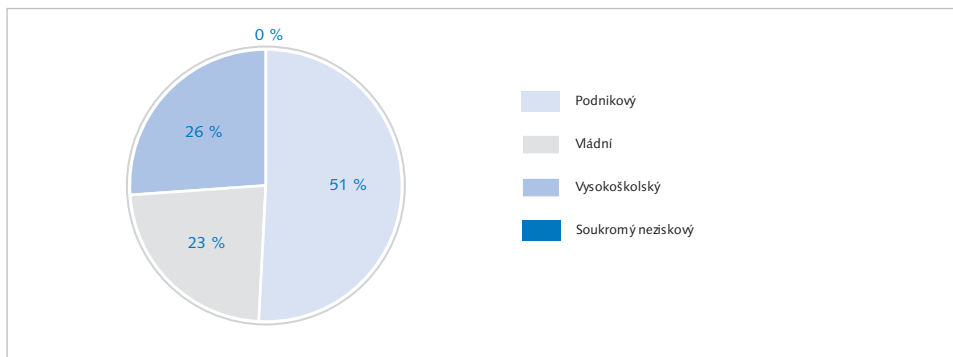
Zdroj: Ústav pro informace ve vzdělávání (2010a)

3.3.2. Výzkum a vývoj

Pro tuto oblast byly vybrány tři ukazatele charakterizující lidské zdroje, strukturu a financování výzkumu a vývoje. Lidské zdroje jsou reprezentovány indikátorem Podíl zaměstnanců ve VaV na celkové zaměstnanosti (%), přepočteným na plné úvazky (FTE), struktura indikátorem Podíl sektorů VaV na celkové zaměstnanosti ve VaV (%) v ČR (přepočet na plné úvazky FTE), a jako finanční indikátor byly zvoleny Výdaje na VaV podle zdrojů financování.

Obdobně jako v případě vzdělávání, i oblast výzkumu a vývoje je výrazně koncentrována do Prahy, krajských měst, a dále pak center v okolí Prahy. Tuto skutečnost jednoznačně zachycuje ukazatel počtu zaměstnanců VaV celkem přepočtený na plné úvazky. V Hlavním městě Praha pracuje takřka 40% všech zaměstnanců ve VaV, tj. 19,7 tisíc., v Jihomoravském kraji 8,4 tis., a ve Středočeském kraji 5,2 tis. zaměstnanců. Méně než tisíc zaměstnanců pak pracuje ve VaV v kraji Ústeckém, Vysočina a Karlovarském.

Graf č. 52: Počet zaměstnanců ve VaV celkem – přepočet na plné úvazky (2009)



Zdroj: Český statistický úřad (2010d)

V předchozím textu bylo již uvedeno, že v Česká republika zaostává především v podílu financování VaV ze soukromých zdrojů. Situace je však výrazně rozdílná v jednotlivých regionech, což znázorňuje následující tabulka. Při pohledu na vládní a podnikatelské výdaje odděleně lze konstatovat, že vládní

výdaje jako zdroj financování jsou využívány především v Hlavním městě Praha, Jihomoravském kraji, kraji Středočeském, Jihočeském a Moravskoslezském, což přibližně kopíruje strukturu zaměstnanosti ve VaV. Vedle toho podnikatelské výdaje jako zdroj financování VaV více kopírují strukturu ekonomických činností, resp. přítomnost velkých firem. Nejvíce jsou využívány ve Středočeském kraji, Hlavním městě Praha, Jihomoravském, Moravskoslezském a Pardubickém kraji.

Pokud jde o váhu jednotlivých zdrojů financování, jsou ve třech krajích (Hlavní město Praha, Jihomoravský a Jihočeský) nejvýznamnější výdaje vládní, ve všech ostatních jsou to výdaje podnikatelské. Pro Jihomoravský kraj jsou pak velmi významné také zahraniční zdroje financování, obdobně je tomu též v kraji Jihočeském.

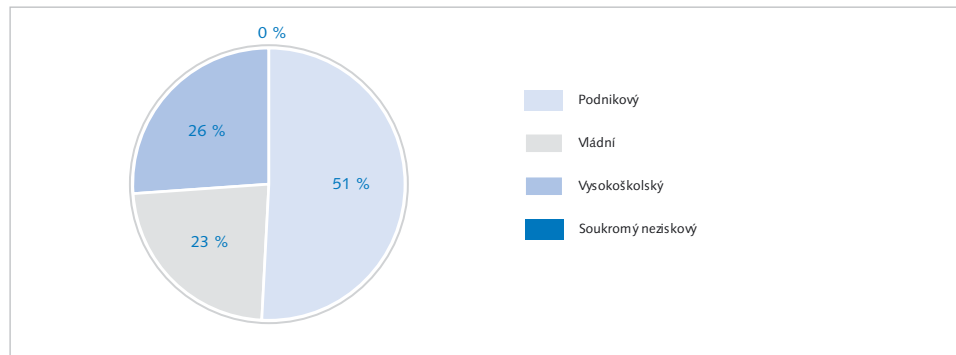
Tabulka č. 46: Výdaje na VaV podle zdrojů jejich financování v mil. Kč (2009)

	podnikatelské	vládní	zahraniční	ostatní národní
Praha	5 669	13 264	1 882	92
Středočeský	8 345	1 411	180	116
Jihočeský	464	1 051	578	31
Plzeňský	978	569	36	16
Karlovarský	81	3	8	0
Ústecký	382	247	18	6
Liberecký	804	461	63	0
Královéhradecký	875	570	175	32
Pardubický	1 248	541	147	3
Vysočina	436	133	77	0
Jihomoravský	2 385	3 835	1 692	214
Olomoucký	798	744	26	53
Zlínský	981	500	87	15
Moravskoslezský	1 921	973	102	34

Zdroj: Český statistický úřad (2010d)

Oba uvedené indikátory jakoby propojuje ukazatel Podíl sektorů VaV na celkové zaměstnanosti ve VaV (%) v ČR (přepočten na plné úvazky FTE), který víceméně kopíruje sektorovou strukturu dle zdrojů financování. Z porovnání podnikatelského sektoru a veřejného (vládní a vysokoškolský) je zřejmé, že jejich podíl na zaměstnanosti je takřka shodný (51 % : 49 %).

Graf č. 53: Podíl sektorů VaV na celkové zaměstnanosti ve VaV (%) v ČR – přepočten na plné úvazky (2008)



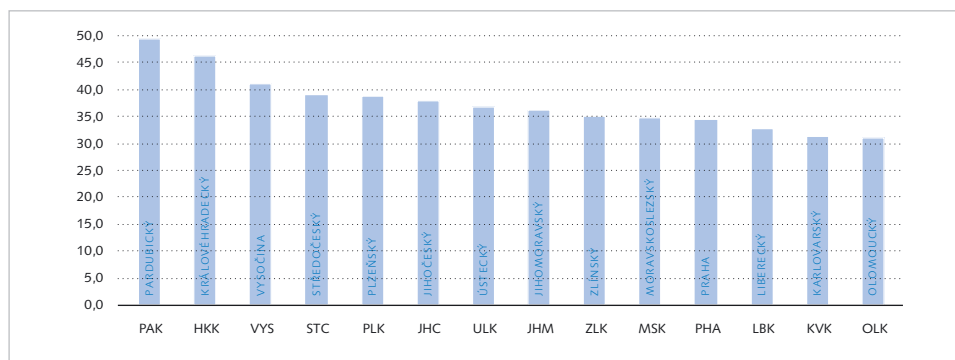
Zdroj: Eurostat (2011b)

3.3.3. Inovace

Eurostat prostřednictvím národních statistických úřadů zabezpečuje pravidelná statistická šetření o inovacích. Výsledky toho posledního (CIS2008, resp. dle označení Českého statistického úřadu TI2008) byly již prezentovány v minulosti (Slaný a kol. 2010), a proto je v tomto textu prezentován pouze jediný indikátor reprezentující velikost inovačního prostředí jednotlivých českých krajů, a to Procento podniků s technickou inovační aktivitou.

Přestože je zřejmé, že existuje řada faktorů (např. velikostní struktura podniků), které ovlivňují výsledný podíl inovačních podniků, lze obecně konstatovat, že čím vyšší tento podíl je, tím je to z hlediska tvorby inovací a konkurenceschopnosti regionů lepší. Nejvyšší procento podniků s technickou inovační aktivitou je v kraji Pardubickém (49,4%), Královehradeckém (46,3%) a Vysočina (41,1%). Na opačném konci pomyslného pořadí se pak nachází kraje Liberecký (32,7%), Karlovarský (31,3%) a Olomoucký (31,2%).

Graf č. 54: Procento podniků s technickou inovační aktivitou (2008)



Zdroj: Český statistický úřad (2010a)

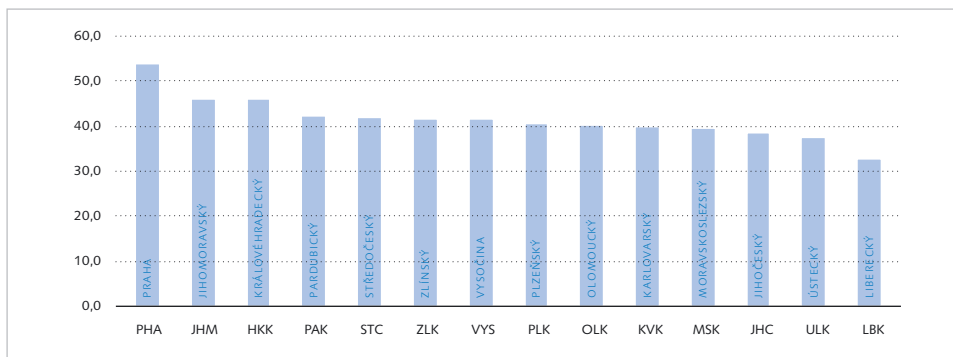
3.3.4. Informační a komunikační technologie

O významu ICT ve znalostní ekonomice bylo již pojednáno v podkapitole 3.2.4. Pro oblast ICT byly vybrány dva ukazatele charakterizující úroveň rozvoje ICT v České republice. Jedná se o indikátor Procento domácností s vysokorychlostním připojením k internetu (podíl na celkovém počtu domácností) a Procento uživatelů osobního počítače (podíl na celkovém počtu domácností).

Jelikož se procento domácností s vysokorychlostním připojením k internetu vykazuje jako třiletý průměr, jsou uváděné hodnoty zkresleny hodnotami roku 2008, neboť právě mezi lety 2008 a 2009 došlo k významnému navýšení počtu uživatelů vysokorychlostního internetu. Přestože se zdá, že zásadní důvody pro výrazné regionální disproporce neexistují, lze vidět, že naopak existují.

Nejvíce domácností je k vysokorychlostnímu internetu připojeno v Hlavním městě Praha (53,9%), Jihomoravském (46,1%) a Královehradeckém kraji (45,9%). Nejméně domácností disponuje tímto připojením v krajích Jihočeském (38,6%), Ústeckém (37,6%) a Libereckém (32,6%).

Graf č. 55: Procento domácností s vysokorychlostním připojením k internetu – podíl na celkovém počtu domácností (2009)

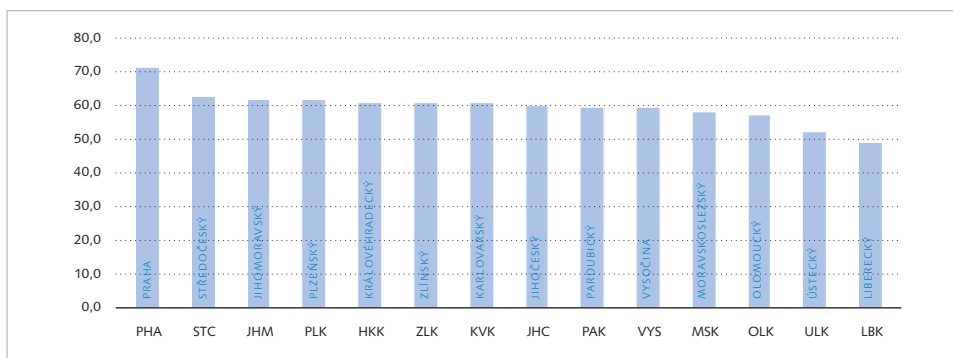


Poznámka: hodnota ukazatele počítána jako tříletý průměr 2008–2010.
Zdroj: Český statistický úřad (2010e)

Relevantním indikátorem znalostní ekonomiky v oblasti ICT může být také Procento uživatelů osobního počítače, které vypovídá o počítačové gramotnosti obyvatelstva (nejedná se o elementární znalosti typu zapnutí počítače či kliknutí myši, ale skutečně o schopnost pracovat s počítačem na základní uživatelské úrovni).

Mezi regiony nejsou příliš velké rozdíly, ve většině z nich osciluje hodnota podílu uživatelů osobního počítače kolem hodnoty 60%. Z tohoto obecného „pravidla“ se vymyká na jedné straně Hlavní město Praha (71,2% obyvatel), na druhé straně kraje Ústecký (52,3%) a Liberecký (48,4%).

Graf č. 56: Procento uživatelů osobního počítače – podíl na celkovém počtu obyvatel (2009)



Poznámka: hodnota ukazatele počítána jako tříletý průměr 2008–2010.
Zdroj: Český statistický úřad (2010e)

3.4. Podpora výzkumu a vývoje z Evropské unie

Podpora výzkumu a vývoje představuje v současné době ve vyspělých ekonomikách významný faktor hospodářského a sociálního rozvoje. Významnou měrou přispívá jak k růstu hospodářské úrovně dané země i jednotlivých regionů, tak ke kvalitě života společnosti.

Od roku 2004, kdy Česká republika dostala možnost čerpat prostředky ze strukturálních fondů EU, se výrazným způsobem přiblížila k ekonomice založené na znalostech. Podobně jako další členské státy Evropské unie, i Česká republika si je vědoma, že hlavním předpokladem pro růst vlastní konkurenceschopnosti je kvalitní podpora výzkumu a vývoje, rostoucí úroveň lidských zdrojů i inovačních podniků, a také využívání informačních a komunikačních technologií.

Finanční prostředky z fondů EU, které jsou v České republice dostupné v programovacím období 2007–2013, představují výjimečnou možnost ke zlepšení situace v mnoha oblastech. Jednak mohou pozitivně přispět k vytvoření a rozvoji výzkumné infrastruktury, a zároveň i výrazně posílit spolupráci veřejného výzkumu s aplikační sférou.

Fondy EU jsou hlavním nástrojem pro realizaci politiky hospodářské a sociální soudržnosti Evropské unie. Jejich prostřednictvím dochází k rozdělování finančních prostředků určených na snižování ekonomických a sociálních rozdílů mezi úrovněmi rozvoje členských států a jejich regionů. Prostředky jsou rozděleny do tří fondů, a sice Evropského fondu pro regionální rozvoj (ERDF), Evropského sociálního fondu (ESF) a Fondu soudržnosti (FS). ERDF a ESF patří mezi strukturální fondy EU. Pro období 2007–2013 je největší část finančních prostředků poskytnuta ze zdrojů ERDF, a to celých 52,8 % z celkového množství finančních prostředků. V ESF je alokováno 33,1 % prostředků a ve FS 14,1 %. Česká republika patří mezi méně bohaté státy Evropské unie, a pro toto programovací období pro ni bylo připraveno k čerpání přibližně 26,7 miliard EUR. Evropská unie financuje maximálně 85 % způsobilých výdajů, ČR tedy musí přispět přibližně čtyři miliardy EUR z vlastních zdrojů.¹

Projekty jsou realizovány prostřednictvím tematických a regionálních operačních programů. Z nich se na podpoře výzkumu a vývoje nejvíce podílejí tři tematické operační programy, OP Výzkum a vývoj pro inovace, OP Vzdělávání pro konkurenceschopnost a OP Podnikání a inovace.

Vyspělé státy do podpory VaV investují až 2–3 % svého HDP ročně. Česká republika z takového mezinárodního srovnání v oblasti VaV nevychází nejlépe. Bez ohledu na vcelku pozitivní trend posledních let ČR vykazuje z hlediska sledovaných indikátorů v rámci EU stále podprůměrné výsledky. Z tohoto pohledu je proto zejména OP VaVpI velmi významným operačním

¹ Fondy Evropské unie (2010a).

programem a oblast VaV se tak jasně stává jedním ze stěžejních strategických témat ČR pro programovací období 2007–2013. Společně s OP VK a OPPI tak představuje vzájemně propojený systém intervencí, který má za cíl změnit tento nepříznivý stav a současně zajistit dlouhodobě udržitelnou konkurenceschopnost České republiky.²

3.4.1. Operační program Výzkum a vývoj pro inovace³

Operační program Výzkum a vývoj pro inovace (dále jen OP VaVpI) je z pohledu finančních prostředků čtvrtým největším českým operačním programem. Celkem je na OP VaVpI alokováno 2,436 mld. EUR, z nichž 85 % tvoří prostředky z Evropského fondu pro regionální rozvoj ve výši 2070,68 mil. EUR, a zbývajících 15 % tvoří prostředky ze státního rozpočtu ČR. OP VaVpI spadá pod operační programy v cíli Konvergence a byl schválen Evropskou komisí dne 1. 10. 2008. Řídícím orgánem tohoto operačního programu je Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy. Podpora je určena především pro veřejné a státní vysoké školy provádějící výzkum a vývoj, veřejné výzkumné instituce, výzkumné ústavy, právnické osoby, a další.

Pro přípravu OP VaVpI byla klíčová tři základní východiska. Prvním východiskem pro zpracování OP VaVpI byly především Strategické obecné zásady společenství 2007–2013. Na národní úrovni to byl Národní strategický referenční rámec ČR 2007–2013, který určuje strategické cíle pro čerpání fondů EU v ČR a posledním východiskem při tvorbě OP VaVpI byla řada zpracovaných analýz mapujících jak existující prostředí a stav VaV v ČR, tak i dosahované výsledky.

Jako globální cíl OP VaVpI bylo stanoveno: „*Posilovat výzkumný, vývojový a inovační potenciál ČR, který přispěje k růstu, konkurenceschopnosti a k vytvoření vysoce kvalifikovaných pracovních míst tak, aby se regiony ČR staly významnými místy koncentrace těchto aktivit v Evropě.*“

Na základě analýzy současné situace v oblasti VaV, SWOT analýzy a analýzy vztahu mezi výzkumem, transferem technologií a konkurenceschopností byl navržen strategický rámec. Vedle dvou pilířů této strategie, kterými jsou centra excelence a regionální VaV centra, vznikly tři průřezové cíle. Velká pozornost je zaprvé věnována transferu technologií, dále je to popularizace vědy a technologií a propagace výsledků výzkumu a inovací. Třetím průřezovým tématem je zvýšení počtu kvalitně vyškolených lidských zdrojů.

Tabulka č. 47: **Struktura Operačního programu Výzkum a vývoj pro inovace**

prioritní osa 1	evropská centra excelence
prioritní osa 2	regionální VaV centra
prioritní osa 3	komercializace a popularizace VaV
prioritní osa 4	infrastruktura pro výuku na vysokých školách
prioritní osa 5	technická pomoc

Zdroj: vlastní zpracování na základě údajů z OP VaVpI

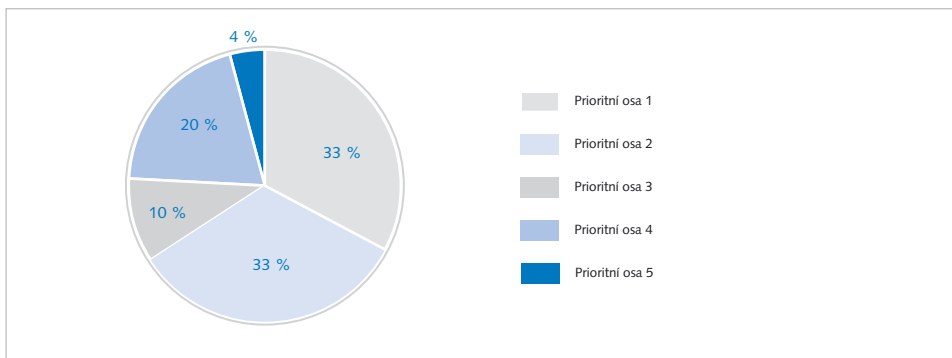
Čtyři specifické cíle OP VaVpI jsou přirozenou odezvou na silné a slabé stránky, které vyplynuly z předchozích analýz a povedou k dosažení globálního cíle. Každý specifický cíl představuje jednu prioritní osu a pátou prioritou je Technická pomoc.

² CEITEC.

³ Fondy Evropské unie (2010b).

Následující obrázek znázorňuje jednotlivé prioritní osy a jejich finanční alokaci. Je vidět, že nejvíce finančních prostředků je vyčleněno na prioritní osy 1 a 2, tedy Evropská centra excelence a Regionální VaV centra, a to ve výši 685,4 mil. EUR. Na prioritní osu 4, tedy Infrastrukturu pro výuku na vysokých školách spojenou s výzkumem, je vyčleněno 414 mil. EUR. Zbývající finanční prostředky jsou vyčleněny na Komericializaci a propagaci VaV (213 mil. EUR) a technickou pomoc (72 mil. EUR).

Graf č. 57: Finanční alokace prioritních os v OP VaVpI



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z: Fondu Evropské unie (2010b)

Regionální využití OP VaVpI

Podle počtu podaných žádostí o dotace je v České republice i v jednotlivých krajích o program velký zájem. Důsledkem toho může OP VaVpI rozvoji opravdu pomoci, a to hlavně díky značnému přísunu finančních prostředků z tohoto programu do krajů ČR.

Za rok 2010 byl největší věcný a finanční pokrok zaznamenán v rámci prioritní osy 2 Regionální VaV centra, kde bylo vydáno Rozhodnutí o poskytnutí dotace celkem 30 projektům s požadovanou dotací přes 540 mil. EUR, což činí již téměř 70% alokace této prioritní osy na celé programové období. Kumulativně bylo ve všech prioritních osách OP VaVpI přijato 202 projektových žádostí v celkovém finančním objemu více než 3,9 mld. EUR veřejných zdrojů, což představuje zhruba 159% podíl celkové alokace OP VaVpI na programové období 2007–2013. Dosažené výsledky tak odrážejí snahu ŘO OP VaVpI o budování dostatečné absorpční i administrativní kapacity, jež vytvářejí dobré předpoklady pro implementaci s nízkou mírou rizik. Přesah podaných žádostí byl registrován ve všech vyhlášených výzvách s výjimkou prioritní osy 5 (Technická pomoc), kde jsou vyhlášené průběžné výzvy na celou alokaci programového období (2007–2013).⁴

V následující tabulce je zaznamenáno rozdělení finančních prostředků v rámci všech prioritních os OP VaVpI ve všech krajích ČR. Z tabulky je patrné, že výrazně nejlépe je na tom v počtu projektů Jihomoravský kraj s 23 projekty. Následuje kraj Středočeský s polovinou projektů. Tyto dva kraje v počtu projektů ostatní výrazně převyšují. Druhým extrémem jsou kraje Karlovarský, Královéhradecký a Vysočina, ve kterých v rámci OP VaVpI není z Evropské unie podpořen ani jeden projekt.

Co se týká finanční alokace, je na tom opět nejlépe Jihomoravský kraj spolu s krajem Středočeským. Mezi těmito kraji zde však není zdaleka takový rozdíl, jako tomu bylo u počtu projektů. Na jeden projekt plyne do Středočeského kraje v porovnání s Jihomoravským podstatně větší částka. Další

4 Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy: Výroční zpráva OP VaVpI 2010.

poměrně velký finanční podíl plyne do krajů Moravskoslezského, Olomouckého, Plzeňského a Zlínského. Tato situace se dala obecně předpokládat zejména v Jihomoravském kraji, a to díky vysokému výskytu vysokých škol.

Tabulka č. 48: **Regionální diference alokace v OP VaVpI**

kraj	finanční podíl		počet projektů				
	tis. CZK	Podíl (%)	PO 1	PO 2	PO 3	PO 4	celkem
Středočeský	11 897 285	28,37	2	4	1	4	11
Jihočeský	929 000	2,22	1	2	0	2	5
Plzeňský	2 440 000	5,82	1	3	0	2	6
Ústecký	262 000	0,62	0	1	0	1	2
Karlovarský	0	0,00	0	0	0	0	0
Liberecký	800 000	1,91	0	2	0	0	2
Královéhradecký	0	0,00	0	0	0	0	0
Pardubický	532000	1,27	0	0	0	2	2
Vysočina	0	0,00	0	0	0	0	0
Jihomoravský	15 829 000	37,75	3	11	2	7	23
Olomoucký	3 356 000	8,00	0	3	0	2	5
Zlínský	1 465 000	3,49	0	2	0	1	3
Moravskoslezský	4 424 000	10,55	1	4	0	1	6
Celkem	41 934 285	100	8	32	3	22	65

Poznámka: data platná k 9. 8. 2011.

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z: Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy. Seznam příjemců OP VaVpI

Rozdělení finančních prostředků z Operačního programu výzkum a vývoj pro inovace je výrazně soustředěno ve všech krajích do krajských měst. Ostatní města v kraji v dotacích z OP VaVpI za krajskými městy zaostávají. Silná koncentrace dotací do krajských měst je dána zejména tím, že projekty do OP VaVpI podávají hlavně vysoké školy provádějící výzkum a vývoj, a také výzkumné ústavy a instituce, které se nacházejí právě v krajských městech. Jihomoravský kraj, který dopadl nejlépe, má zastoupení vysokých škol opravdu velké, a na výzkumu se podílejí všechny čtyři hlavní brněnské univerzity, tedy Masarykova univerzita, Vysoké učení technické, Mendelova univerzita a Veterinární a farmaceutická univerzita. Dále především v rámci Středočeského a Jihomoravského kraje žádají o dotace z OP VaVpI také specializované ústavy Akademie věd nacházející se v kraji, výzkumné ústavy v rámci výše zmíněných univerzit a další specializované ústavy jako např. Masarykův onkologický ústav v Brně.

Ve všech krajích je finanční podpora z OP VaVpI nejvíce žádaná na výstavbu nových, případně na rekonstrukci stávajících laboratoří a výzkumných center, na jejich vybavení moderní technikou, na budování vysokoškolských kampusů atd.⁵

V rámci OP VaVpI jsou realizovány i tzv. velké projekty, tj. projekty, jejichž celkové náklady přesahují 50 milionů EUR, jak je definováno v Nařízení Rady č. 1083/2006 o obecných ustanoveních o Evropském fondu pro regionální rozvoj, Evropském sociálním fondu a Fondu soudržnosti. V roce 2009 bylo v rámci výzev pro oblast podpory 1.1 Evropská centra excelence a pro oblast podpory 2.2 Regionální VaV centra k 16. 11. 2009 podáno celkem 8 projektů, které splňují kritéria určená pro velký projekt. V porovnání s indikativním seznamem velkých projektů byly

5 Na základě údajů platných k 9. 8. 2011: Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy. Seznam příjemců OP VaVpI.

v rámci prioritní osy 1 předloženy čtyři projekty uvedené v indikativním seznamu OP VaVpI. Jmenovitě: ELI, BIOCEV, CEITEC a IT4Innovations. V prioritní ose 2 byly předloženy dva projekty z indikativního seznamu, konkrétně: Udržitelná energetika a CVEVL. Nad rámec indikativního seznamu byly podány projekty ICRC (PO 1) a CERIT (PO 2).⁶

Všechny tyto projekty jsou představeny v následujícím textu.⁷

Žadatelem projektu ELI (Extreme Light Infrastructure) je Fyzikální ústav AV ČR, v. v. i. Celkové způsobilé výdaje jsou 6 989 265 482 Kč. Tento projekt je součástí evropského plánu na vybudování příští generace velkých výzkumných zařízení, které byly identifikovány a vybrány na Evropském strategickém fóru pro výzkumné infrastruktury (ESFRI). ELI je mezinárodní výzkumné zařízení, které bude využívat inovativní laserové technologie k vytváření světelných pulsů s nejvyšší intenzitou na světě. Stane se výzkumným centrem, které bude průkopníkem v mnoha oblastech výzkumu s využitím ultraintenzivních laserů. Pro Českou republiku představuje jedinečnou příležitost hostit významnou mezinárodní výzkumnou infrastrukturu. Posláním ELI je jak základní akademický výzkum, tak aplikovaný výzkum s přímými dopady na společnost.

Projekt BIOCEV (Biotechnologické a biomedicínské centrum ve Vestci) je realizován Ústavem molekulární genetiky AV ČR, v. v. i. Celkové způsobilé výdaje projektu jsou 3 249 766 471 Kč. Hlavním cílem tohoto projektu je soustředit vzájemně se doplňující týmy renomovaných odborníků, doposud rozptýlených v několika partnerských pracovištích Akademie věd ČR a Univerzity Karlovy, doplnit je nově vytvořenými výzkumnými týmy mladých talentovaných vědců a zahraničními experty, a vytvořit biotechnologické a biomedicínské centrum výzkumu ve Vestci (BIOCEV) s ambicí evropského centra excelence. Soustředění týmů přinášejících unikátní poznatky základního výzkumu spolu s odborníky, kteří v jedné špičkově vybavené infrastruktuře naváží na nové vědecké poznatky praktickými aplikacemi, tak komplexně ošetří citelnou mezeru v odborném zázemí pro rozvoj pokročilého biotechnologického průmyslu v ČR. Důležitým faktorem pro splnění této mise je zapojení Centra BIOCEV do sítí evropských konsorcií Euro-BioImaging a INFRAFRONTIER v rámci ESFRI (Evropské strategické fórum pro výzkumné infrastruktury) a spolupráce s renomovanými evropskými partnery.

Žadatelem projektu Centrum excelence IT4Innovations je Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava. Celkové způsobilé výdaje projektu jsou 2 317 424 000 Kč. Účelem projektu Centra excelence IT4Innovations (dále jen také projekt IT4Innovations) je přispět ke zvýšení konkurenceschopnosti a životní úrovně obyvatelstva České republiky prostřednictvím výrazného rozvoje výzkumného a vývojového potenciálu v oblasti informačních technologií, výpočetní matematiky a s nimi souvisejících aplikovaných věd. Globálním cílem projektu je vybudovat v České republice národní centrum excelentního výzkumu v oblasti informačních technologií. V rámci projektu bude vytvořeno výzkumné prostředí, včetně odpovídající infrastruktury, zaměřené na rozvoj jak výpočetních metod jako takových – IT jako předmět výzkumu, tak především nástrojů pro jejich efektivní využití – IT jako prostředek pro další výzkum či aplikační využití.

CEITEC (Central European Institute of Technology) je projektem Masarykovy univerzity v Brně s celkovými způsobilými výdaji projektu 6 529 289 717 Kč. V rámci tohoto centra bude prováděn excelentní výzkum a poskytována pokročilá postgraduální a postdoktorální výuka v oblasti nano a mikrotechnologií, strukturální biologie, genomiky a proteomiky s vyústěním do pokročilých materiálů a medicíny. Instalované špičkové technologie umožní synergicky studovat objekty živé i neživé přírody na všech v současné době dostupných úrovních složitosti, počínaje jednotlivými atomy, přes molekuly, molekulární uskupení, buňky až po celé organismy. Brno, jako druhé nejvýznamnější město České republiky, disponuje výjimečnou a v evropských zemích vzácnou

6 Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy: Výroční zpráva OP VaVpI 2010.

7 Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy: Výroční zpráva OP VaVpI 2010.

koncentrací a kombinací vědeckých oblastí sahajících od technických oborů až po humánní a veterinární medicínu a farmacii. Nositeli Projektu jsou Masarykova univerzita (jako žadatel), Vysoké učení technické v Brně, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita Brno, Veterinární a farmaceutická univerzita Brno, Výzkumný ústav veterinárního lékařství, v. v. i., Ústav přístrojové techniky AV ČR, v. v. i. a Ústav fyziky materiálů AV ČR, v. v. i. (jako Partneři).

Projekt Udržitelná energetika bude realizován v Plzni. Žadatelem projektu je Centrum výzkumu Řež, s. r. o. a celkové způsobilé výdaje projektu jsou 2 581 675 159 Kč. Hlavním cílem projektu je vybudování dvou regionálních center (NUTS 2 Jihozápad a Střední Čechy) výzkumu a vývoje v oblasti dlouhodobě udržitelné energetiky jako základní podmínky pro posilování konkurenceschopnosti české ekonomiky. Prostřednictvím rozšíření a modernizace výzkumné infrastruktury bude vytvořeno špičkové pracoviště zaměřené na klíčové segmenty energetiky jako významné centrum v regionu střední Evropy s úzkou vazbou na Evropský výzkumný prostor. Cílem je vybudovat centrum pro teoretické a experimentální zkoumání postupů a materiálů, vč. jejich následné praktické aplikace v zájmu dosažení takového stupně bezpečnosti a environmentálních dopadů energetických zařízení, především těch, které slouží k výrobě energie z jádra, aby byla možná postupná náhrada tradičních postupů založených na využití uhlí a ropy s cílem zvýšit efektivitu, zlevnit výrobu, snížit emise CO₂ a recyklovat co nejvyšší procento surovin.

Fakultní nemocnice u sv. Anny v Brně – Mezinárodní centrum klinického výzkumu (FNUSA – ICRC) je projektem Fakultní nemocnice u svaté Anny s celkovými způsobilými výdaji projektu 3 999 391 705 Kč. Cílem projektu ICRC je vybudovat na území České republiky špičkové mezinárodní centrum pro oblast aplikovaného lékařského výzkumu, které díky unikátní logistice mezinárodní vědecké spolupráce, založené na koncepci tzv. dynamických vědeckých týmů (časově flexibilně na jednom místě působící vědecké týmy sestavované specificky pro každý výzkumný projekt) a originálnímu systému tzv. flexibilních vědeckých laboratorů dokáže urychlit vývoj nových průlomových léčebných a diagnostických strategií, nových technologií včetně bio a nanotechnologií a nových léků až o 50%, a to při respektování všech nejpřísnějších mezinárodních norem pro etiku a bezpečnost výzkumu. Současně umožní ICRC realizaci výzkumných projektů, které svým rozsahem a kvalitou nebylo dosud možné uskutečnit.

Všem zástupcům výše uvedených projektů byla nabídnuta možnost spolupráce s iniciativou JASPERS (Joint Assistance to Support Projects in European Regions). Iniciativa JASPERS nabízí pomoc při přípravě velkých projektů, které žádají o finanční podporu z Fondu soudržnosti a Evropského fondu pro regionální rozvoj. Jedná se o společnou iniciativu Evropské komise, Evropské banky pro obnovu a rozvoj a Evropské investiční banky, která je určena novým členským státům Evropské unie. Evropská Iniciativa JASPERS neposkytuje finanční prostředky, ale formou bezplatné technické pomoci svých odborníků v přípravné fázi velkých a náročných projektů podporuje jejich kvalitní zpracování a tím i větší pravděpodobnost jejich schválení Evropskou komisí a zajištění spolufinancování z Fondu soudržnosti nebo ERDF. Nabídky spolupráce s Iniciativou JASPERS využily všechny velké projekty – zejména v období přípravy podkladů pro Evropskou komisi, kdy bylo za tímto účelem uspořádáno pro každý projekt několikero konzultačních schůzek. V říjnu 2010 proběhlo také tripartitní jednání mezi zástupci českých operačních programů, JASPERS a Evropské komise, kde se diskutovalo o možnostech a doporučeních pro užší a efektivnější budoucí spolupráci.

3.4.2. Operační program Vzdělávání pro konkurenceschopnost⁸

OP Vzdělávání pro konkurenceschopnost (dále jen OP VK) je víceúčelový tematický operační program, který je financován z Evropského sociálního fondu (ESF) především z prostředků cíle Konvergence, ale částečně i z prostředků pro cíl Regionální konkurenceschopnost a zaměstnanost. Z tohoto důvodu je pro OP VK způsobilým územím také Hlavní město Praha. Na programovací období 2007–2013 je pro OP VK vyčleněno 1,83 mld. EUR, což činí přibližně 6,8 % veškerých prostředků určených pro ČR z fondů EU. Řídícím orgánem je Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy.

Globálním cílem OP VK je „rozvoj vzdělanosti společnosti za účelem posílení konkurenceschopnosti ČR prostřednictvím modernizace systémů počátečního, terciárního a dalšího vzdělávání, jejich propojení do komplexního systému celoživotního učení a zlepšení podmínek ve VaV.“

Cíle OP VK jsou realizovány pomocí čtyř prioritních os, které jsou dále členěny do jedenácti oblastí podpory. Samostatnou prioritní osu tvoří technická pomoc.

Tabulka č. 49: **Struktura Operačního programu Vzdělávání pro konkurenceschopnost**

prioritní osa 1	počáteční vzdělávání
prioritní osa 2	terciární vzdělávání, výzkum a vývoj
prioritní osa 3	další vzdělávání
prioritní osa 4a a 4b	systémový rámec celoživotního učení
prioritní osa 5a a 5b	technická pomoc

Zdroj: vlastní tvorba na základě údajů z OP VK

Podpora výzkumu a vývoje je v OP VK soustředěna v rámci prioritní osy 2 – Terciární vzdělávání, výzkum a vývoj a částečně také v rámci prioritní osy 4, u které se však nejedná o regionální podporu VaV. Na prioritní osu 2 jsou vyčleněny největší finanční prostředky z fondů EU, a to ve výši 626,5 mil. EUR, což představuje 35 % alokace OP VK.

Regionální využití OP VK

Regionální využití Operačního programu Vzdělávání pro konkurenceschopnost je podstatně pestřejší, než jak tomu bylo u OP VaVpI. V prioritní ose 1 a 3 (Počáteční a Další vzdělávání), které nejsou zaměřeny na výzkum a vývoj, podávají nejvíce žádosti o dotaci mateřské, základní a střední školy, různá vzdělávací zařízení, ale také např. kraje nebo obce. Dotace se v těchto prioritních osách soustředí převážně na podporu a rozvoj počátečního a jiného vzdělávání, na zvýšení jeho kvality a modernizaci výuky. Žádost o dotaci z PO 4, která je částečně zaměřená i na podporu VaV, v současné době podává jen Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy. Tyto prioritní osy však nejsou pro naše účely podstatné.⁹

Podpora výzkumu a vývoje je do OP VK zahrnuta v rámci prioritní osy 2 (Terciární vzdělávání, výzkum a vývoj). A právě na prioritní osu 2 a její oblasti podpory se zaměříme nejvíce. Tato PO je úzce vázána na Operační program výzkum a vývoj pro inovace. U oblasti podpory 2.2 Vysokoškolské vzdělávání je zde vazba na prioritní osu 4 OP VaVpI. U oblasti podpory 2.3 Lidské zdroje ve výzkumu a vývoji a 2.4 Partnerství a sítě zase na prioritní osy 1, 2 a 3 OP VaVpI.

⁸ Fondy Evropské unie (2010c).

⁹ Na základě údajů z: Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy: Seznam příjemců OP VK [online]. [cit. 2011-09-28].

Tabulka č. 50: Regionální diferenciace alokace PO 2 v OP VK

kraj	finanční podpora		počet projektů			
	mil. CZK	Podíl (%)	OP 2.2	OP 2.3	OP 2.4	celkem
Středočeský	363,8	5,48	9	9	6	24
Jihočeský	129,9	1,96	6	5	2	13
Plzeňský	440,8	6,64	21	11	4	36
Ústecký	116,8	1,76	10	3	3	16
Karlovarský	0	0,00	0	0	0	0
Liberecký	332,3	5,01	16	5	5	26
Královéhradecký	142,4	2,15	6	3	4	13
Pardubický	244,3	3,68	13	1	2	16
Vysočina	36,0	0,54	3	0	1	4
Jihomoravský	2487	37,48	87	54	37	178
Olomoucký	1363,2	20,54	89	30	16	135
Zlínský	135,3	2,04	13	1	2	16
Moravskoslezský	844,2	12,72	39	21	7	67
Celkem	6636,0	100,00	312	143	89	544

Poznámka: data platná k 22. 6. 2011.

Zdroj: vlastní tvorba na základě dat z: Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy. Seznam příjemců OP VK [online]. [2011–09–28]

Jak můžeme vidět v tabulce, obecně je nejvíce projektů podpořených v oblasti podpory 2.2 Vysokoškolské vzdělávání. Naopak nejméně projektů je podpořeno v oblasti 2.4 Partnerství a síť. Oblast podpory 2.1 není v tabulce zahrnuta, neboť se výzkumu a vývoje netýká přímo.

Co se týká krajů, nejlépe je na tom kraj Jihomoravský, a to jak v počtu podpořených projektů, tak v celkové finanční podpoře plynoucí do tohoto kraje. Následován je krajem Olomouckým a Moravskoslezským. Na druhé straně stojí kraj Karlovarský, ve kterém za sledované období nebyl v rámci OP VK podpořen ani jeden projekt. Velmi malé množství projektů s nízkou finanční podporou bylo podpořeno také v kraji Vysočina.

PO 2 se zaměřuje na podporu Terciárního vzdělávání, výzkumu a vývoje, proto se dá předpokládat, že nejvíce příjemců dotací z této prioritní osy jsou právě univerzity v jednotlivých krajích. Je tomu tak stejně jako u Operačního programu výzkum a vývoj pro inovace.

Ve všech krajích jsou podporovány zejména aktivity zaměřené na modernizaci a zatraktivnění vysokoškolského vzdělávání, na zlepšení podmínek pro pracovníky výzkumu a vývoje, a na vytváření vazeb mezi vzdělávacími a výzkumnými institucemi a veřejným a soukromým sektorem.¹⁰

V dalším textu jsou představeny úspěšné projekty, které byly realizovány v rámci Operačního programu Vzdělávání pro konkurenceschopnost.

Oblast podpory 2.2 – Posilování kompetencí VŠ pracovníků pro rozvoj konkurenceschopnosti vysokoškolského školství v Ústeckém kraji¹¹

Žadatelem tohoto projektu je Univerzita Jana Evangelisty Purkyně. Celkové způsobilé výdaje tohoto projektu jsou 13 134 588 Kč. Společně s UJEP na projektu spolupracují: Vysoká škola eko-

¹⁰ Na základě údajů z: Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy. Seznam příjemců OP VK [online]. [cit. 2011–09–28].

¹¹ UJEP (2008).

nomická, Praha; Vysoká škola finanční a správní, Praha; Centrum pro studium vysokého školství, Praha a Výzkumný ústav anorganické chemie, Ústí nad Labem. Cílem projektu je pomoci celé řady vzdělávacích kurzů posílit konkurenceschopnost vysokého školství (VŠ) v ÚK a zvýšit manažerské a odborné kompetence akademických i neakademických pracovníků VŠ.

Oblast podpory 2.3 – Ochrana, transfer a uplatnění výsledků VaV na národní a mezinárodní úrovni¹²

Žadatelem tohoto projektu je Masarykova univerzita. Celkové způsobilé výdaje tohoto projektu jsou 13 872 364 Kč. Základním cílem projektu je vybudování plně funkční platformy, která bude na Právnické fakultě Masarykovy univerzity umožňovat budování sítí spolupracujících subjektů a celých týmů ve výzkumu a vývoji (dále jen „VaV“), a to jak na národní, tak na mezinárodní úrovni. Tato platforma bude umožňovat aktivní vyhledávání nových a správu stávajících kontaktů v rámci projektů VaV, kde inherentním komplementem bude vysílání vlastních pracovníků VaV do zahraničí a přijímání zahraničních pracovníků.

Oblast podpory 2.4 – Stáže studentů ESF MU v institucích české a francouzské veřejné správy¹³

Žadatelem tohoto projektu je Masarykova univerzita, Ekonomicko-správní fakulta. Celkové způsobilé výdaje činí 11 108 245 Kč. Projekt je zaměřen na podporu spolupráce mezi univerzitami, podnikatelským a veřejným sektorem prostřednictvím odborných stáží. Cílem projektu je podpořit spolupráci mezi institucemi, kam studenti chodí na stáž, studenty samotnými, Masarykovou univerzitou, univerzitou v Rennes 1 a partnery projektu, prostřednictvím zahraničních stáží a rozšíření možnosti osobního kontaktu mezi zástupci těchto skupin.

3.4.3. Operační program Podnikání a inovace¹⁴

Operační program Podnikání a inovace (dále jen OPPI) je z pohledu finančních prostředků třetím největším českým operačním programem. Spadá pod cíl Konvergence a z ERDF je pro něj vyčleněno 3,04 mld. EUR, což činí přibližně 11,4 % veškerých prostředků určených pro ČR z fondů EU. Řídicím orgánem OPPI je Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR. O podporu z tohoto operačního programu mohou žádat např. podnikatelé, výzkumné instituce, vysoké školy a ostatní vzdělávací instituce, územní samosprávné celky a jimi zřizované a zakládané organizace, CzechInvest, CzechTrade a další.

Globálním cílem OPPI je „zvýšit do konce programovacího období konkurenceschopnost české ekonomiky a přiblížit inovační výkonnost sektoru průmyslu a služeb úrovni předních průmyslových zemí Evropy.“

K dosažení tohoto globálního cíle jsou finanční prostředky koncentrovány do sedmi prioritních os. Z nichž každá charakterizuje jeden strategický cíl.

¹² Masarykova univerzita: Projekty PrF.

¹³ Masarykova univerzita: Projekty ESF.

¹⁴ Fondy Evropské unie (2010a).

Tabulka č. 51: **Struktura Operačního programu Podnikání a inovace**

prioritní osa 1	vznik firem
prioritní osa 2	rozvoj firem
prioritní osa 3	efektivní energie
prioritní osa 4	inovace
prioritní osa 5	prostředí pro podnikání a inovace
prioritní osa 6	služby pro rozvoj podnikání
prioritní osa 7	technická pomoc

Zdroj: vlastní zpracování na základě údajů z OPPI

Nejvíce finančních prostředků je alokováno na PO 5 (Prostředí pro podnikání a inovace), a to ve výši 1,08 mld. EUR.

Regionální využití OPPI

V rámci OPPI bylo vytvořeno celkem 15 programů podpory. Jedná se o programy Start, Progres, Záruka, Rozvoj, ICT v podnicích, ICT a strategické služby, Ekoenergie, Inovace, Potenciál, Spolupráce, Školící střediska, Prosperita, Nemovitosti, Poradenství a Marketing. Podpora infrastruktury pro VaV je zahrnuta v rámci programu Potenciál, který pomáhá společně zavádět a zvyšovat kapacity potřebné pro realizaci výzkumných, vývojových a inovačních aktivit. Rozvoj vědeckotechnických parků, podnikatelských inkubátorů a center pro transfer technologií podporuje program Prosperita. Zavádění novinek do výroby pak podporuje program Inovace.¹⁵ A právě na tyto tři programy se v rámci OPPI zaměříme.

V následující tabulce je zaznamenán počet podaných žádostí a přiznaných dotací v jednotlivých programech podpory (námi sledovaných) ve všech krajích ČR. Poprvé můžeme hodnotit počet podaných žádostí, a to díky dostupnosti těchto dat v Monitorovacím systému ISOP OPPI. Je obvyklé, že počet podaných žádostí je podstatně vyšší, než samotný počet udělených dotací. Není tomu jinak ani u Operačního programu Podnikání a inovace. Ve všech krajích je počet podaných žádostí téměř třikrát větší než počet přiznaných dotací. V některých krajích je tento rozdíl ještě větší. Je to zejména z toho důvodu, že finanční prostředky z OPPI i z jiných programů podpory jsou omezené a proto je nutné vybrat jen ty nejkvalitnější projekty. Dalším důvodem může být např. to, že některé z žádostí projdou hodnocením až v tomto roce.

Největší počet udělených dotací je v Jihomoravském kraji, který je následován krajem Středočeským, Moravskoslezským a Zlínským. Na druhou stranu nejmenší počet udělených dotací je v krajích Karlovarském a Ústeckém. Z těchto výsledků vyplývá, že i největší finanční podpora z OPPI, konkrétně z oblastí podpory Potenciál, Prosperita a Inovace, plyne do Jihomoravského kraje a kraje Středočeského. Za zmínku však stojí skutečnost, že ve Středočeském kraji bylo celkově podpořeno méně projektů než v kraji Jihomoravském, avšak podstatně větší celková finanční podpora plyne do kraje Středočeského. Velká částka, i když s menším počtem podpořených projektů, plyne také do kraje Moravskoslezského a Zlínského.

¹⁵ CzechInvest: Podnikání a inovace.

Tabulka č. 52: Počet podaných žádostí a udělených dotací v OPPI

kraj	počet podaných žádostí				počet udělených dotací			
	potenciál	prosperita	inovace	celkem	potenciál	prosperita	inovace	celkem
Středočeský	174	47	279	500	40	6	125	171
Jihočeský	33	14	148	195	14	4	65	83
Plzeňský	42	4	123	169	13	2	45	60
Ústecký	55	10	134	199	8	2	36	46
Karlovarský	8	9	41	58	2	1	12	15
Liberecký	35	6	165	206	13	1	54	68
Královéhradecký	38	6	168	212	6	0	83	89
Pardubický	54	5	136	195	14	1	58	73
Vysočina	48	5	143	196	14	2	68	84
Jihomoravský	161	54	349	564	42	10	138	190
Olomoucký	57	13	148	218	18	2	50	70
Zlínský	99	25	197	321	28	5	86	119
Moravskoslezský	89	28	256	373	15	6	111	132
Celkem	893	226	2287	3406	227	42	931	1200

Poznámka: data platná k 28. 9. 2011.

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z: Ministerstvo průmyslu a obchodu: Monitorovací systém ISOP OPPI

Tabulka č. 53: Finanční podpora z OPPI v jednotlivých krajích ČR

kraj	finanční podpora (tis. Kč)				
	podíl (%)	celkem	potenciál	prosperita	inovace
Jihočeský	4,73	887 015	144 260	263 299	479 456
Jihomoravský	12,54	2 353 758	606 405	575 526	1 171 827
Karlovarský	3,12	585 142	66 757	130 856	387 529
Královéhradecký	7,44	1 395 882	72 520	0	1 323 362
Liberecký	4,08	765 596	215 426	24 985	525 185
Moravskoslezský	11,76	2 206 161	191 038	475 798	1 539 325
Olomoucký	5,50	1 031 775	215 450	37 275	779 050
Pardubický	5,63	1 055 727	243 450	11 319	800 958
Plzeňský	5,86	1 099 642	192 352	233 178	674 112
Středočeský	17,07	3 203 006	888 844	401 745	1 912 417
Ústecký	4,26	798 926	204 653	47 137	547 136
Vysočina	6,45	1 211 150	200 248	298 468	712 434
Zlínský	11,58	2 172 770	266 631	492 967	1 413 172
Celkový součet	100,00	18 766 550	3 508 034	2 992 553	12 265 963

Poznámka: data platná k 28. 9. 2011.

Zdroj: vlastní tvorba na základě dat z: Ministerstvo průmyslu a obchodu: Monitorovací systém ISOP OPPI

V rámci námi sledovaných programů podpory o dotace z OPPI žádají jak nepodnikatelské subjekty (veřejné výzkumné instituce, univerzity a ostatní vzdělávací instituce), tak především akciové společnosti a společnosti s ručením omezeným, které buďto vyvíjejí novou službu nebo

■ technologii, nebo např. chtějí svůj nápad chránit patentem. Zapojení univerzit do tohoto programu je však podstatně menší než tomu je u OP VaVpI a OP VK.¹⁶

■ Podstatně větší zájem o dotace z OPPI mají podnikatelské subjekty. Ty však nejsou zdaleka tak koncentrovány do krajských měst, jak je tomu u univerzit. Proto i finanční podpora z OPPI plyne do více měst ve všech krajích.¹⁷

■ Dále si představíme úspěšné projekty, které byly realizovány v rámci Operačního programu Podnikání a inovace v námi sledovaných programech podpory.¹⁸

Potenciál – Výzkumné a technologické centrum EXBIO (Středočeský kraj)

■ Celkové způsobilé výdaje tohoto projektu jsou 103 833 988 Kč. Žadatelem projektu je firma EXBIO Praha a. s., která je výrobcem monoklonálních protilátek a dalších imunologických reagen-
■ cií. Vznikla jako spin-off od Ústavu molekulární genetiky AV ČR. Předmětem podpořeného pro-
■ jektu bylo vybudování nových pracovišť pro výzkumné a vývojové aktivity společnosti. Toto roz-
■ šíření bylo nezbytné v návaznosti na nové výzkumné projekty podporované z národních a mezi-
■ národních zdrojů (projekty v rámci FP6 a FP7), i na základě požadavků partnerů. Předmětem pro-
■ jektu byly investice do infrastruktury VaV a úhrada mzdových nákladů v režimu „de minimis“.

Prosperita – BIC Ostrava – rozšíření PI a VTP (Moravskoslezský kraj)

■ Žadatelem tohoto projektu je BIC Ostrava s. r. o., který se věnuje provozu a rozvoji podnikatelské-
■ ho a inovačního centra a souvisejících služeb k podpoře výzkumu, vývoje a rozvoje proinovační-
■ ho prostředí. Celkové způsobilé výdaje tohoto projektu jsou 223 030 000 Kč. V rámci projektu je
■ prováděna rekonstrukce a adaptace dvou starých budov v Ostravě-Vítkovicích tak, aby vyhovovaly
■ podmínkám provozu vědeckotechnického parku, podnikatelského inkubátoru a poptávce ze
■ strany inovačních firem.

Inovace – Výroba nanostrukturních materiálů pro medicínské aplikace (Plzeňský kraj)

■ Žadatelem projektu je společnost COMTES FHT a. s., která se zabývá oblastí výzkumu a vývoje ko-
■ vových materiálů a jejich zpracování. Činnost firmy je zaměřena především na aplikovaný materi-
■ álový výzkum a na výzkum technologií tváření a tepelného zpracování. Celkové způsobilé výdaje
■ tohoto projektu jsou 15 000 000 Kč. Tento projekt počítá se zavedením výroby nanostrukturních
■ titanových polotovarů a polotovarů z jiných materiálů ve společnosti COMTES FHT a. s. pro po-
■ užítí v lékařských aplikacích, jako jsou dentální a kostní implantáty.

■ Výzkum a vývoj byl dlouhodobě podceňován jak v České republice, tak i v celé Evropě. V po-
■ sledních letech se ovšem dostává do popředí a Evropská unie si začíná uvědomovat, že investice
■ do výzkumu a vývoje představují jeden z nejdůležitějších zdrojů budoucí prosperity a konkuren-
■ ceschopnosti evropských firem v celosvětovém měřítku. K dosažení tohoto cíle by měly napomoci
■ jak operační programy, tak i rámcové programy a další finanční nástroje, které pro podporu výzku-
■ mu a vývoje Evropská unie nabízí.

16 Ministerstvo průmyslu a obchodu: Monitorovací systém ISOP OPPI.

17 Ministerstvo průmyslu a obchodu: Monitorovací systém ISOP OPPI.

18 CzechInvest: Úspěšné projekty OPPI.

3.5. Návrh dlouhodobé koncepce regionálního rozvoje České republiky (základní východiska a prvotní nástin)

3.5.1. Stručné shrnutí současného stavu poznání

Zejména po vstupu do Evropské unie se regionální rozvoj v České republice stal značně frekventovaným pojmem, jehož praktický význam je dále výrazně posilován provedenou decentralizací veřejné správy. S tím pochopitelně souvisí i podstatně vyšší odborná pozornost věnovaná regionální politice, která je poměrně často pokládána za jednu z relevantních odpovědí na nové výzvy, příležitosti a ohrožení, generované globalizací ekonomiky. Moderní regionální politika tak obvykle vychází z vypracovaných rozvojových koncepcí orientovaných na podporu konkurenceschopného a současně i harmonického a udržitelného regionálního rozvoje. Výrazně tak přesahuje původní roli pouhé „územní komponenty“ hospodářské politiky, což dokumentuje i současná podoba Politiky hospodářské, sociální a územní soudržnosti EU (dále používán zjednodušený název Kohezní politika).

Vytvoření fundované koncepce regionálního rozvoje jako výchozího podkladu pro praktickou realizaci regionální politiky prostřednictvím věcně a územně strukturovaných programů vyžaduje mít k dispozici nejen odpovídající analytické informace o dosažené úrovni regionálního rozvoje, ale i kvalitní teoreticko-metodologické zázemí umožňující objektivní syntézu rozvojových předpokladů jednotlivých regionů včetně experimentálního modelování různých variant podpory jejich rozvoje. Tento přístup umožňuje účinně překonávat nebezpečí metodologické nejasnosti tvorby koncepce, spojené s věcnou roztříštěností příslušných programů, která je charakteristická pro rozvojové strategie zpracovávané metodou ad hoc (tyto nedostatky se týkají i Strategie regionálního rozvoje České republiky pro současné plánovací období Kohezní politiky). K tomu je však zapotřebí poznamenat, že ani v tomto případě se nelze zcela vyvarovat určitého zkreslení reality, primárně vyplývajícího ze zřetelného opomíjení prostoru ekonomickou teorií hlavního proudu (tato skutečnost je podmíněna jejím výchozím paradigmatem, které přebírá gnozeologický rámec uzavřených fyzikálních systémů, ačkoliv se tyto teorie vztahují k otevřeným společenským systémům). Řešení výše naznačených problémů výrazně usnadňují vypracované teorie regionálního rozvoje, za jejichž významný metodologický přínos lze považovat právě rozpracování prostorových zákonitostí ekonomického rozvoje.

Vzhledem k výše uvedeným skutečnostem proto příliš nepřekvapuje, že aplikace teorií regionálního rozvoje v rámci regionální politiky má výrazně eklektickou povahu, kdy jsou směřovány

určité prvky z několika vybraných výchozích teorií (tento závěr však lze obecně vztáhnout i na aplikaci obecných ekonomických teorií v hospodářské politice). V této souvislosti je účelné zmínit zejména tři inspirativní skupiny ekonomických teorií (podrobněji viz např. Blažek, Uhlíř, 2002). První z těchto skupin představují lokalizační teorie, jejichž výchozí premisu lze zjednodušeně shrnout do konstatování, že omezená prostorová mobilita výrobních zdrojů determinuje vytváření územně specifických ekonomických struktur, a v souladu s tím je jejich hlavním cílem nalézt faktory podmiňující lokalizaci ekonomických aktivit, a na jejich základě pak modelovat pravidelnosti v prostorovém uspořádání ekonomiky. Podle Massey (Massey 1979) je možné rozlišovat čtyři základní směry těchto teorií: lokalizační rozhodování firem, vzájemné závislosti lokalizačních rozhodnutí, behaviorální pojetí lokalizace a syntéza prostorového uspořádání ekonomiky. Další významnou skupinu inspirujících teorií představují endogenní teorie hospodářského růstu reagující především na skutečnost, že původní neoklasické teorie nebyly schopny uspokojivě interpretovat dlouhodobý růst produkce. Endogenní teorie proto usilují o účelnou internalizaci rozhodujících faktorů ovlivňujících ekonomický růst a v souladu s tím pracují s konceptem přelévání ekonomických efektů zajišťujících, *ceteris paribus*, rostoucí výnosy z investovaného kapitálu. Lze rozlišovat dva hlavní typy příslušných endogenních modelů: modely kladoucí důraz na akumulaci tzv. lidského kapitálu – např. Lucasův model (Lucas, 1986) a modely kladoucí důraz na akumulaci tzv. znalostního kapitálu – např. Romerův model (Romer, 1986). V této souvislosti je užitečné zmínit i novou teorii obchodu (Krugman, 1991), a dále mikroekonomickou teorii konkurenceschopnosti se známým „modelem diamantu“ (Porter, 1996). Třetí skupinu inspirujících teorií pak tvoří poprávkově orientované teorie, které zdůrazňují rozhodující vliv poptávky na ekonomický růst (z pohledu regionálního rozvoje jsou často označovány jako teorie skupiny jádro – periferie). V jejich rámci lze mezi nejvýznamnější řadit Perrouxovu teorii růstových pólů (Perroux, 1955), Myrdalovu teorii kumulativních příčin (Myrdal, 1957) a Hirschmanovu teorii nerovnoměrného rozvoje (Hirschman, 1958). Jejich hlavní přínosy lze spatřovat především v modelování prostorové difúze socioekonomických jevů v interakci s procesy divergence (rozbíhavosti) a konvergence (sbíhavosti) v regionálním rozvoji. K významným inspirativním teoriím, resp. konceptům patří i teorie učících se regionů (Lundvall, 1992), *time-geography* (Hägerstrand, 1975) a z méně známých teorií pak např. teorie hierarchie reality (Hampl, 1988, 2002), zdůrazňující vytváření stále nových nositelů diferenciacce, zatímco u vývojově nižších jevů dochází ke snižování rozdílů mezi regiony.

Z praktického pohledu je pak zapotřebí konstatovat, že česká právní úprava se vymezením struktury a metodologií tvorby koncepčních dokumentů v oblasti regionálního rozvoje zabývá jen ve značně omezené míře. Např. v zákoně o obcích a v zákoně o krajích nalezneme pouze zmínku o tom, že zastupitelstvo obcí schvaluje programy rozvoje v rámci příslušných územních obvodů. Praktickým důsledkem této skutečnosti je samozřejmě častý výskyt nesystémových dokumentů, což limituje i odpovídající možnosti jejich vzájemné věcné i časové „prostupnosti“, a to jak v rovině horizontální (reálné možnosti a perspektivní potřeby vzájemné spolupráce mezi svazky resp. sdruženími obcí či mezi kraji), tak v rovině vertikální (provázanost stanovených rozvojových cílů na různých hierarchických úrovních veřejné správy). Současná tvorba koncepčních dokumentů v České republice tak pragmaticky vychází z unijní koncepce Kohezní politiky, jejíž praktická realizace je standardně zabezpečována prostřednictvím víceletých a víceoborových rozvojových programů (které jsou pochopitelně zohledněny v její rozpočtové struktuře), které se dále člení na priority resp. subprogramy naplňované pomocí konkrétních opatření.

Vzhledem k výše uvedeným skutečnostem tak nezbyvá než přijmout významný závěr, že tvorba koncepcí regionálního rozvoje není dosud v České republice teoreticky a metodologicky v dostatečné míře propracována. Z obecného pohledu je možné konstatovat, že zpracování dlouhodobých koncepcí, příp. modelů regionálního rozvoje je komplikováno celou řadou nevyjasněných

otázek, indukovaných již samotnou pluralitou možných teoretických přístupů. Z nejvýznamnějších problémů spojených se zpracováváním koncepcí regionálního rozvoje, které jsou nejčastěji zmiňovány v zahraničních odborných studiích, lze v tomto kontextu uvést zejména:

- převažující tendence k „universalismu“, opomíjející významné vlivy konkrétních rozvojových podmínek (včetně institucionálních) na reálné přínosy, resp. efektivnost intervencí cílených na podporu regionálního rozvoje;
- poměrně nízká míra pozornosti věnovaná optimálnímu (systémově hierarchizovanému) prostoro-rovému rámci, ve kterém by tyto veřejné intervence měly být dlouhodobě uplatňovány;
- nedostatečné zohlednění mimoekonomických faktorů s významnými vazbami na regionální rozvoj v dlouhém období (zejména sociologických, demografických a environmentálních faktorů).

Výše popsaná situace objektivně vyvolává silnou potřebu rozpracování systémově provázaných a zároveň dostatečně flexibilních koncepcí regionálního rozvoje, vycházejících z experimentálně ověřených modelů, a v duchu obecné teorie systémů zohledňujících působení zákonitostí vývoje a hierarchické diferenciacie společenských systémů (včetně zpětných vazeb) na dlouhodobý rozvoj regionů. V této souvislosti je účelné poukázat i na již starší interdisciplinární koncept regionální vědy vypracovaný americkým ekonomem W. Isardem (Isard, 1960), který propojuje ekonomii s územním plánováním, ekonomickou geografii a dalšími společenskými vědami. Systematický základní a aplikovaný výzkum v této oblasti je tedy možné považovat nejen za společensky potřebný, ale i za prakticky vysoce přínosný.

3.5.2. Základní východiska návrhu dlouhodobé koncepce regionálního rozvoje

Pokud jde o prezentaci základní kostry návrhu dlouhodobé koncepce regionálního rozvoje, je úvodem účelné připomenout, že v souladu s Kohezní politikou respektuje hlavní prioritu tradiční regionální politiky, za kterou je všeobecně považováno snižování disparit v regionálním rozvoji. Je zřejmé, že pro jejich identifikaci je nutné mít k dispozici verifikovanou metodu jejich zjišťování (v praxi stále zřetelně převažují spíše intuitivní či jednostranně orientované metody). Dosažené výsledky v rámci předchozího výzkumu v tomto ohledu umožňují přijmout následující všeobecný závěr: územní disparity generované nerovnoměrným ekonomickým rozvojem je možné členit na „zdeděné“, tj. disparity determinované hierarchickým postavením regionů – jejich přímá regulace by byla ve zjevném rozporu se silnou inercií hierarchických struktur a tedy neefektivní – a „vytvořené“, tj. disparity determinované charakterem ekonomického rozvoje regionů – jejich regulace je obvykle považována za společensky užitečnou aplikaci principu solidarity.

Výše uvedený princip je zohledněn i v současných koncepcích regionálního rozvoje, kde je však interpretován v širším kontextu tzv. harmonického rozvoje, který více zohledňuje reálné předpoklady a potenciální možnosti snižování územních disparit. Toto pojetí významně přispívá ke zvyšování ekonomických přínosů stanovených programů regionálního rozvoje (včetně vazeb na regionální konkurenceschopnost) a tedy i celkové efektivity regionální politiky. Moderní koncepce regionálního rozvoje metodologicky vycházejí z dlouhodobé vize – v této souvislosti je vhodné upozornit na citát amerického ekonoma Solowa, že konkurenci nelze porazit velikostí, ale musí se předstihnout myšlením (Solow, 1956). Relevantní vizi regionálního rozvoje lze obecně chápat jako jednoduchý a výstižný popis žádoucího cílového stavu regionů. V rámci dokumentu Strategie regionálního rozvoje České republiky pro období 2007–2013 (schváleného vládou České republiky v roce 2006) je tato vize formulována následujícím způsobem: v časovém horizontu do roku

2013 chce být Česká republika aktivní, ekonomicky výkonnou a konkurenceschopnou zemí s kvalitním životním prostředím, která v souladu s principy udržitelného rozvoje dosahuje ve všech základních kritériích standardů Evropské unie a zabezpečuje zvyšování kvality života svých obyvatel (MMR, 1996). Uvedená definice však zjevně příliš akcentuje národní dimenzi společenského rozvoje na úkor jeho regionální dimenze. V souladu s touto skutečností je proto v rámci uvažovaného dlouhodobého časového horizontu let 2014 až 2027 (dva příští plánovací cykly Kohezní politiky) pokládána za relevantnější následující vlastní formulace: základní vizí dlouhodobého regionálního rozvoje České republiky je vytvoření plně integrovaného systému funkčních regionů, které efektivně využívají disponibilní předpoklady a příležitosti (a současně v rámci svých možností omezují relevantní ohrožení), které se naskýtají ke zvyšování ekonomické výkonnosti a kvality života obyvatel v souladu s principy subsidiarity a udržitelnosti ¹⁹. Tato vize pochopitelně respektuje odpovídající vazby na makroekonomickou hospodářskou politiku, zejména strukturální. Konceptci regionálního rozvoje pak lze chápat jako podrobné rozvedení (myšlenkovou osnovu) stanovené vize, která obsahuje i exaktní formulaci hlavních rozvojových cílů. Způsob praktického dosažení stanovených cílů je pak definován v rámci relevantní strategie (k tomu je třeba poznamenat, že strategii je nutné chápat především jako manažerskou činnost, která zahrnuje analýzu disponibilních nástrojů, plánování jejich alokace a rovněž kontrolní mechanismy zaměřené na posuzování úrovně plnění stanovených cílů (viz např. Viturka, Žitek, Haláček, Klímová, Tonev, 2005). Vypracování kvalitní strategie regionálního rozvoje je nepochybně významným předpokladem úspěšné realizace přijaté koncepce regionálního rozvoje. Závěrečnou etapu pak představuje celková evaluace dosažených přínosů spojených s její realizací. Výše popsaný proces lze schématicky znázornit následujícím způsobem: vize → koncepce → strategie → realizace → evaluace.

Tento příspěvek je zaměřen především na stručný nástin, resp. prvotní návrh dlouhodobé koncepce regionálního rozvoje České republiky. Jeho podstatnou součástí je návrh metodiky zpracování optimalizačního modelu podpory regionálního rozvoje, který navazuje na již vytvořený základní rozvojový model. V tomto kontextu jsou rovněž zohledněny i dále specifikované zásady, které spoluvytvářejí příznivé podmínky pro úspěšnou realizaci celé koncepce:

- **zásada koincidence (souhlasnosti)** – zajistit soulad koncepce s působením zákonitostí vývojové a hierarchické diferenciaci společenských systémů, zejména prostřednictvím orientace podpory na zvyšování kvality podnikatelského prostředí v interakci se zvyšováním kvality života
- **zásada efektivnosti** – usilovat o koncentraci rozvojových programů na nejdůležitější cíle a dále o optimální výběr hierarchických úrovní pro implementaci stanovených priorit a opatření (sektorové a regionální operační programy v rámci Kohezní politiky) a účelnou racionalizaci kritérií výběru a hodnocení rozvojových projektů
- **zásada synergie** – stimulovat územní integraci na makroregionální, mezoregionální i mikroregionální hierarchické úrovni prostřednictvím systémové podpory tvorby rozvojových os a dalších relevantních opatření (orientovaných např. na stimulaci tvorby podnikatelských klastrů)
- **zásada inovativnosti** – orientovat přímou podporu firem především na rozvoj technických inovací (s důrazem na MSP a spolupráci soukromého a veřejného sektoru VaV) a dále na regionálně specifické netechnické inovace zaměřené na lepší využívání výrobních zdrojů a energetické úspory
- **zásada vyváženosti** – v souladu s potřebou vyváženého přechodu ke znalostní ekonomice podporovat opatření cílená na udržování dynamické rovnováhy mezi poptávkou a nabídkou na trzích práce (s důrazem na regionální specifika a kvalitativní aspekty vývoje pracovních trhů).

¹⁹ Za funkční regiony jsou zde považovány administrativně vymezené regiony mezoregionální – kraje (celkem 14 jednotek úrovně NUTS 3) a mikroregionální – územní obvody obcí s rozšířenou působností 3. stupně (celkem 205 regionů ORP, které však nejsou součástí systému NUTS) hierarchické úrovně. Nejsou však za ně považovány uměle vytvořené kohezní regiony (8 jednotek NUTS 2 v České republice) a rovněž pouze formálně existující okresy (celkem 77 jednotek NUTS 4/LAU 1; zbývající jednotky NUTS 5/LAU 2 pak tvoří 6250 obcí).

Dále prezentovaný návrh vychází ze studie zpracované na Katedře regionální ekonomie a správy Ekonomicko-správní fakulty Masarykovy univerzity (Viturka a kol., 2010), která je zaměřena nejen na podporu ekonomicky efektivního, ale i harmonického a dlouhodobě udržitelného rozvoje (zohlednění sociální a environmentální komponenty regionálního rozvoje). Využití již vypracovaného základního modelu, resp. koncepce regionálního rozvoje umožňuje fundovaně identifikovat jednotlivé varianty optimalizačního modelu (viz dále), které respektují společenskou relevanci koncepčních cílů regionální politiky. Hlavním přínosem tohoto procesu by mělo být nalezení takového řešení, které v intencích teorie veřejné volby vykazuje nejsilnější průnik v rámci těchto cílů (včetně návaznosti na stávající priority regionální politiky České republiky, definované v rámci finančního rámce Kohezní politiky). Vzhledem k výše naznačeným problémům spojeným s nedostatečným teoretickým ukotvením modelů regionálního rozvoje byla jako teoreticko-metodologický základ zpracování optimalizačního modelu využita vlastní teorie, nazvaná integrační teorie udržitelného regionálního rozvoje (tato teorie představuje významnou součást výše zmíněné studie). Jde o ucelenou a na příkladu České republiky standardním způsobem empiricky ověřenou teorii, která myšlenkově vychází z obecné teorie systémů, a v tomto kontextu respektuje zákonitosti vývojové a hierarchické diferenciaci společenských systémů v podmínkách otevřené, resp. globální ekonomiky. Hlavními komponentami této teorie, která má zřetelné vazby na výše komentované inspirativní teorie, jsou kvalita podnikatelského prostředí (KPP), inovační potenciál firem (IPF) a využití lidských zdrojů (VLZ). Její celkovou logiku lze stručně popsat následujícím způsobem: zlepšování regionální KPP stimuluje rozvoj podnikatelských aktivit s pozitivními dopady na VLZ a IPF; tím generované synergické efekty prohlubují územní integraci ekonomiky na všech hierarchických úrovních a zvyšují regionální konkurenceschopnost, čímž jsou vytvářeny základení předpoklady pro dlouhodobou udržitelnost regionálního rozvoje (při respektování původní ekologické definice udržitelného rozvoje (Brundtlandová, 1987).

Vypovídací schopnost teorie byla empiricky ověřena na příkladu České republiky (Viturka a kol., 1998, 2003, 2007, 2010). V případě její nejvýznamnější komponenty, tj. KPP, provedené hodnocení vychází ze souboru celkem 16 vybraných faktorů (členěných dále na obchodní, pracovní, infrastrukturní, lokální, nákladové a environmentální faktory), odrážejících investiční, resp. rozvojové preference firem působících v rozvojově nosných odvětvích zpracovatelského průmyslu a vyšších tržních služeb (s rozhodujícím podílem na tvorbě HDP). Toto hodnocení bylo nejprve provedeno na mikroregionální úrovni regionů ORP. Získané hodnoty vážené počtem příslušných obyvatel byly následně agregovány na mezoregionální úroveň představovanou kraji. Podobným způsobem bylo provedeno i hodnocení zbývajících komponent VLZ (zhodnocené pomocí dvou agregovaných indikátorů) a IPF (čtyři agregované indikátory). K tomu je nutné poznamenat, že primární soubory dat za všechny komponenty zahrnují cca 120 dílčích a doplňkových ukazatelů. V případě komponenty KPP pak vypracovaný originální metodický postup umožňuje i kvantifikaci zjištěných odchylek regionálních hodnot jednotlivých faktorů od jejich teoreticky příslušných hodnot, odvozených z mocinné regrese závislosti KPP na populační velikosti mikroregionů. Tímto způsobem lze následně otestovat úspěšnost dosavadního vývoje jednotlivých regionů. V souladu se silnými vazbami KPP s IPF i VLZ tak získáme dostatečně strukturovaný obraz nejvýznamnějších výsledků působení zákonitosti vývojové a hierarchické diferenciaci území.

Na základě komentovaných syntéz komponenty KPP (považované za klíčovou komponentu s přiřazenou dvojnásobnou vahou) a komponent VLZ a IPF byla vyhodnocena celková konkurenceschopnost (aproximace konkurenčního postavení) krajů, resp. regionů NUTS 3. Získané výsledky umožnily identifikovat kraje s výbornou konkurenční pozicí zařazené do typu A, kraje s dobrou konkurenční pozicí zařazené do typu B a kraje s horší konkurenční pozicí zařazené do typu C. Návazně byla provedena podrobná mikroregionální syntéza rozvojových předpokladů, na je-

jímž základě byly jednotlivé regiony ORP zařazeny do tří vytvořených skupin: regiony s centrální, významnou a marginální rozvojovou pozicí.

Pro stanovené typy krajů pak byly za účelem percepce jejich perspektivního rozvoje definovány následující rozvojové scénáře: progresivní scénář v případě typu A, růstový scénář v případě typu B a adaptační scénář v případě typu C. Výběr rozvojových scénářů vychází z analýzy SWOT a zohledňuje „strategický význam“ silných a slabých stránek a rozvojových příležitostí a ohrožení jednotlivých regionů. Progresivní scénář je orientován na všestranné zvyšování kvality regionálního rozvoje v intencích znalostní ekonomiky. Jeho základním rysem je ofenzivní „podnikatelský“ přístup z pozice síly, který zdůrazňuje využívání silných stránek a rozvojových příležitostí. Celkovou roli veřejných intervencí lze v tomto případě považovat za doplňkovou. Růstový scénář je pak vhodný pro méně rozvinuté kraje s příznivými předpoklady růstu včetně zlepšování jeho kvalitativního založení. Základním rysem tohoto scénáře je orientace na využití rozvojových příležitostí v kombinaci s aktivací silných a eliminací slabých stránek. Celkovou roli veřejných intervencí lze s ohledem na výrazně nižší ekonomickou úroveň českých regionů v porovnání s nejspěšnějšími regiony EU považovat za významnou. Základním rysem posledního, tj. adaptačního scénáře je pak posilování konkurenční pozice založené na potlačování rozvojových ohrožení v kombinaci s eliminací slabých a aktivací silných stránek, a s vyhledáváním rozvojových příležitostí stimulujičích ekonomickou integraci příslušných krajů. Celkovou roli veřejných intervencí lze považovat za velmi významnou až nezastupitelnou.

Provedená syntéza výsledků aplikace popsané teorie umožnila definovat hlavní a vedlejší priority podpory regionálního rozvoje, které představují věcnou podstatu základního modelu (kostry) dlouhodobé koncepce regionální politiky České republiky. Tyto syntézy poskytují i podrobné informace potřebné pro navazující konkretizaci stanovených priorit prostřednictvím jednotlivých opatření, jejichž věcná orientace a územní distribuce respektuje vypracované rozvojové scénáře (informace získané vyhodnocením jednotlivých komponent, s důrazem na regionální odchylky od průměrných, resp. teoreticky příslušných hodnot, byly rozšířeny o informace získané na základě podrobných rozborů rozvojového potenciálu krajů/regionů NUTS 3 resp. kohezních regionů/regionů NUTS 2). V souladu s principem koncentrace Kohezní politiky byly stanoveny tři hlavní cíle:

- zlepšení KPP (hlavní cíl u 12 regionů úrovně NUTS 3/vedlejší cíl u 2 regionů NUTS 3);
- zvýšení IPF (9/5);
- zvýšení VLZ (5/7; u dvou regionů NUTS 3 nebyl tento cíl stanoven).

Každému z uvedených cílů, resp. priorit pak byla přiřazena vybraná opatření, která jsou dále členěna na všeobecná opatření, vztahující se ke celým regionům, a selektivní opatření, vztahující se k vybraným částem regionů (cíle a opatření stanovené v rámci základního modelu jsou podrobně prezentovány v následující tabulce). V případě komponenty KPP se tato opatření týkají faktorů kvality silnic a železnic (6 vybraných opatření, označených v tabulce jako A1), podnikatelské a znalostní báze – subfaktor podnikatelské báze (5, A2), environmentální kvality (4, A3), flexibility pracovních sil (4, A4), přírodní a urbanistické atraktivity (3, A5), asistence veřejné správy (3, A6) a blízkosti mezinárodního letiště (1, A7), doplněných dále o specifická opatření orientovaná na rozvoj integračních procesů s důrazem na podporu stávajících, příp. vytváření nových rozvojových os národního (2, D1), regionálního (7, D2) příp. přeshraničního (4, D3) významu. V případě komponenty VLZ byla stanovena dvě hlavní, vesměs selektivní opatření orientovaná na podporu tvorby nových pracovních míst (11 regionů, B1) a podporu rekvalifikací pracovních sil (5, B2). Opatření vztahující se ke komponentě IPF pak zahrnují všeobecná opatření orientovaná na podporu inovačních firem (14, C1) a podporu zvyšování kvality vzdělávání (14, C2) a selektivní opatření orientovaná na podporu tvorby klastrů inovačních firem (5, C3), rozvoj znalostní infrastruktury (3, C4) a spolupráci firem s veřejnými institucemi VaV (2, C5).

Praktická aplikace získaných výsledků vyžaduje nalezení optimální varianty popsaného základního modelu, která vykazuje nejsilnější průnik mezi tímto modelem, potenciálními uživateli a programovými cíli a vytváří tak vhodné podmínky pro rozvoj kooperativní strategické spolupráce (viz např. Stimson, Stough, Roberts, 2006) – praktická implementace se pak odvíjí od Národního strategického referenčního rámce, který zahrnuje sektorové (SOP) a regionální (ROP) operační programy. V případě SOP i ROP byly zohledněny dvě základní variantní skupiny programových cílů: „ekonomická“ skupina, zdůrazňující hospodářský rozvoj regionů, a „sociální“ skupina, zdůrazňující zvyšování kvality života obyvatel, které jsou u makroekonomicky orientovaných SOP dále členěny na centralizovanou a decentralizovanou variantu. Přijatý postup zohledňuje koncept harmonického rozvoje a respektuje i teritoriální chápání konkurenceschopnosti, kterou lze definovat jako „schopnost regionů vytvářet vysoký příjem a úroveň zaměstnanosti v podmínkách jejich vystavení vnější konkurencí“ (European Commission, 1999).

Tabulka č. 54: **Cíle a vybraná opatření na podporu regionálního rozvoje**

region NUTS 2 / NUTS 3	cíle	opatření
Hlavní město Praha	NUTS 3 = NUTS 2	A3, C1, C2, A1, C5
Střední Čechy (typ A)	zvýšení IPF na úroveň nadprůměrných regionů EU, zlepšení KPP	
Středočeský kraj	NUTS 3 = NUTS 2	C1, C2, A3, D2, C4
Jihozápad (typ B)	zvýšení IPF na úroveň nadprůměrných regionů EU, <i>zvýšení VLZ</i>	
Jihočeský kraj	souhlasné cíle	A1, C1, C2, A7, B1, C3, D3
Plzeňský kraj	souhlasné cíle	A1, C1, C2, A5, B1, C3, D3
Severozápad (typ C)	zlepšení BEQ, zvýšení VLZ, <i>zvýšení IPF</i>	
Karlovarský kraj	souhlasné cíle	C1, C2, A1, B1, B2, C4, D3
Ústecký kraj	souhlasné cíle	A3, B1, B2, C1, C2, A4, D2
Severovýchod (typ B)	zlepšení BEQ, zvýšení IPF, <i>zvýšení VLZ</i>	
Liberecký kraj	souhlasné cíle	C1, C2, A2, A6, B1, C3, D2
Královéhradecký kraj	souhlasné cíle	C1, C2, A1, A6, B2, C3, D2
Pardubický kraj	souhlasné cíle	C1, C2, A2, A4, B1, C4, D2
Jihovýchod (typ B/C)	zlepšení BEQ, zvýšení IPF, zvýšení VLZ	
Kraj Vysočina (typ C)	zlepšení BEQ, zvýšení VLZ, <i>zvýšení IPF</i>	A4, C1, C2, A1, B1, D2
Jihomoravský kraj (typ B)	zvýšení IPF na úroveň nadprůměrných regionů EU, <i>zvýšení VLZ</i>	C1, C2, A5, A6, B1, C5, D3
Střední Morava (typ C)	zlepšení BEQ, zvýšení IPF, <i>zvýšení VLZ</i>	
Olomoucký kraj	zlepšení BEQ, zvýšení VLZ, zvýšení IPF	A4, C1, C2, A2, B1, B2, D1
Zlínský kraj	zvýšení IPF na úroveň nadprůměrných regionů EU, <i>zvýšení VLZ</i>	C1, C2, A2, A5, B1, C3, D2
Moravskoslezsko (typ C)	zlepšení BEQ, zvýšení VLZ, <i>zvýšení IPF</i>	
Moravskoslezský kraj	NUTS 3 = NUTS 2	B1, B2, C1, C2, A2, A3, D1

Poznámka: specifická opatření jsou vyznačena kurzívou.

Zdroj: vlastní výzkum

Proces optimalizačního modelování je konkretizován prostřednictvím strukturovaného návrhu hlavních cílů české regionální politiky (odvíjejících se od Kohezní politiky EU), interpretovaných v rámci stanovených variant. Tento proces lze schématicky vyjádřit následujícím způsobem:

- ekonomická skupina sektorových programů (SOP) – skupina A
 - centralizovaná varianta – Aa
 - decentralizovaná varianta – Ab
- sociální skupina sektorových programů (SOP) – skupina B
 - centralizovaná varianta – Ba
 - decentralizovaná varianta – Bb
- decentralizovaná skupina regionálních programů (ROP) – skupina C
 - ekonomická varianta – Ca
 - sociální varianta – Cb
- specifická skupina programů (Cíl 2 a 3 Kohezní politiky) – skupina D
 - ekonomická varianta – Da
 - sociální varianta – Db.

Skupiny A, B a C zohledňují stávající Cíl 1 Kohezní politiky, tj. Konvergence, skupina D pak Cíl 2 – Regionální konkurenceschopnost a zaměstnanost (region NUTS 2 Praha, nesplňující kvalifikační kritérium relativní hodnoty HDP v PPS pro cíl Konvergence, tj. méně než 75% průměrné úrovně regionálního HDP EU-27) a Cíl 3 – Evropská územní spolupráce, které budou s vysokou pravděpodobností zachovány i v dalším plánovacím cyklu, tj. v období 2014–2020). Skupiny A a B jsou dále diferencovány podle prostorové dimenze hodnocení včetně základních souborů opatření – prostorová dimenze celé republiky v případě centralizované varianty resp. prostorová dimenze regionů NUTS 2 v případě decentralizované varianty, skupiny C a D pak podle základní orientace příslušných programů – ekonomická a sociální varianta. V další části jsou stanovené skupiny a jejich varianty podrobněji popsány s využitím terminologie převzaté z Kohezní politiky EU:

A. Ekonomická skupina programů

A1. Sektorový operační program „Doprava“

Program je financován z CF (Kohezní fond s přibližně 40% podílem na celkovém objemu prostředků přidělených České republice z fondů EU pro období 2007–13) adresovaného na území celého státu a dále z ERDF obecně adresovaného na regiony NUTS 2 – jde o finančně nevýznamnější program s adekvátním podílem necelých 22% z celkového objemu přidělených zdrojů z CF, ERDF (Evropský fond regionálního rozvoje) a ESF (Evropský sociální fond). Prioritní osy 2007–13: modernizace železniční sítě TEN-T, modernizace železniční sítě mimo síť TEN-T, výstavba a modernizace dálniční a silniční sítě TEN-T, modernizace silnic I. třídy mimo síť TEN-T, modernizace a rozvoj pražského metra a systému řízení silniční dopravy v Praze, podpora multimodální nákladní dopravy a rozvoje vnitrozemské vodní dopravy, technická pomoc²⁰. Náš návrh počítá s prodloužením programu do období 2014–20 a s orientačním podílem na úhrnných prostředcích CF, ERDF a ESF ve výši 18 až 20%.

A1a. Centralizovaná varianta

Varianta plně respektuje centrálně stanovené strategické priority rozvoje železniční a silniční sítě a ostatních druhů dopravy. V tomto kontextu se doporučuje rozšíření stávající prioritní osy Podpora multimodální nákladní dopravy a rozvoj vnitrozemské vodní dopravy o podporu rozvoje

²⁰ Prioritní osy Technická pomoc nejsou dále komentovány.

mezinárodní letecké dopravy. Z hlediska nadnárodní územní integrace lze největší synergické efekty očekávat od výstavby 3. a 4. tranzitního železničního koridoru Praha – Plzeň – Cheb/st. hranice (podpora konstituující se přeshraniční rozvojové osy s Německem), resp. Praha – České Budějovice – H. Dvořiště/st. hranice (iniciace přeshraniční rozvojové osy s Rakouskem) a dále výstavby rychlostní silnice R 35 v úseku H. Králové – Mohelnice (stimulace územní integrace Olomouckého kraje), R 52 v úseku Pohořelice – Mikulov (iniciace přeshraniční rozvojové osy s Rakouskem) a pražského okruhu R1 (výrazné zlepšení organizace silniční dopravy v pražské aglomeraci).

A1b. Decentralizovaná varianta

Tato varianta klade důraz na systémové chápání výstavby dopravní infrastruktury jako významné součásti regionální KPP (v interakci s podporou procesů územní integrace na mezoregionální úrovni – rozvojové osy regionálního významu) prostřednictvím jeho zakomponování do strategických priorit. V souladu s tím je navrženo posílení prioritní osy modernizace silnic I. třídy mimo TEN-T (se zvláštním zřetelem na kraje Plzeňský, Královéhradecký, Vysočina, Jihočeský a Pardubický) a dále budování obchvatů významnějších měst.

A2. Sektorové operační programy „Podnikání a inovace“ a „Výzkum a vývoj pro inovace“

Oba programy jsou financované z ERDF – 3. a 4. finančně nevýznamnější program v období 2007–13, s adekvátním podílem okolo 19% z celkového objemu přidělených zdrojů z CF, ERDF a ESF. Prioritní osy 2007–13: vznik firem, rozvoj firem, efektivní energie, inovace, prostředí pro podnikání a inovace, služby pro rozvoj podnikání a technická pomoc resp. evropská centra excellence, regionální VaV centra, komercializace a popularizace VaV, infrastruktura pro výuku na vysokých školách (spojená s výzkumem) a technická pomoc. Pro další období 2014–20 doporučujeme spojení původně samostatných SOP Podnikání a inovace a Výzkum a vývoj pro inovace do jednoho programu s pracovním označením Výzkum a vývoj a inovační podnikání, s anticipovaným společným podílem na prostředcích CF, ERDF a ESF v rozmezí 18,5 až 20,5%.

A2a. Centralizovaná varianta

Varianta zdůrazňuje všeobecné cíle spojené s přechodem k tzv. znalostní ekonomice při účelné redukci původních prioritních os (spojené s přesunem priority podpory efektivní výroby energie do SOP zaměřeného na životní prostředí a postupným přesunem podpory vzniku firem do národních programů podpory). Za hlavní priority jsou pak pokládány podpora rozvoje firem s důrazem na tvorbu a transfer inovací (zejména inovačních MSP) a podpora výstavby a rozvoje podnikatelské infrastruktury a center VaV (se zvláštním zřetelem na spolupráci firem s institucemi VaV a podnikatelské služby v interakci se stimulací slabě rozvinutých rozvojových os národního významu).

A2b. Decentralizovaná varianta

Tato varianta klade největší důraz na územně cílenou výstavbu průmyslových zón, vědecko-technických parků a podnikatelských inkubátorů ve vazbě na rozvojové osy regionálního významu (relevantní zejména pro kraje Středočeský, Karlovarský, Liberecký, Pardubický, Olomoucký, Zlínský a Moravskoslezský) a podporu tvorby regionálních klastrů inovačních firem s důrazem na participaci veřejných a soukromých institucí VaV (relevantní zejména pro kraje Plzeňský, Jihočeský, Liberecký, Královéhradecký, Jihomoravský a Zlínský).

B. Sociální skupina programů

B1. Sektorový operační program „Životní prostředí“

Program je financován z CF (Kohezní fond) a ERDF – finančně druhý nevýznamnější program v období 2007–13, s adekvátním podílem více než 18% z celkového objemu přidělených zdrojů z CF, ERDF a ESF. Prioritní osy 2007–13: zlepšování vodohospodářské infrastruktury a snižování rizika povodní, zlepšování kvality ovzduší a snižování emisí, udržitelné využívání zdrojů energie, z kvalitňování nakládání s odpady a odstraňování starých ekologických zátěží, omezování průmyslového znečištění a snižování environmentálních rizik, zlepšování stavu přírody a krajiny, rozvoj infrastruktury pro environmentální vzdělávání, poradenství a osvětu, technická pomoc. Náš návrh počítá s prodloužením programu do období 2014–20 a s orientačním podílem na úhrnných prostředcích CF, ERDF a ESF v rozmezí 20 až 22%.

B1a. Centralizovaná varianta

Centralizovaná varianta sociální skupiny programů preferuje opatření s největšími potenciálními dopady na zlepšování kvality životního prostředí a prevenci environmentálních rizik z celorepublikového pohledu (včetně pozitivních synergetických efektů na zvyšování investiční atraktivity), orientovaná na zlepšování kvality ovzduší (včetně výzkumu a monitoringu), zlepšování vodohospodářské infrastruktury a dále odstraňování starých ekologických zátěží.

B1b. Decentralizovaná varianta

Tato varianta klade důraz na zohlednění regionálních předpokladů pro zlepšování kvality životního prostředí, a v souladu s tím zahrnuje opatření orientovaná na využívání místních energetických zdrojů a úspory energie (s pozitivními vazbami na rozvoj místní ekonomiky), zlepšování stavu přírody a krajiny a rozvoj infrastruktury pro environmentální vzdělávání a poradenství. Z regionálního pohledu lze za nejvýznamnější potenciální adresáty uvedených opatření považovat kraje Moravskoslezský a Ústecký a dále Prahu spolu s přilehlými částmi Středočeského kraje.

B2. Sektorový operační program „Vzdělávání pro konkurenceschopnost“

Program je financován z ESF – 6. finančně nejvýznamnější program v období 2007–13, s adekvátním podílem necelých 7% z celkového objemu přidělených zdrojů z CF, ERDF a ESF. Prioritní osy 2007–13: počáteční vzdělávání, terciární vzdělávání + výzkum a vývoj, další vzdělávání, systémový rámec celoživotního učení, technická pomoc. Návrh počítá s jeho prodloužením do následujícího období 2014–20, s orientačním podílem na úhrnných prostředcích CF, ERDF a ESF v rozmezí 6,5 až 7,5%.

B2a. Centralizovaná varianta

Centralizovaná varianta v souladu se stávající hierarchickou strukturou řízení českého školství preferuje koncentraci prostředků na rozvoj vysokoškolského vzdělávání, které má nejvýraznější dopady na zlepšování vstupních předpokladů pro rozvoj znalostní ekonomiky. Jako hlavní priority tak byly stanoveny podpora terciárního vzdělávání a podpora základního a aplikovaného výzkumu na VŠ.

B2b. Decentralizovaná varianta

Tato varianta klade důraz na všeobecné zvyšování kvality vzdělávání a optimalizaci struktury středoškolského (včetně učňovského) a vysokoškolského vzdělávání ve vazbě na dlouhodobý vývoj poptávky na regionálních trzích práce. Z regionálního pohledu se řešení uvedených problémů jeví jako nejvíce naléhavé v krajích Ústeckém a Karlovarském, v případě středoškolského vzdělávání pak zejména v periferních oblastech krajů Moravskoslezského, Jihomoravského a Plzeňského.

C. Decentralizovaná skupina programů

C 1. Regionální operační programy

ROP, které lze pokládat za významný praktický příklad naplňování jednoho ze základních všeobecných principů EU subsidiarity, jsou financovány z ERDF – podíl všech sedmi ROP se v období 2007–13 pohybuje okolo 17% z celkového objemu přidělených zdrojů z CF, ERDF a ESF. Prezentovaný návrh doporučuje jejich prodloužení i do následujícího období včetně inkorporace původních SOP Lidské zdroje (financovaného z ESF) a Integrovaný operační program (financovaného z ERDF) ve struktuře ROP – takto stanovený podíl na přidělených zdrojích z CF, ERDF a ESF by v období 2007–13 dosáhl přibližně 30%. Prioritní osy 2007–13: ROP – doprava (zejména modernizace regionální dopravní infrastruktury a výstavba a modernizace infrastruktury veřejné dopravy včetně obnovy vozového parku), cestovní ruch (zejména rozvoj ubytovacích a lázeňských kapacit, obnova památek a rozvoj turistických služeb včetně doplňkové infrastruktury) a podpora rozvoje měst obcí (zejména regenerace městských center, revitalizace veřejných prostor a rozvoj občanské vybavenosti, zejména v oblasti sociálních a zdravotních služeb), technická pomoc; SOP – adaptabilita, aktivní politika trhu práce, sociální integrace a rovné příležitosti, veřejná správa a veřejné služby, mezinárodní spolupráce, technická pomoc, resp. rozvoj informační společnosti ve veřejné správě, zavádění ICT ve veřejné správě, sociální a zdravotní služby, národní podpora cestovního ruchu, podpora využití kulturního dědictví a revitalizace obytného prostředí, technická pomoc. Pro další období 2014–20 doporučujeme zachovat orientační podíl na úhrnných prostředcích CF, ERDF a ESF v rozmezí 29 až 31 %.

C1a. Ekonomická varianta

Varianta počítá s koncentrací opatření na podporu ekonomického rozvoje v jednotlivých regionech NUTS 2. Kromě podpory udržitelného rozvoje regionální dopravní infrastruktury a dopravní obsluhy území jde v tomto směru zejména o opatření zaměřená na podporu ekonomického využití přírodní a urbanistické atraktivity území (s důrazem na zvyšování rozsahu a kvality turistických služeb a volnočasových aktivit, které je jeví jako zvlášť aktuální zejména v zázemích krajských center Plzeňského a Jihomoravského kraje, a dále v příhraničních oblastech Zlínského kraje), zkvalitňování nabídky podnikatelských nemovitostí ve městech a obcích (s důrazem na regeneraci městských center) a podporu drobného podnikání (považovanou za významnou zejména u krajů Ústeckého, Pardubického, Vysočina a Olomouckého). Nejvýznamnější synergické efekty pak lze očekávat v případě územní koncentrace výše uvedených opatření na rozvojové osy regionálního významu (s nejlepšími předpoklady v krajích Středočeském, Ústeckém, Libereckém, Královéhradeckém, Pardubickém, Vysočina a Zlínském).

C1b. Sociální varianta

Tato varianta preferuje opatření zaměřená na zvyšování kvality života obyvatel regionů NUTS 2. Kromě podpory udržitelného rozvoje regionální dopravní infrastruktury a dopravní obsluhy území (respektující výsledky podrobných regionálních analýz) jde zejména o opatření cílená na zlepšování a revitalizaci obytného prostředí měst a obcí (včetně komunální infrastruktury) a kvality sociálních a zdravotních služeb, kvality a efektivity veřejné správy (relevantní zejména pro kraje Liberecký, Královéhradecký a Jihomoravský), a dále podporu tvorby nových pracovních míst (se specifickým důrazem na kraje Jihočeský, Plzeňský, Karlovarský, Ústecký, Liberecký, Pardubický, Vysočina, Jihomoravský, Olomoucký, Zlínský a Moravskoslezský) a rekvalifikace pracovních sil (potenciálně přínosné zvláště pro kraje Karlovarský, Ústecký, Královéhradecký, Olomoucký a Moravskoslezský) v rámci aktivní politiky zaměstnanosti. Pro zvýšení synergických efektů výše uvedených opatření lze účelně využít i vzájemnou spolupráci měst a obcí v rámci účelové vzniklých mikroregionů (v interakci s rozvojem občanských aktivit).

D. Specifická skupina programů

D1. Operační programy Praha

Operační programy Konkurenceschopnost a Adaptabilita, financované v rámci Cíle 2 z ERDF resp. ESF – jejich souhrnný podíl v období 2007–13 pouze mírně převyšoval hranici 1 % z celkového objemu přidělených zdrojů z CF, ERDF a ESF (pro období 2014–20 je předpokládán podobný podíl). Prioritní osy 2007–13: dopravní dostupnost a rozvoj ICT, životní prostředí, inovace a podnikání, technická pomoc resp. podpora rozvoje znalostní ekonomiky, podpora vstupu na trh práce, modernizace počátečního vzdělávání a technická pomoc.

D1a. Ekonomická varianta

Varianta preferuje opatření primárně zaměřená na územně cílenou podporu ekonomického rozvoje, zejména podporu inovačních firem s důrazem na MSP (včetně jejich spolupráce s veřejnými institucemi VaV) a dále podporu zvyšování kvality vzdělávání ve vazbě na dlouhodobější trendy projevující se na regionálních trzích práce.

D1b. Sociální varianta

Tato varianta preferuje opatření primárně zaměřená na zvyšování kvality života, realizovaná zejména prostřednictvím podpory rozvoje veřejné dopravy (s významnými vazbami na kvalitu obytného prostředí) a zkvalitňování sociálních služeb (včetně služeb zaměstnanosti).

D2. Operační programy evropské územní spolupráce

Operační programy v rámci cíle Evropská územní spolupráce (přeshraniční spolupráce, nadnárodní spolupráce a meziregionální spolupráce) financované z ERDF – jejich souhrnný podíl v období 2007–13 pouze mírně převyšoval hranici 1 % z celkového objemu přidělených zdrojů z CF, ERDF a ESF (pro následující období 2014–20 je počítáno s podobným podílem). Prioritní osy 2007–13: hospodářský rozvoj (s důrazem na cestovní ruch), zlepšování životního prostředí, technická pomoc.

D2a. Ekonomická varianta

Varianta preferuje opatření zaměřená na podporu všestranné spolupráce a výměnu zkušeností v oblasti ekonomického rozvoje (včetně relevantních vazeb na prostorové plánování, resp. urbanistickou ekonomii).

D2b. Sociální varianta

Varianta preferuje opatření zaměřená na podporu všestranné spolupráce a výměnu zkušeností v oblasti zvyšování kvality života (včetně relevantních vazeb na prostorové plánování resp. urbanistickou ekonomii).

Z možných perspektivních rizik praktické aplikace koncepcí regionálního rozvoje je užitečné upozornit zejména na podceňování potenciálních dopadů nerovnoměrného regionálního rozvoje na společenskou efektivnost regionální politiky. Z hlediska jejich vazeb na Kohezní politiku je pak účelné empiricky zohlednit předchozím výzkumem ověřenou skutečnost, že primárně konkurenční vztahy mezi cílem „Konvergence“ a cílem „Konkurenceschopnost“ lze důslednou orientací regionální politiky na podporu procesů územní integrace transformovat do komplementární podoby (významným předpokladem je ovšem potlačení jednostranné preference high-tech firem na úkor low-tech firem, lokalizovaných zejména v periferních regionech). Systémové řešení této a podobných otázek pak lze, podle našeho názoru, nejlépe zajistit prostřednictvím aplikace

tzv. place-based approach (Barca, 2009)²¹. V prezentovaném návrhu je tento přístup aplikován především prostřednictvím opatření cílených na podporu šíření rozvojových efektů z nadnárodně či národně významných pólů rozvoje podél rozvojových os národního a regionálního (v interakci s tzv. nodálními procesy reprezentovanými především dojížděnkou do zaměstnání) příp. přeshraničního významu. Jde o příklad aplikace „strategie dvojnásobného vítězství“, od níž lze očekávat nejen významný příspěvek k harmonizaci regionálního rozvoje, ale i ke zvyšování regionální konkurenceschopnosti.

3.5.3. Závěr

Celková strategie realizace koncepcí regionálního rozvoje České republiky je pochopitelně úzce spojena s dalším vývojem Kohezní politiky EU, jejíž hlavní zásady pro období 2014–2020 jsou v současné době předmětem intenzivních politických jednání na úrovni EU i jednotlivých členských zemí. V tomto ohledu nelze samozřejmě vyloučit určité změny v jejích prioritách, finančním zabezpečení či způsobu její praktické implementace. Z toho logicky vyplývá zvyšující se závažnost otázky flexibility národních koncepcí regionálního rozvoje (v této souvislosti je potřebné respektovat i skutečnost, že míra ingerence Kohezní politiky se bude s nejvyšší pravděpodobností z pohledu České republiky postupně oslabovat). Vzhledem k uvažovanému dlouhodobému časovému horizontu vypracované koncepce je rovněž potřebné věnovat adekvátní pozornost percepci potenciálních, např. demografických, rizik budoucího vývoje (se zřetelem k systémovým vazbám na výše definované rozvojové scénáře krajů). Závěrem je možné konstatovat, že vypracovaný návrh, resp. základní nástin variantních rozvojových scénářů respektuje uvedené potřeby, neboť poskytuje potřebný prostor pro efektivní přehodnocení stanovených opatření s ohledem na možné změny Kohezní politiky EU, a to i v uvažovaném dlouhodobém časovém horizontu let 2014–2027.

21 Z širšího pohledu jde i o příspěvek k řešení významných otázek spojených zejména s aplikací Evropskou komisí tolik diskutovaného konceptu tzv. lokálního přístupu (place-based approach), který koresponduje s trvale se zvyšujícím významem tzv. kooperativních strategií (collaborative strategy) v rámci regionální i hospodářské politiky.

Použitá literatura ke 3. kapitole

- BARCA, F. (2009): *An Agenda for a Reformed Cohesion Policy*. Brussels: European Commission, 2009, pp. 219. Dostupné na: http://www.eurada.org/site/files/Regional%20development/Barca_report.pdf.
- BLAŽEK, J. – UHLÍŘ, D. (2002): *Teorie regionálního rozvoje*. Praha: Karolinum, 2002, pp. 212. ISBN 8024603845.
- BRUNDTLAND, G. (1987): *Our Common Future*. Oxford: Oxford University Press, 1987. ISBN 0-19-282080-X.
- CEITEC (2009): *OP Výzkum a vývoj pro inovace je na začátku*. Brno: CEITEC, 2009. Dostupné na: <http://www.ceitec.cz/op-vyzkum-a-vyvoj-pro-inovace-je-na-zacatku>.
- CZECHINVEST (2011a): *Podnikání a inovace*. Praha: CzechInvest, 2011. Dostupné na: <http://www.czechinvest.org/podnikani-a-inovace>.
- CZECHINVEST (2011b): *Úspěšné projekty OPPI*. Praha: CzechInvest, 2011. Dostupné na: <http://www.czechinvest.org/uspesne-projekty-oppi>.
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD (2010a): *Inovační aktivity podniků v České republice v letech 2006–2008*. Praha: ČSÚ, 2010, pp. 128. ISBN 978-80-250-2024-1. Dostupné na: [http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/t/2A003BA6CE/\\$File/Publikace_960510_CZ.pdf](http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/t/2A003BA6CE/$File/Publikace_960510_CZ.pdf).
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD (2010b): *Malý lexikon obcí 2010*. Praha: ČSÚ, 2010. Dostupné na: <http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/publ/1302-10-2010>.
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD (2010c): *Statistická ročenka vědy, technologií a inovací. Česká republika a mezinárodní srovnání v období 2000–2008*. Praha: ČSÚ, 2010, pp. 369. ISBN 978-80-250-2043-2. Dostupné na: [http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/t/1500428C8C/\\$File/100510.pdf](http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/t/1500428C8C/$File/100510.pdf).
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD (2010d): *Ukazatele výzkumu a vývoje za rok 2009*. Praha: ČSÚ, 2010, pp. 195. ISBN 978-80-250-2038-8. Dostupné na: [http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/t/DD0022A0CF/\\$File/960110_cela_publikace.pdf](http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/t/DD0022A0CF/$File/960110_cela_publikace.pdf).
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD (2010e): *Využívání informačních a komunikačních technologií v domácnostech a mezi jednotlivci v roce 2010*. Praha: ČSÚ, 2010, pp. 76. ISBN 978-80-250-2044-9. Dostupné na: [http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/t/E4003156C1/\\$File/970110.pdf](http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/t/E4003156C1/$File/970110.pdf).
- EUROPEAN COMMISSION (1999): *Sixth Periodic Report on the Social and Economic Situation and Development of Regions in the European Union*. Brussels: Commission of the European Communities, 1999, pp. 242. Dostupné na: http://ec.europa.eu/regional_policy/document/pdf/document/radi/en/pr6_complete_en.pdf.
- EUROSTAT (2011a): *Education Database*. Luxembourg: Eurostat, 2011. Dostupné na: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/education/data/database>.
- EUROSTAT (2011b): *Science, Technology and Innovation Database*. Luxembourg: Eurostat, 2011. Dostupné na: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/science_technology_innovation/data/database.
- EUROSTAT (2011c): *Information Society Database*. Luxembourg: Eurostat, 2011. Dostupné na: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/information_society/data/database.
- FEIXOVÁ, B. (2011): *Podpora výzkumu a vývoje v Jiho-moravském a Moravskoslezském kraji*. Brno: Ekonomicko-správní fakulta Masarykovy univerzity, Diplomová práce, 2011, pp. 71. Dostupné na: http://is.muni.cz/th/206666/esf_mi/.
- FONDY EVROPSKÉ UNIE (2010a): *Operační program Podnikání a inovace*. Praha: MMR, 2010. Dostupné na: <http://www.strukturalni-fondy.cz/Programy-2007-2013/Tematicke-operacni-programy/OP-Podnikani-a-inovace>.
- FONDY EVROPSKÉ UNIE (2010b): *Operační program Výzkum a vývoj pro inovace*. Praha: MMR, 2010. Dostupné na: <http://www.strukturalni-fondy.cz/Programy-2007-2013/Tematicke-operacni-programy/OP-Vyzkum-a-vyvoj-pro-inovace>.
- FONDY EVROPSKÉ UNIE (2010c): *Operační program Vzdělávání pro konkurenceschopnost*. Praha: MMR, 2010. Dostupné na: <http://www.strukturalni-fondy.cz/getdoc/bcccc738-7fb0-4742-9b90-b75ce4b28b2e/OP-Vzde-lavani-pro-konkurenceschopnost>.
- FONDY EVROPSKÉ UNIE (2010d): *Informace o fondech*. Praha: MMR, 2010. Dostupné na: <http://www.strukturalni-fondy.cz/Informace-o-fondech-EU>.
- HÄGERSTRAND, T. (1975): *Space, Time and Human Conditions*. In: *Dynamic Allocation of Urban Space*. Farnborough: Saxon House, 1987, pp. 383. ISBN 0347010520.
- HAMPL, M. (1988): *Teorie strukturální a vývojové organizace geografických systémů: principy a problémy*. Studia geographica, Vol. 93, 1988, pp. 78. ISSN 0587-1247.
- HAMPL, M. a kol. (2002): *Regionální vývoj: specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. Praha: Přírodovědecká fakulta UK, 2002, pp. 328. ISBN 8090268668.
- HIRSCHMAN, A. O. (1958): *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press, 1958, pp. 217. ISBN 0-300-00559-8.
- ISARD, W. (1960): *Methods of Regional Analysis: An Introduction to Regional Science*. Cambridge: The MIT Press, 1960, pp. 784. ISBN 0262090031.

- KRUGMAN, P. (1991): *Geography and Trade*. Cambridge: The MIT Press, 1991, pp. 156. ISBN 0262610868.
- LUCAS, R. E. (1988): *On the Mechanics of Economic Development*. Journal of Monetary Economics, Vol. 22, No. 1, pp. 3–42.
- LUNDEVALL, B. A. (1992): *National Systems of Innovation: Towards a Theory of Innovation and Interactive Learning*. London: Pinter, 1992, pp. 342. ISBN 1855670631.
- MASARYKOVA UNIVERZITA (2011a): *Current Projects of the Faculty of Economics and Administration*. Brno: Masarykova univerzita, 2011. Dostupné na: <http://www.muni.cz/econ/research/projects>.
- MASARYKOVA UNIVERZITA (2011b): *Ochrana, transfer a uplatnění výsledků VaV na národní a mezinárodní úrovni: Project Details*. Brno: Masarykova univerzita, 2011. Dostupné na: <http://www.muni.cz/research/projects/13746>.
- MASSEY, D. (1979): *A Critical Evaluation of Industrial-Location Theory*. In: *Spatial Analysis, Industry and the Industry Environment*. New York: John Wiley and Sons Ltd, 1979, pp. 304. ISBN 0471997382.
- MINISTERSTVO PRO MÍSTNÍ ROZVOJ (2006): *Strategie regionálního rozvoje České republiky na roky 2007–2013*. Praha: MMR, 2006. Dostupné na: <http://www.mmr.cz/Regionalni-politika/Koncepce-Strategie/Strategie-regionálního-rozvoje-Ceske-republiky-na>.
- MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU (2010): *Operační program Podnikání a inovace 2007–2013*. Praha: MPO, 2010. Dostupné na: <http://www.mpo.cz/cz/podpora-podnikani/oppi/>.
- MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU (2011): *Monitorovací systém ISOP OPPI*. Praha: MPO, 2011. Dostupné na: <http://www.mpo.cz/cz/podpora-podnikani/oppi/#category372>.
- MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU (2011): *Výroční zpráva OPPI 2009*. Praha: MPO, 2010. Dostupné na: <http://download.mpo.cz/get/42290/50414/582327/priloha002.pdf>.
- MINISTERSTVO ŠKOLSTVÍ, MLÁDEŽE A TĚLOVÝCHOVY (2011): *Operační program Vzdělávání pro konkurenceschopnost*. Praha: MŠMT, 2011. Dostupné na: <http://www.msmt.cz/strukturalni-fondy/op-vpk-obdobi-2007-2013>.
- MINISTERSTVO ŠKOLSTVÍ, MLÁDEŽE A TĚLOVÝCHOVY (2011): *Operační program Výzkum a vývoj pro inovace*. Praha: MŠMT, 2011. Dostupné na: <http://www.msmt.cz/strukturalni-fondy/op-vavpi>.
- MINISTERSTVO ŠKOLSTVÍ, MLÁDEŽE A TĚLOVÝCHOVY (2011): *Seznam příjemců OP VaVpI*. Praha: MŠMT, 2011. Dostupné na: <http://www.msmt.cz/strukturalni-fondy/seznam-prijemcu-v-ramci-op-vavpi?highlight=Words=list+beneficiaries>.
- MINISTERSTVO ŠKOLSTVÍ, MLÁDEŽE A TĚLOVÝCHOVY (2011): *Seznam příjemců OP VK*. Praha: MŠMT, 2011. Dostupné na: <http://www.msmt.cz/strukturalni-fondy/souhenny-seznam-prijemcu-financni-pomoci>.
- MINISTERSTVO ŠKOLSTVÍ, MLÁDEŽE A TĚLOVÝCHOVY (2011): *Výroční zpráva OP VaVpI 2010*. Praha: MŠMT, 2011. Dostupné na: <http://www.msmt.cz/file/16736>.
- MYRDAL, G. (1957): *Economic Theory and Underdeveloped Regions*. London: Methuen and Co. Ltd, 1957, pp. 181. University Paperback No. 2/6816/27.
- PERROUX, F. (1955): *Note sur la notion de pole de croissance*. Economique Applique, Vol. 1955, No 1–2.
- PORTER, M. (1996): *Competitive Advantage, Agglomeration Economics and Regional Policy*. International Regional Science Review, Vol. 19, No. 1–2, pp. 85–90.
- RADA PRO VÝZKUM, VÝVOJ A INOVACE (2010): *Analýza stavu výzkumu, vývoje a inovací v České republice a jejich srovnání se zahraničím v roce 2010*. Praha: Úřad vlády ČR, 2010, pp. 121. ISBN 978-80-7440-037-7.
- ROMER, P. (1986): *Increasing Returns and Long-run Growth*. Journal of Political Economy, Vol. 94, No. 5, pp. 1002–1037.
- SLANÝ, A. a kol. (2010): *Konkurenceschopnost a stabilita*. Brno: Masarykova univerzita, 2010, pp. 285. ISBN 978-80-210-5336-6.
- SOLOW, R. (1956): *A Contribution to the Theory of Economic Growth*. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 70, No. 1, pp. 65–94.
- STIMSON, R., STOUGH, R., ROBERTS, B. (2006): *Regional Economic Development*. Heidelberg, New York: Springer, 2006, pp. 466. ISBN 3540348263.
- UNIVERZITA JANA EVANGELISTY PURKYNĚ (2008): *Kurzy pro zaměstnance*. Ústí nad Labem: ÚJEP, 2008. Dostupné na: <http://www.ujep.cz/cz/podle-uzivatele/pro-pracovniky/kurzy-pro-zamestnance.html>.
- ÚSTAV PRO INFORMACE VE VZDĚLÁVÁNÍ (2010a): *Statistická ročenka školství 2009/2010 – výzkumné ukazatele – kapitola F: Vysoké školy*. Praha: ÚIV, 2010. Dostupné na: <http://www.uiv.cz/soubor/4309>.
- ÚSTAV PRO INFORMACE VE VZDĚLÁVÁNÍ (2010b): *Školství v krajích podle ISCED-97*. Praha: ÚIV, 2010, pp. 68. ISBN 978-80-211-0600-0. Dostupné na: <http://www.uiv.cz/soubor/4363>.
- VITURKA, M., ŽÍTEK, V., HALÁMEK, P., KLÍMOVÁ, V., TONEV, P. (2005): *Teoreticko-metodologická východiska hodnocení programů podpory regionálního rozvoje*. Brno: Masarykova univerzita, 2005, pp. 132. ISBN 80-210-3639-7.
- VITURKA, M. (2007): *Konkurenceschopnost regionů a možnosti jejího hodnocení*. Politická ekonomie, Vol. 2007, No. 5, pp. 637–658.

Seznam tabulek a grafů

Seznam tabulek

- [1] Proměnné použité v rovnicích (2) a (3) (23)
- [2] Výsledky regresní analýzy pro původní státy (23)
- [3] Výsledky regresní analýzy pro všechny dostupné státy (24)
- [4] Hodnoty Idesu ISA za období 0–1950 pro země východního bloku (26)
- [5] Hodnoty Indexu ISA za období 0–2000 pro země východního bloku (27)
- [6] Otevřenost ekonomiky (ukazatele v poměru k HDP) (30)
- [7] Významní obchodní partneři České republiky (dle výše obrátu) (32)
- [8] Struktura zahraničního obchodu dle třídění skupin SITC (33)
- [9] Podíl high-tech zahraničního obchodu na celku (34)
- [10] Odhad závislosti dovozu (38)
- [11] Závislost českého růstu na německém (39)
- [12] Odhady parametrů modelu č. 1 (50)
- [13] Charakteristiky modelu č. 1 (51)
- [14] Odhady parametrů modelu č. 2 (52)
- [15] Charakteristiky modelu č. 2 (52)
- [16] Odhady parametrů modelu č. 3 (53)
- [17] Charakteristiky modelu č. 3 (54)
- [18] Struktura zaměstnání cizinců a domácích zaměstnanců podle KZAM (v %) (59)
- [19] Dopad pracovní imigrace na míru nezaměstnanosti (61)
- [20] Dopad pracovní imigrace na míru nezaměstnanosti (bez Prahy) (61)
- [21] Dopad pracovní imigrace na průměrné mzdy (62)
- [22] Dopad pracovní imigrace na průměrné mzdy (bez Prahy) (62)
- [23] Vliv pracovní imigrace na míru nezaměstnanosti (63)
- [24] Vliv pracovní imigrace na míru nezaměstnanosti (64)
- [25] Vliv pracovní imigrace na míru ekonomické aktivity (64)
- [26] Vliv pracovní imigrace na míru ekonomické aktivity (64)
- [27] Vliv pracovní imigrace na vyšší průměrné mzdy (65)
- [28] Vliv pracovní imigrace na vyšší průměrné mzdy (65)
- [29] Výsledky bayesovského odhadu (77)
- [30] Směrodatné odchylky a relativní volatility (78)
- [31] Varianční dekompozice (81)
- [32] Odhad parametrů – neomezená varianta (89)
- [33] Bayesovy faktory a logaritmy marginální věrohodnosti – strukturální parametry (91)
- [34] Bayesovy faktory a logaritmy marginální věrohodnosti – strukturální šoky (92)
- [35] Korelace mezi vzájemně odpovídajícími šoky (100)
- [36] Vliv šoků (kor – korelace vlivu šoků, DP – vliv na domácí proměnnou, ZP – vliv na zahraniční proměnnou) (101)
- [37] Popis parametrů a apriorní hustoty (108)
- [38] Odhady parametrů (109)
- [39] Výběrové momenty a autokorelační koeficienty (111)
- [40] Korelační matice (111)
- [41] Hladiny významnosti spočtených charakteristik změn pro rekurzivní odhady parametrů na datech od roku 2001 (118)
- [43] Změny v pořadí hodnocení znalostních ekonomik dle KEI a KI mezi roky 2000 a 2009 (KAM 2009) (134)

- [44] Terciární vzdělávání – studenti jednotlivých oborů jako % všech studentů (2009) (137)
- [45] Procento podniků s inovační aktivitou (2008) (140)
- [46] Výdaje na VaV podle zdrojů jejich financování v mil. Kč (2009) (146)
- [47] Struktura Operačního programu Výzkum a vývoj pro inovace (150)
- [48] Regionální diferenciací alokace v OP VaVpI (152)
- [49] Struktura Operačního programu Vzdělávání pro konkurenceschopnost (155)
- [50] Regionální diferenciací alokace PO 2 v OP VK (156)
- [51] Struktura Operačního programu Podnikání a inovace (158)
- [52] Počet podaných žádostí a udělených dotací v OPPI (159)
- [53] Finanční podpora z OPPI v jednotlivých krajích ČR (159)
- [54] Cíle a vybraná opatření na podporu regionálního rozvoje (167)

Seznam grafů

- [1] Vývoj ekonomické úrovně v České republice, Rusku a na Ukrajině (15)
- [2] Vývoj rozdělení ekonomické úrovně v zemích bývalého východního bloku v letech 1990–2008 (16)
- [3] Rozdělení indexu ISA ve variantě Statehist5 za období 0–1950 a 0–2000 (18)
- [4] Korelace indexu ISA ve variantě Statehist5 za období 0–1950 a 0–2000 (18)
- [5] Rozdělení hodnot Statehist5 podle regionů (18)
- [6] Vztah ISA a indikátoru kvality vlády pro rok 2000 (19)
- [7] Vztah ISA a indikátoru kvality byrokracie pro rok 2000 (20)
- [8] Korelace ISA s cyklicky očištěným průměrným růstem HDP na osobu (21)
- [9] Vývoj obchodu a ekonomický růst (tempa růstu v %) (30)
- [10] Podíl vývozu zboží a služeb na produkci a HDP v zemích EU (%), rok 2007 (31)
- [11] High-tech zahraniční obchod (% celkového obchodu) (35)
- [12] Běžný účet a čistý export (mld. CZK) (36)
- [13] Směnné relace (index 100 = průměr roku 2005) (36)
- [14] Exportní a importní ceny (index 100 = průměr roku 2005) (37)
- [15] Vztah exportu a importu (37)
- [16] Kumulativní obrat migrace v letech 1991–2009 (v tis.) (44)
- [17] Hrubá míra migrace (1991 a 2009) (45)
- [18] Kumulativní migrační saldo v letech 1991–2009 (v tis.) (45)
- [19] Čistá míra migrace (1991 a 2009) (46)
- [20] Vývoj míry nezaměstnanosti (47)
- [21] Vývoj počtu volných pracovních míst (48)
- [22] Vývoj průměrné hrubé mzdy (49)
- [23] Podíl cizinců v postavení zaměstnanců a celkové zaměstnanosti cizinců na pracovní síle v ČR (v %) (58)
- [24] Podíl cizinců na pracovní síle v jednotlivých krajích ČR (v %) (59)
- [25] Míra nezaměstnanosti a pracovní imigrace (62)
- [26] Mzdy a míra pracovní imigrace (63)
- [27] Autokorelace (79)
- [28] Impulsní odezvy na šok v efektivitě investic (80)
- [29] Data (88)
- [30] Impulsní odezvy (94)
- [31] Data (108)
- [32] Trajektorie vybraných (vyhlazených) proměnných (110)
- [33] Data (117)
- [34] Rekurzivní odhad persistence celosvětového technologického pokroku (120)
- [35] Rekurzivní odhad váhy na inflaci v zahraničním Taylorově pravidle (121)
- [36] Rekurzivní odhad setrvačnosti domácího poptávkového šoku (122)
- [37] Preferenční parametry domácí a zahraniční monetární autority (123)
- [38] Rekurzivní impulzní odezvy: reakce domácího tempa růstu výstupu na negativní celosvětový technologický šok (124)
- [39] Rekurzivní impulzní odezvy: reakce zahraničního tempa růstu výstupu na negativní celosvětový technologický šok (124)
- [40] Znalostní index (KI) a Index znalostní ekonomiky (KEI) (131)
- [41] Znalostní index – KI (KAM 2009) (132)
- [42] Index znalostní ekonomiky – KEI (KAM 2009) (133)
- [43] Počet studentů v terciárním vzdělávání – stupeň 5–6 (ISCED 1997) na 1000 obyvatel (2009) (136)
- [44] Celkové veřejné výdaje na vzdělávání jako % HDP, pro všechny stupně vzdělávání dohromady (2008) (138)
- [45] Podíl zaměstnanců ve VaV na celkové zaměstnanosti (%) – přepočten na plné úvazky (2008) (138)
- [46] Celkové výdaje na výzkum a vývoj jako % HDP (2009) (139)

- [47] Procento domácností s vysokorychlostním připojením k internetu – podíl na celkovém počtu domácností (2010) (141)
- [48] Výdaje na ICT jako % HDP (2008) (142)
- [49] Počet studentů v terciárním vzdělávání celkem – stupeň 5–6 (ISCED 1997) (2009) (144)
- [50] Počet studentů v terciárním vzdělávání – stupeň 5–6 (ISCED 1997) na 1000 obyvatel (2009) (144)
- [51] Terciární vzdělávání – studenti jednotlivých oborů jako % všech studentů (2010) (145)
- [52] Počet zaměstnanců ve VaV celkem – přepočten na plné úvazky (2009) (145)
- [53] Podíl sektorů VaV na celkové zaměstnanosti ve VaV (%) v ČR – přepočten na plné úvazky (2008) (146)
- [54] Procento podniků s technickou inovační aktivitou (2008) (147)
- [55] Procento domácností s vysokorychlostním připojením k internetu – podíl na celkovém počtu domácností (2009) (148)
- [56] Procento uživatelů osobního počítače – podíl na celkovém počtu obyvatel (2009) (148)
- [57] Finanční alokace prioritních os v OP VaVpI (151)

■ Poznámky

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

■

Poznámky



CENTRUM VÝZKUMU KONKURENČNÍ SCHOPNOSTI ČESKÉ EKONOMIKY
EKONOMICKO-SPRÁVNÍ FAKULTA MASARYKOVY UNIVERZITY
prof. Ing. Antonín Slaný, CSc., vedoucí výzkumného centra

KONKURENCESCHOPNOST, RŮSTOVÁ VÝKONNOST A STABILITA ČESKÉ EKONOMIKY

prof. Ing. Antonín Slaný, CSc., a kolektiv

Ediční rada: L. Blažek, H. Hušková, V. Hyánek, E. Hýblová, J. Maryáš,
M. Kvizda, R. Lukášová, J. Nekuda, D. Němec

Vydala Masarykova univerzita roku 2011

1. vydání, 2011, náklad 200 výtisků

Návrh a sazba: EXACTDESIGN, Pavel Jílek, Jana Jansková; www.exactdesign.cz

Tisk: Tiskárna DIDOT spol. s r. o., Trnkova 119, 628 00 Brno-Líšeň

ISBN 978-80-210-5656-5

Vzor citace: NĚMEC, Daniel. Strukturální charakteristiky českého trhu práce pohledem „search and matching“ DSGE modelu In Slaný a kol. Konkurenceschopnost, růstová výkonnost a stabilita české ekonomiky. Brno: Masarykova univerzita, 2011. 184 strany. ISBN 978-80-210-5656-5.



CENTRUM VÝZKUMU
KONKURENČNÍ SCHOPNOSTI
ČESKÉ EKONOMIKY



MASARYKOVA UNIVERZIŤA
EKONOMICKO-SPRÁVNÍ
FAKULTA

**muni
PRESS**

ISBN 978-80-210-5656-5



9 788021 056565