



národní  
úložiště  
šedé  
literatury

## **Analýzy stupně ekonomické sladění České republiky s eurozónou 2008**

Česká národní banka  
2008

Dostupný z <http://www.nusl.cz/ntk/nusl-138414>

Dílo je chráněno podle autorského zákona č. 121/2000 Sb.

Tento dokument byl stažen z Národního úložiště šedé literatury (NUŠL).

Datum stažení: 17.04.2024

Další dokumenty můžete najít prostřednictvím vyhledávacího rozhraní [nusl.cz](http://nusl.cz) .

ANALÝZY STUPNĚ EKONOMICKÉ SLADĚNOSTI  
ČESKÉ REPUBLIKY S EUROZÓNOU

8

200

# ANALÝZY STUPNĚ EKONOMICKÉ SLADĚNOSTI ČESKÉ REPUBLIKY S EUROZÓNOU

**2008**

Autoři:	Jan Babecký	1.1.3, 1.3.3, 2.2.1, 2.2.2
	Oxana Babetskaia-Kukharchuk	1.1.6, 1.1.7
	Kamil Galuščák	2.3.1, 2.3.2.1, 2.3.3. 2.4.1, 2.4.2
	Dana Hájková	A, B, C, 1.4.1, 1.4.4, 3
	Jaroslav Heřmánek	1.3.1, 2.5
	Tomáš Holub	1.1.1, B
	Roman Horváth	1.1.8, 2.2.3
	Petr Jakubík	2.4.3
	Luboš Komárek	1.3.3
	Zlataše Komárková	1.3.3
	Petr Král	B, Box 1
	Filip Novotný	1.1.5.1, 1.2
	Renata Pašaličová	1.3.2
	Štěpán Radkovský	1.1.2
	Filip Rozsypal	1.1.2, 1.1.4, 1.4.3, Box 2
	Branislav Saxa	2.2.3
	Pavel Soukup	2.1
	Radka Štiková	1.4.2
	Ivo Zeman	2.3.2.2
Editor:	Dana Hájková	

## OBSAH

<b>A.</b>	<b>Úvod</b> .....	<b>6</b>
<b>B.</b>	<b>Exekutivní shrnutí</b> .....	<b>7</b>
<b>C.</b>	<b>Teoretická východiska analýz</b> .....	<b>14</b>
<b>D.</b>	<b>Výsledky analýz</b> .....	<b>17</b>
<b>1.</b>	<b>Cyklická a strukturální sladěnost</b> .....	<b>17</b>
1.1	Přímé ukazatele sladěnosti .....	17
1.1.1	Reálná ekonomická konvergence .....	17
1.1.2	Korelace ekonomické aktivity .....	21
1.1.3	Synchronizace ekonomických šoků .....	27
1.1.4	Analýza cyklické sladěnosti pomocí Taylorova pravidla .....	28
1.1.5	Strukturální podobnost ekonomik .....	30
1.1.6	Konvergence úrokového diferenciálu .....	31
1.1.7	Konvergence měnových kurzů .....	33
1.1.8	Analýza volatility kurzu .....	35
1.2	Vliv mezinárodních ekonomických vztahů .....	38
1.2.1	Propojení ekonomiky s eurozónou .....	38
1.2.2	Vnitroodvětvový obchod .....	40
1.3	Finanční trh .....	41
1.3.1	Finanční sektor .....	41
	Box 1: Dopady finanční krize .....	44
1.3.2	Struktura finančních aktiv a pasiv podniků a domácností .....	45
1.3.3	Integrace finančních trhů .....	52
1.4	Možné zdroje asymetrických šoků .....	55
1.4.1	Charakter šoků dopadajících na země eurozóny a vliv zavedení eura .....	55
1.4.2	Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU .....	56
1.4.3	Produktová specializace .....	60
	Box 2: Český automobilový průmysl .....	60
1.4.4	Dopad ropného šoku .....	62
<b>2.</b>	<b>Přízpůsobovací mechanismy</b> .....	<b>63</b>
2.1	Fiskální politika .....	64
2.1.1	Stabilizační funkce veřejných rozpočtů .....	64
2.1.2	Deficit a dluh vládního sektoru a prostor pro stabilizační fiskální politiku .....	66
2.1.3	Dlouhodobá udržitelnost vývoje veřejných financí .....	69
2.2	Pružnost mezd a strnulost inflace .....	70
2.2.1	Míra přízpůsobení růstu reálných mezd míře nezaměstnanosti .....	70
2.2.2	Pružnost nominálních a reálných mezd směrem dolů .....	71
2.2.3	Inflační perzistence .....	72
2.3	Pružnost trhu práce .....	73
2.3.1	Nezaměstnanost a vnitřní pružnost trhu práce .....	73
2.3.2	Mezinárodní mobilita pracovní síly .....	76
2.3.3	Institucionální prostředí .....	82
2.4	Pružnost trhu produktů .....	92
2.4.1	Administrativní překážky v podnikání .....	92
2.4.2	Daňové zatížení podniků .....	94
2.4.3	Náklady spojené s výstupem z odvětví .....	95
2.5	Pružnost bankovního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky .....	96
<b>3.</b>	<b>Shrnutí výsledků analýz – srovnání s dokumenty 2006 a 2007</b> .....	<b>98</b>
<b>E.</b>	<b>Metodická část</b> .....	<b>108</b>
<b>F.</b>	<b>Seznam použité literatury</b> .....	<b>129</b>

## SEZNAM TABULEK

Tabulka 1: HDP na hlavu v paritě kupní síly .....	18
Tabulka 2: Průměrná cenová hladina HDP .....	18
Tabulka 3: Reálný kurz vůči euru .....	19
Tabulka 4: Odhad rovnovážné reálné apreciacie .....	20
Tabulka 5: Tříměsíční ex-post reálné úrokové sazby .....	20
Tabulka 6: Korelační koeficienty ekonomické aktivity – vývoj v čase .....	23
Tabulka 7: Korelační koeficienty celkové exportní aktivity a vývozu do eurozóny s HDP eurozóny – vývoj v čase .....	26
Tabulka 8: Korelace ekonomických šoků vůči eurozóně – poptávkové šoky .....	28
Tabulka 9: Korelace ekonomických šoků vůči eurozóně – nabídkové šoky .....	28
Tabulka 10: Vývoj součtu čtverců odchylek od „adekvátních“ sazeb pro eurozónu .....	30
Tabulka 11: Podíly ekonomických odvětví na HDP v roce 2007 .....	31
Tabulka 12: Historická a fundamentální volatilita měnových kurzů k euru .....	37
Tabulka 13: Podíl přímých zahraničních investic z eurozóny na HDP .....	39
Tabulka 14: Podíl přímých investic do eurozóny na HDP .....	40
Tabulka 15: Aktiva finančního systému / HDP .....	42
Tabulka 16: Úvěry bank nebankovním klientům / HDP .....	42
Tabulka 17: Aktiva bankovního sektoru / Aktiva finančního systému .....	44
Tabulka 18: Zadluženost nefinančních podniků .....	47
Tabulka 19: Zadluženost domácností .....	48
Tabulka 20: Míra hrubých úspor domácností .....	49
Tabulka 21: Hotovost a úsporné vklady v cizí měně .....	51
Tabulka 22: Vývoj hodnot koeficientu beta .....	54
Tabulka 23: Čerpání finančních prostředků ze strukturálních fondů EU v ČR .....	57
Tabulka 24: Předpokládané finanční toky z titulu členství České republiky v EU a odhad dopadů čerpání zdrojů EU soukromým sektorem do ekonomiky .....	59
Tabulka 25: Dopad dodatečného impulzu z titulu přílivu finančních prostředků z EU .....	60
Tabulka 26: Dopady všeobecného růstu cen ropy .....	63
Tabulka 27: Deficit vládního sektoru (ESA95), odhad Evropské komise .....	67
Tabulka 28: Podíl mandatorních výdajů státního rozpočtu .....	68
Tabulka 29: Poměr veřejných příjmů a výdajů k HDP v roce 2007 .....	68
Tabulka 30: Vládní dluh (ESA95), odhad Evropské komise .....	69
Tabulka 31: Dluhová služba, odhad Evropské komise .....	69
Tabulka 32: Hrubý dluh vládního sektoru .....	70
Tabulka 33: Elasticita mezd na míru nezaměstnanosti .....	71
Tabulka 34: Nepružnost nominálních a reálných mezd směrem dolů .....	72
Tabulka 35: Odhady perzistence inflace .....	73
Tabulka 36: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti .....	74
Tabulka 37: Podíl dlouhodobě nezaměstnaných .....	74
Tabulka 38: Variační koeficient míry nezaměstnanosti .....	75
Tabulka 39: Objem vnitřního stěhování .....	76
Tabulka 40: Přistěhovalí a vystěhovalí .....	77
Tabulka 41: Zastoupení cizích státních příslušníků v populaci .....	77
Tabulka 42: Zastoupení cizinců a změny ve struktuře zaměstnanosti 2002-2006 .....	79
Tabulka 43: Přetrvávající administrativní bariéry pro nové členy Evropské unie .....	81
Tabulka 44: Pokrytí zaměstnanců kolektivními smlouvami v roce 2006 .....	83
Tabulka 45: Minimální mzda .....	84

Tabulka 46: Podíl zaměstnanců pobírajících minimální mzdu .....	84
Tabulka 47: Minimální mzda a hrubá měsíční mzda ve vybraných profesích.....	85
Tabulka 48: Index ochrany zaměstnanosti .....	87
Tabulka 49: Celkové zdanění práce .....	89
Tabulka 50: Implicitní míra zdanění práce .....	89
Tabulka 51: Čisté nahrazovací poměry .....	90
Tabulka 52: Index administrativních překážek v podnikání .....	93
Tabulka 53: Podmínky pro zakládání a uzavírání podniků.....	94
Tabulka 54: Nejvyšší statutární daňové sazby z příjmu korporací .....	94
Tabulka 55: Implicitní míra zdanění příjmu korporací .....	95
Tabulka 56: Počet insolvenčí v české republice.....	95
Tabulka 57: Podíl úvěrů v selhání na úvěrech celkem v bankovním sektoru .....	96
Tabulka 58: Kapitálová přiměřenost bankovního sektoru .....	97
Tabulka 59: Čistá úroková marže .....	99
Tabulka 60: Čisté neúrokové výnosy / průměrná aktiva .....	99
Tabulka 61: Zisk po zdanění / aktiva bank .....	100

## SEZNAM GRAFŮ

Graf 1: Meziroční změny reálného HDP .....	22
Graf 2: Meziroční změny indexu průmyslové produkce IPP .....	23
Graf 3: Klouzavá korelace ekonomické aktivity .....	24
Graf 4: Dynamické korelace ekonomické aktivity s eurozónou .....	26
Graf 5: Vývoj implikovaných měnověpolitických sazeb .....	29
Graf 6: Strukturální podobnost ve vztahu k eurozóně.....	31
Graf 7: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně .....	32
Graf 8: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně, dlouhodobé úrokové sazby .....	33
Graf 9: Korelační koeficient měnových kurzů k americkému dolaru.....	34
Graf 10: Historická volatilita měnových kurzů k euru.....	36
Graf 11: Implikovaná volatilita měnových kurzů k euru .....	37
Graf 12: Podíl vývozu do eurozóny na celkovém vývozu .....	38
Graf 13: Podíl dovozu z eurozóny na celkovém dovozu .....	39
Graf 14: Intenzita vnitroodvětvového obchodu s eurozónou .....	40
Graf 15: Bankovní úvěry domácnostem.....	44
Graf 16: Finanční aktiva nefinančních podniků .....	46
Graf 17: Finanční pasiva nefinančních podniků .....	46
Graf 18: Finanční aktiva domácností .....	47
Graf 19: Finanční pasiva domácností.....	48
Graf 20: Jednodenní vklady v cizí měně nefinančních podniků .....	50
Graf 21: Úvěry poskytnuté domácnostem v cizí měně .....	50
Graf 22: Hodnota mediánu hotovosti a úsporných vkladů.....	51
Graf 23: Vývoj hodnot koeficientu sigma.....	54
Graf 24: Cyklická vývozní odvětví ČR a ekonomický růst v eurozóně.....	62
Graf 25: Dekompozice fiskálního salda na cyklickou a cyklicky očištěnou část .....	66
Graf 26: Beveridgeova křivka .....	75
Graf 27: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle odvětví.....	78
Graf 28: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle profesí.....	78
Graf 29: Rozklad mzdového rozdílu mezi cizinci a domácími pracovníky pro muže a ženy v roce 2006.....	80
Graf 30: Rozklad mzdového rozdílu mezi roky 2002 a 2006 pro muže a ženy .....	80
Graf 31: Náklady na individuální ukončení smlouvy na dobu neurčitou v roce 2006 podle délky trvání pracovní smlouvy .....	87
Graf 32: Složky implicitní míry zdanění práce v roce 2006 .....	90
Graf 33: Změna čistého příjmu domácností s nepracujícím partnerem v roce 2008 ve srovnání s rokem 2007 .....	92
Graf 34: Rentabilita a kapitálová přiměřenost bank v roce 2007.....	100
Graf 35: Výsledky zátěžových testů pro český bankovní sektor .....	101

## A. Úvod

---

Realizace výhod spojených se zavedením eura bude záviset na schopnosti české ekonomiky fungovat bez nezávislé měnové politiky a možnosti kurzového přizpůsobení vůči nejvýznamnějším obchodním partnerům. Tato schopnost bude ovlivněna podobností hospodářského vývoje české ekonomiky s vývojem v eurozóně, neboť stupeň sladění bude spoluurčovat vhodnost nastavení měnových podmínek eurozóny pro aktuální situaci v České republice. Důležitým faktorem bude zároveň schopnost rychlého přizpůsobení ekonomickým šokům. Ekonomickou sladěnost a připravenost české ekonomiky na přijetí eura lze tak hodnotit z hlediska dlouhodobých ekonomických trendů, střednědobého vývoje ekonomické aktivity a strukturální podobnosti české ekonomiky s ekonomikou eurozóny, které ovlivňují pravděpodobnost asymetrického vývoje a výskytu asymetrických šoků, a schopnosti ekonomiky šoky tlumit a pružně se jim přizpůsobovat. Míra ekonomické sladěnosti České republiky s eurozónou a schopnost české ekonomiky využít alternativní možnosti přizpůsobení jsou proto předmětem analýz v předkládaném dokumentu.

Soubor analýz sladěnosti české ekonomiky s ekonomikou eurozóny 2008 je zpracován v souladu s Aktualizovanou strategií přistoupení České republiky k eurozóně a hodnotí současný stav ekonomické sladěnosti a pružnosti v jednotlivých oblastech. Výjimkou je vývoj fiskálních proměnných, kde je hodnocen i výhled do budoucnosti, který je však do jisté míry současným stavem předurčen. Obsah tohoto souboru analýz navazuje na stejnojmenné dokumenty publikované ČNB v předchozích třech letech. Oproti loňskému roku byly přidány nové analýzy a záběr některých analýz byl mírně rozšířen. Jednotlivé studie byly aktualizovány na základě statistických údajů a informací dostupných v září 2008. Analýzy jsou rozděleny do dvou základních skupin podle typu otázky, na kterou se snaží nalézt odpověď. Část „Cyklická a strukturální sladěnost“ vypovídá o velikosti rizika rozdílného ekonomického vývoje v České republice vůči eurozóně a tedy rizika, že jednotná měnová politika by byla pro českou ekonomiku výrazně suboptimální. Část „Přizpůsobovací mechanismy“ odpovídá na otázku, do jaké míry je česká ekonomika schopna tlumit dopady případných asymetrických šoků prostřednictvím vlastních přizpůsobovacích mechanismů.

Účelem analýz je zhodnotit vývoj jednotlivých ukazatelů sladěnosti v čase a ve srovnání s vybranými zeměmi. Srovnávané země jsou buď již nyní členy eurozóny (Rakousko, Německo, Portugalsko a Slovinsko)<sup>1</sup>, v blízké budoucnosti se jimi stanou (Slovensko) nebo na toto členství do budoucna aspirují (Polsko, Maďarsko). U všech analýz byla snaha provést srovnání se všemi takto zvolenými zeměmi. V některých případech to však nebylo možné z důvodů nedostatku příslušných statistických údajů. Hodnoty ukazatelů pro eurozónu jsou definovány na úrovni EA-13.<sup>2</sup> Závěr o tom, zda je míra ekonomické sladěnosti v jednotlivých ukazatelích dostatečná k přijetí společné měny euro, nelze vyvodit absolutně, ale lze vycházet ze zmíněného srovnání s jinými zeměmi a z posouzení vývoje ukazatelů sladěnosti v čase v kontextu celkového ekonomického vývoje. Obecně se dá očekávat, že výhody přijetí eura porostou s vyšší ekonomickou sladěností a s pružnějšími přizpůsobovacími mechanismy.

---

<sup>1</sup> Výběr srovnávaných zemí eurozóny zahrnuje jednak země srovnatelné z hlediska ekonomické úrovně, jednak země, se kterými je česká ekonomika obchodně propojena. Uvedený výběr nesouvisí s hodnocením úspěšnosti působení těchto ekonomik v eurozóně. Německo, jež je největším obchodním partnerem České republiky, představuje zároveň jako jádrová země eurozóny užitečné měřítko, i když při srovnání s celkovými či průměrnými hodnotami ekonomických ukazatelů za eurozónu je nutno brát v úvahu velkou váhu Německa při výpočtu těchto hodnot.

<sup>2</sup> Skupina EA-13 zahrnuje členské země eurozóny k 1.1.2007. Jsou jimi Belgie, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemí, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Slovinsko a Španělsko.



## B. Exekutivní shrnutí

---

Přistoupení České republiky k eurozóně přinese českému hospodářství výhody, ale i rizika spojená zejména se ztrátou dvou účinných přizpůsobovacích kanálů, a to nezávislé měnové politiky a pružnosti měnového kurzu vůči hlavním obchodním partnerům. Dopady této změny budou ovlivněny podobností celkového ekonomického vývoje v ČR s eurozónou a pružností české ekonomiky a její odolností vůči šokům. Hodnocení podobnosti dlouhodobých ekonomických trendů, střednědobého vývoje ekonomické aktivity a ekonomické struktury a schopnosti přizpůsobení fiskální politiky, trhu práce a produktů a funkčnosti finančních trhů je předmětem analýz uvedených v tomto dokumentu.

Česká ekonomika v posledních letech v důsledku vysokého hospodářského růstu postupně snižuje svůj odstup od průměrné ekonomické úrovně eurozóny. Částečně v souvislosti s cyklickým vývojem došlo v poslední době k určitým zlepšením fungování českého hospodářství. V roce 2007 došlo k poměrně výraznému snížení deficitu veřejných financí. Odstranění strukturálního deficitu stejně jako zajištění dlouhodobé udržitelnosti veřejných financí však nadále zůstává výzvou. Na trhu práce je vedle cyklického zlepšení pozorováno i dílčí strukturální zlepšení. K postupnému dílčímu zlepšování dochází rovněž z hlediska podnikatelského prostředí. V nastavení institucionálního rámce na trhu práce však přetrvávají problémy. Riziko pro výhled ekonomické sladění i celkového výkonu české ekonomiky v současnosti představuje probíhající světová finanční krize a její dopady.

V delší časové perspektivě, tj. od roku 2003, kdy byla přijata Strategie přistoupení České republiky k eurozóně, došlo z hlediska přijetí eura i samotné pružnosti české ekonomiky k vývoji příznivým i nepříznivým směrem. Výše popsany pozitivní posun v některých ukazatelích po roce 2006 nastal po období poměrně nepříznivého vývoje během let 2004 až 2006, kdy došlo ke zhoršení jak na straně sladění ekonomického vývoje s eurozónou a potenciálních zdrojů asymetrického vývoje, tak ve schopnosti ekonomiky přizpůsobit se ekonomickým šokům. V mnoha ukazatelích se tak připravenost na přijetí jednotné měny euro v České republice nachází zhruba na úrovni roku 2003. K pozitivnímu posunu oproti roku 2003 vedle postupující reálné a nominální konvergence došlo zejména u fiskálního výhledu, přestože přetrvává nutnost snížit strukturální schodek a zajistit dlouhodobou udržitelnost veřejných financí, a ve vývoji míry nezaměstnanosti. Ve směru vyššího makroekonomického rizika naopak působí dopady světové finanční krize.

Z hlediska připravenosti na přijetí eura lze charakteristiky českého hospodářství v současnosti rozdělit na čtyři skupiny.

Mezi **ekonomické ukazatele hovořící pro přijetí eura v České republice** patří již tradičně a stabilně zejména vysoká míra otevřenosti české ekonomiky, velká obchodní i vlastnická provázanost s eurozónou, dosažení konvergence v míře inflace i nominálních úrokových sazbách.

Druhá skupina zahrnuje **oblasti, které sice nadále představují z hlediska přijetí eura v České republice riziko makroekonomických nákladů, ale v posledních letech vykázaly viditelné zlepšení**. Za pozitivní lze označit pokračující rychlou reálnou ekonomickou konvergenci v České republice včetně dalšího přiblížení cenové hladiny k odpovídající úrovni v eurozóně, i když rozdíl v cenové hladině i úrovni ekonomické vyspělosti přetrvává. Sladění vývoje ekonomické aktivity v České republice a v eurozóně se podle některých provedených analýz v posledním období zřejmě mírně zvýšila. V důsledku příznivého cyklického vývoje a částečně i dílčích pozvolných strukturálních změn lze na trhu práce pozorovat některá zlepšení projevující se mimo jiné v poklesu celkové i dlouhodobé nezaměstnanosti a zastavení poklesu míry ekonomické aktivity obyvatelstva. Zvýšila se

rovněž mezinárodní mobilita pracovní síly zejména na straně přílivu zahraničních pracovníků do České republiky, to však zároveň poukazuje na přetrvání určitých rigidit týkajících se motivačního prostředí pro zaměstnanost domácích pracovníků s nižší kvalifikací. Za pozitivní z hlediska pružnosti trhu práce lze označit též zastavení růstu celkového zdanění práce a růstu poměru minimální mzdy k průměrné mzdě. K postupnému dílčímu zlepšování dochází rovněž v oblasti podmínek pro podnikání. Bylo dosaženo snížení deficitu veřejných financí a jeho výhledu pro nejbližší roky a zároveň byla s Českou republikou ukončena procedura při nadměrném schodku, což jsou z hlediska připravenosti na přijetí eura nezbytné kroky. Snížení strukturálního deficitu vytvořilo prostor pro fungování automatických stabilizátorů bez akutního rizika překročení 3% limitu pro vládní deficit.

Třetí skupina obsahuje **oblasti představující tradičně úzká místa z hlediska pružnosti ekonomiky a její schopnosti přizpůsobení šokům, u nichž navíc nedochází k významnému zlepšení.** Schopnost stabilizačního působení veřejných financí je nadále limitována existencí strukturálního deficitu a poměrně malým působením automatických stabilizátorů. V dlouhém období bude zároveň nezbytné zajistit, aby vliv demografických změn negativně neovlivnil akceschopnost fiskální politiky a dlouhodobou udržitelnost veřejných rozpočtů. Na trhu práce je úzkým místem systém daní a dávek, který přes přijatá opatření nadále vytváří nemotivující prostředí pro dlouhodobě nezaměstnané v nízkopříjmových rodinách s dětmi. Mzdy v české ekonomice podle výsledků analýz zřejmě nereagují dostatečně pružně na ekonomický vývoj. Problémem je rovněž nevyhovující kvalifikace dlouhodobě nezaměstnaných osob z hlediska aktuálních potřeb podnikového sektoru. Náklady na propouštění z pracovních poměrů na dobu neurčitou zůstávají v mezinárodním srovnání velmi vysoké, zejména pokud jde o ukončení pracovních poměrů trvajících kratší dobu.

Za čtvrtou skupinu lze v letošním roce označit **oblast finanční integrace, kde v minulosti převládala uspokojivá situace. Při v současnosti probíhající světové finanční krizi má existence samostatné měnové politiky své přínosy i náklady; je však pravděpodobné, že celkově je vlastní měna v dané situaci spíše výhodou. Finanční krizi lze zároveň považovat za dočasně nepříznivý faktor z hlediska budoucího přijetí eura.** Z hlediska sledovaných ukazatelů došlo v souvislosti s finanční krizí k mírnému snížení sladění vývoje měnového kurzu koruny s eurem i sladění výnosů s eurozónou u jednotlivých nástrojů finančního trhu. Finanční krizi je zároveň možno považovat za příklad asymetrického šoku, který s různou vahou dopadne na jednotlivé ekonomiky v závislosti na tom, zda má jejich finanční sektor bezprostřední ztráty z investic do rizikových aktiv, či zda tyto ekonomiky čelí pouze zprostředkovaným dopadům krize. Přetrvávající výrazná nejistota na finančních trzích není příznivým prostředím pro vstup do kurzového mechanismu ERM II, a to navzdory skutečnosti, že Česká republika nepatří do skupiny zemí bezprostředně zasažených krizí. Mechanismus ERM II je jakožto režim fixních, ale přizpůsobitelných kurzů, zranitelný vůči změnám nálady na finančních trzích a toků krátkodobého kapitálu a případný nepříznivý vývoj během pobytu české koruny v tomto mechanismu by mohl přinést makroekonomické náklady a sladění ekonomiky s eurozónou spíše snížit. Lze očekávat, že s odezněním finanční krize dojde v budoucnu k opětovnému zlepšení výsledků v oblasti finanční integrace české ekonomiky s eurozónou a k nastolení příznivějších podmínek pro vstup do mechanismu ERM II. Finanční krize by ale mohla mít i dlouhodobější negativní důsledky na sladění ekonomik jednotlivých členských států, pokud by v jejím důsledku došlo k rozvolnění fiskální disciplíny v Evropské unii. Ohledně budoucí aplikace pravidel Paktu stability a růstu však stále panuje velká nejistota.

Shrnutí vývoje v jednotlivých analyzovaných oblastech přináší následující text v této kapitole. Podrobné výsledky jsou uvedeny v části D, srovnání s výsledky minulého roku je uvedeno v oddíle 3 části D.

### **Cyklická a strukturální sladěnost**

Náklady plynoucí ze ztráty vlastní měnové politiky České republiky budou citelné zejména v případě, že česká ekonomika nebude sladěna s ekonomikou eurozóny. S vyšší sladěností budou rizika přistoupení ČR k eurozóně klesat.

Důležitým ukazatelem podobnosti české ekonomiky s eurozónou je dosažený **stupeň reálné ekonomické konvergence**. Její vyšší úroveň přispívá k vyšší podobnosti dlouhodobého rovnovážného vývoje. Nepřímou může přispět také k nižší pravděpodobnosti nesladěného vývoje v kratším období. S vyšším stupněm konvergence v ekonomické úrovni dosaženým před vstupem do ERM II a přijetím eura by mělo dojít k dalšímu nárůstu relativní cenové úrovně, což sníží možné budoucí tlaky na růst cenové hladiny a rovnovážné posilování reálného kurzu. Proces konvergence ekonomické úrovně i cenové hladiny se v posledních pěti letech urychlil. V současné době Česká republika dosahuje v HDP na hlavu téměř 75 % průměru eurozóny a má tak srovnatelnou životní úroveň s jejími nejméně vyspělými členy. Cenová hladina České republiky je však nadále nižší, než by odpovídalo dosažené ekonomické úrovni, když v roce 2007 dosáhla 60 % eurozóny. V letech 2004 – 2007 došlo v tomto ukazateli k posunu směrem vzhůru zejména v důsledku rychlého nominálního posilování koruny a stejný faktor bude stát za pravděpodobným dalším významným přiblížením v roce 2008. Reálný kurz české koruny posiloval mezi lety 1998 a 2007 průměrným tempem 3,2 % ročně, což je výrazně vyšší tempo než ve srovnávaných stávajících zemích eurozóny. Tempo reálného posilování se v roce 2008 ještě dále výrazně zvýšilo. Do budoucna lze očekávat pokračování rovnovážného trendu reálného posilování koruny vůči euru v souvislosti s reálnou konvergencí, a to dle provedených analýz tempem 1,3–2,4 %. Jeho přetrvání po vstupu do eurozóny s sebou zpočátku ponese odpovídající předstih inflace v České republice před inflací v eurozóně a s ním spojené nižší (v případě krátkodobých sazeb peněžního trhu možná i záporné) domácí reálné úrokové sazby. S případným dlouhodobým přetrváním takového stavu může být spojeno riziko přehřívání ekonomiky s nepříznivými důsledky pro makroekonomickou i finanční stabilitu.

**Sladěnost ekonomické aktivity a podobnost ekonomických šoků** napomůže účinnému a vhodnému působení jednotné měnové politiky na ekonomiku v měnové unii. Provedené analýzy signalizují sblížení vývoje celkové ekonomické aktivity v průběhu hospodářského cyklu v České republice a eurozóně. Výsledky však nejsou jednoznačné a tento vztah může být částečně zkreslen trendovým vývojem českého hospodářství. Pozorované korelace jsou sice nižší než u sledovaných zemí eurozóny, avšak například mírně vyšší než pro v současnosti přistupující Slovensko. Analýzou výskytu poptávkových a nabídkových makroekonomických šoků se ale sladěnost české ekonomiky s eurozónou nepodařilo prokázat. Relativně vysoká sladěnost s eurozónou je naopak signalizována některými dalšími dílčími ukazateli, například sladěností vývoje aktivity v průmyslu či vývozní aktivity. Vývozní aktivita České republiky je podle provedených analýz v posledním období statisticky významně korelována s vývozem eurozóny, spíše než s vývojem jejího HDP, což může souviset se zapojením českých exportních podniků do výrobních řetězců nadnárodních společností a vytváří podmínky pro poměrně symetrický přenos vnějších šoků dopadajících na eurozónu do české ekonomiky.

Podobnost **struktury ekonomické aktivity** s eurozónou by měla snižovat riziko výskytu asymetrických ekonomických šoků. Česká ekonomika si ve srovnání s eurozónou zachovává z hlediska tvorby produktu své specifikum v podobě vyššího podílu průmyslu a menšího

podílu některých služeb na HDP. Vysoký podíl **automobilového průmyslu** na české průmyslové výrobě a vývozu a jeho cykličnost jsou často považovány za možný zdroj asymetrického vývoje. Podíl českého automobilového průmyslu na celkové produkci a přidané hodnotě českého hospodářství je srovnatelný s Německem, což znamená, že je vyšší oproti průměru eurozóny. Ačkoliv tedy případný odvětvový šok dopadne na více zemí, nadproporcionální podíl automobilového průmyslu na ekonomické produkci oproti průměru eurozóny může způsobit, že jednotná měnová politika v případě takového šoku nebude reagovat na inflační či protiinflační rizika v české ekonomice tak, jak by reagovala nezávislá měnová politika. Poměrně vysoká energetická náročnost a téměř úplná závislost české ekonomiky na dovozu ropy jsou důvodem pro analýzu dopadů možného **ropného šoku** na českou ekonomiku. Negativní účinek potenciálního ropného šoku bude záviset na velikosti změn ceny ropy a na jejich dopadech na světovou poptávku a poptávku po českém vývozu. Nicméně podle odhadů dostupné literatury lze očekávat poměrně umírněný dopad, který může být přesto o něco vyšší než dopad na eurozónu zejména v důsledku vyšší energetické náročnosti české ekonomiky.

Rychlá konvergence **nominálních úrokových sazeb** před vstupem do eurozóny působila v minulosti na některé ekonomiky jako asymetrický šok. Pro zemi plánující vstup je proto výhodou spíše jejich dřívější postupné sblížení. Rozdíl mezi českými úrokovými sazbami a úrokovými sazbami eurozóny je již od roku 2002 v podstatě nulový či záporný. U pětiletých sazeb došlo v prvním pololetí 2008 k dočasnému otevření kladného úrokového rozdílu, to však zřejmě souviselo s dopady rozvíjející se úvěrové a likviditní krize v USA. Pokud nedojde k výraznějším změnám, lze ze současného pohledu očekávat spíše malé dopady konvergence úrokových sazeb při budoucím vstupu ČR do eurozóny. **Kurz** české koruny k americkému dolaru se v posledních letech vyvíjel ve velké shodě s kurzem eura k americkému dolaru. V letech 2007 a 2008 se však tento vztah rozvolnil především v souvislosti s probíhající finanční krizí a s ní spojenou zvýšenou volatilitou měnových kurzů. Pozorovaná střednědobá variabilita české koruny vůči euru v roce 2008 vzrostla, podobný vývoj nastal i u maďarského forintu a polského zlotého, zatímco volatilita slovenské koruny v souvislosti s plánovaným přijetím eura na Slovensku klesala.

Konkrétním asymetrickým faktorem, který by mohl potenciálně zasáhnout českou ekonomiku, by mohlo být zvýšené **čerpání finančních prostředků ze strukturálních fondů Evropské unie**. To by – za předpokladu dostatečné schopnosti prostředky skutečně čerpat – mohlo představovat výrazný ekonomický stimul, který by se projevil zejména ve zvýšené investiční aktivitě. Ačkoliv v roce 2007 došlo k nárůstu čisté pozice ČR vůči Evropské unii, bylo to především v důsledku zálohových plateb do českých veřejných rozpočtů. Náběh skutečného čerpání prostředků a jejich ekonomické využití tak byl dosud pozvolný. Do roku 2013 dojde k dalšímu postupnému nárůstu čisté pozice až na 1,8 % HDP, přičemž nejvyšší roční nárůst je očekáván v roce 2009. Ekonomický stimul z těchto toků však bude záviset na skutečném rozsahu využití těchto prostředků konečnými příjemci v soukromém i veřejném sektoru. Lze očekávat, že finanční toky mezi ČR a EU budou mít vliv i na české veřejné rozpočty. Dopad na veřejné finance by měl být kladný za předpokladu, že bude zajištěno přesměrování části prostředků z národních projektů. Podle výsledků analýzy je v roce 2008 očekáván zhruba neutrální a od roku 2009 mírně kladný dopad čerpání prostředků EU na ekonomickou aktivitu v ČR. Tento vývoj si přitom nevyžádá výraznější reakci měnové politiky či přizpůsobení kurzu koruny, které by ohrozily pobyt v ERM II a případné vyhodnocení maastrichtského kurzového kritéria.

Vysoká **obchodní a vlastnická provázanost** české ekonomiky s eurozónou umocňuje přínosy z odstranění možných výkyvů vzájemného kurzu. Eurozóna je partnerem pro zhruba 60 % českého vývozu a dovozu a po vstupu Slovenska do eurozóny se její podíl zvýší na

přibližně 66 %. Vysoká provázanost je patrná i pro ostatní srovnávané ekonomiky. Míra vlastnické provázanosti s eurozónou na straně přílivu přímých investic je v české ekonomice mírně vyšší než v ostatních srovnávaných zemích kromě Slovenska a dále roste. Silné ekonomické propojení české ekonomiky s eurozónou vytváří předpoklady pro zvyšování hospodářské sladění s touto oblastí. Z tohoto pohledu je příznivým aspektem i vysoká intenzita vnitrodvřetvového obchodu s eurozónou, která je jen mírně nižší než v Rakousku a Německu.

Analýza českého **finančního sektoru** a v jeho rámci bankovního sektoru ukazuje, že i přes relativně menší velikost sektoru a hloubku finančního zprostředkování ve srovnání s eurozónou není třeba očekávat jejich zásadně odlišné působení na ekonomiku v době standardního ekonomického vývoje. Ve sledovaných ukazatelích došlo v posledních letech k dalšímu mírnému přiblížení eurozóně. V současnosti je hloubka finančního zprostředkování v České republice na zhruba třetinové úrovni oproti Německu, Rakousku a eurozóně a na úrovni 42 % Portugalska. Česká republika má zejména nižší úvěrovou emisi. V důsledku dynamického vývoje úvěrů domácnostem i podnikům v České republice však dochází k růstu podílu klientských úvěrů na celkových úvěrech i na HDP. Tento vývoj znamená na jedné straně přibližování odpovídajícím podílům v eurozóně, na druhé straně by však mohl v případě dalšího zadlužování domácností a podniků představovat riziko nesplácení úvěrů. Historická zkušenost některých zemí s dlouhodobým vysokým růstem úvěrů ukazuje, že v období krize a ekonomického zpomalení může předlužení vyvolat rozsáhlé ekonomické problémy. Právě méně obezřetné posuzování bonity klienta a perspektiv finanční a ekonomické situace bývá zdrojem růstu úvěrového rizika a finanční nestability. Krize na globálním finančním trhu a související ekonomická stagnace v zemích našich hlavních obchodních partnerů se v českém finančním sektoru a domácí ekonomice projevují dosud omezeně, a to v podobě zvýšené volatility kurzu koruny, zpomalování hospodářského růstu a poklesu cen některých aktiv. Domácí finanční instituce se v minulosti orientovaly zejména na výnosy z dynamicky se rozvíjejícího retailového bankovníctví na českém trhu, zatímco jejich vlastníci koncentrovali správu portfolia rizikových cenných papírů a derivátů zpravidla do mateřských bank a poboček v mezinárodních finančních centrech. Ke stabilitě domácího bankovního sektoru přispívá vysoká bilanční likvidita a solventnost bank, převážné financování úvěrů primárními vklady a tedy minimální závislost na finančních zdrojích ze zahraničních trhů a dále minimální investování do dluhopisů jistěných nekvalitními zahraničními hypotékami. Projevy krize se přesto mohou v omezené míře přímo dotknout i některých domácích finančních institucí prostřednictvím jejich rizikových investic. Dominantní však bude nepřímý vliv skrze zhoršenou finanční situaci domácností a podniků, když se vlivem finanční krize zpomaluje růst ekonomik našich hlavních obchodních partnerů, což přináší zhoršení podmínek pro vývoz. Z toho vyplývající zpomalení domácí ekonomiky by potenciálně zvýšilo míru nesplácení úvěrů.

**Struktura finančních aktiv a pasiv českých nefinančních podniků a domácností** si udržuje určité odlišnosti od struktury aktiva a pasiv subjektů v eurozóně. Rozdíl je patrný zejména v poměrně vysokém podílu pohledávek z obchodního styku na aktivech podniků a ve struktuře pasiv domácností. Lze však pozorovat pozvolné přibližování struktury v eurozóně. Zadluženost českých podniků a domácností je zatím výrazně nižší než ve sledovaných zemích eurozóny. Využívání eura při finančních transakcích nefinančních podniků pozvolna roste, což je odrazem otevřenosti české ekonomiky a jejího zapojení do zahraničního obchodu. Stupeň spontánní euroizace je však zatím na stále relativně nízké úrovni, i když existuje rozdíl mezi podniky a domácnostmi. Rozšíření držby hotovosti a vkladů v cizí měně domácnostmi je v České republice zhruba srovnatelné s vybranými středoevropskými zeměmi, čerpání cizoměnových úvěrů je však velice nízké.

Stupeň **integrace českých finančních trhů** (peněžního, devizového, akciového a dluhopisového) a trhů eurozóny je srovnatelný nebo vyšší než u trhů Maďarska, Polska a Slovenska. V porovnání s Rakouskem a Portugalskem je integrace akciového trhu srovnatelná, u dluhopisového trhu je nižší. Rychlost eliminace šoků na českém akciovém trhu se od roku 2002 zvýšila, v poslední době však došlo, stejně jako na ostatních trzích, k určitému poklesu rychlosti přizpůsobení v důsledku bouřlivého vývoje na světových finančních trzích. Stupeň integrace českého peněžního trhu s peněžním trhem eurozóny je na úrovni Slovinska před zavedením eura. Srovnání se Slovinskem ohledně stupně integrace devizového trhu s eurozónou není úplně korektní kvůli jinému kurzovému režimu, v důsledku posledního vývoje je stupeň integrace nižší než pro Slovensko, které bude do eurozóny vstupovat.

### **Přizpůsobovací mechanismy**

Z hlediska **veřejných financí** České republiky bude důležitá schopnost jejich stabilizačního působení při respektování evropských fiskálních pravidel. V rámci Paktu stability a růstu se Česká republika zavázala směřovat ve střednědobém horizontu k dosažení podílu strukturálního deficitu vládního sektoru na HDP ve výši maximálně 1 % do roku 2012. Čím blíže vyrovnanosti, případně v čím větším přebytku, budou veřejné rozpočty ve své strukturální části, tím větší bude v době hospodářského oslabení prostor pro působení automatických stabilizátorů a v krajním případě pro provádění diskrečních opatření. Dosavadní deficity vládního sektoru České republiky byly dány především strukturálními faktory, výraznější působení hospodářského cyklu se začalo projevovat až v letech 2007 a 2008. Odstranění negativních strukturálních vlivů je důležitou podmínkou pro využití stabilizační role veřejných financí. Vývoj v letech 2007 a 2008 ukazuje na postupné zlepšování stavu veřejných financí. Podmínkou pro zachování akceschopnosti fiskální politiky bude zajištění dlouhodobé udržitelnosti veřejných financí, zejména vyřešení vlivu demografických změn na výdaje penzijního systému a systému zdravotní péče.

**Pružnost mezd** může přispět ke schopnosti ekonomiky vsáhnout šoky, na které nemůže reagovat společná měnová politika. Analýzy ukazují, že pružnost reálných mezd v České republice je v současnosti nízká, podobně jako v ostatních srovnávaných zemích, a v čase se významně nezlepšila. Rozdíly ve **strnulosti inflace** v zemích měnové unie by mohly vést k rozdílným dopadům jednotné měnové politiky. Strnulost inflace přitom v ČR patří mezi srovnávanými zeměmi k nejnižším.

**Český trh práce** zejména díky cyklickému vývoji v posledním období zaznamenává určitá zlepšení ve své výkonnosti, když došlo k poklesu míry celkové i dlouhodobé nezaměstnanosti. Zároveň pravděpodobně dochází i k poklesu strukturální nezaměstnanosti. K pružnosti trhu práce může nepřímě přispívat i zlepšování podnikatelského prostředí. V některých aspektech je ale pružnost trhu práce výrazně nižší než ve srovnávaných zemích a nedochází k zásadnímu zlepšení. Institucionální pravidla nevytvářejí dobré podmínky pro zaměstnanost osob s nízkou kvalifikací. Rizikovými faktory jsou zejména interakce daní a sociálních dávek a náklady na propouštění z pracovních poměrů na dobu neurčitou s krátkou dobou trvání pracovního poměru.

I přes určité zlepšení v České republice přetrvávají nejvyšší regionální rozdíly v míře nezaměstnanosti. Příčinou může být regionální nesoulad mezi nabídkou práce a poptávkou po práci a nízká regionální, profesní či odvětvová mobilita pracovní síly podporovaná mj. i dominancí vlastnického bydlení. Dá se tedy předpokládat, že příspěvek zahraničního stěhování českých občanů k přizpůsobení v případě ekonomických nerovnováh bude poměrně omezený, a to i po úplném uvolnění pohybu pracovních sil mezi ČR a všemi původními zeměmi EU do roku 2011. Příliv zahraniční pracovní síly do České republiky,

kteřý je od roku 2005 velice dynamický, přispívá k pružnosti českého trhu práce. Na druhé straně však naznačuje přetrvání jeho některých vážných problémů (zejména nízké motivace pracovat u dlouhodobě nezaměstnaných s nízkou kvalifikací), neboť k pracovnímu uplatnění cizinců dochází převážně v profesích vyžadujících nižší kvalifikaci. Riziko z hlediska nabídky pracovní síly zároveň představuje fakt, že k přesunům zahraničních pracovníků může dojít nezávisle na vývoji poptávky po práci a hospodářského cyklu v České republice.

Pružnost trhu práce je významně utvářena **institucionálními pravidly**. Vliv kolektivního vyjednávání na tvorbu mezd v České republice je nižší než ve většině srovnávaných zemí. V průměru je v mezinárodním porovnání spíše nižší i vliv minimální mzdy na pružnost nízkých mezd a tvorbu pracovních míst. Zastavení růstu poměru minimální mzdy k průměrné mzdě, resp. mírný pokles tohoto podílu, lze pokládat za pozitivní vývoj, neboť vysoké minimální mzdy by mohly mít v interakci s vysokým zdaněním práce negativní vliv na pružnost trhu práce. Celkové zdanění práce v České republice v roce 2007 nepatrně vzrostlo. Vliv zdanění na dlouhodobou nezaměstnanost a tvorbu pracovních míst byl zhruba stejný jako v Rakousku, Maďarsku a Polsku, ale vyšší než v Portugalsku a na Slovensku. Finanční motivace k přijetí zaměstnání daná kombinací daní a dávek byla v roce 2006 v porovnání s ostatními zeměmi srovnatelná nebo vyšší pro osoby krátkodobě nezaměstnané, ale spíše průměrná pro osoby nezaměstnané dlouhodobě. Podle provedených simulací došlo v roce 2007 v souvislosti s reformou systému sociálních dávek k oslabení finanční motivace k hledání zaměstnání pro některé skupiny obyvatelstva. Výše sociálních dávek v kombinaci s daňovým zatížením může oslabovat snahu o hledání nebo udržení zaměstnání, zejména u domácností s dětmi. Reforma v roce 2008 zastavila nepříznivé trendy, nicméně nepřinesla významnější zmírnění existujících problémů. Stupeň ochrany zaměstnanosti patří v oblasti stálých zaměstnání v porovnání s ostatními zeměmi k vyšším, při současně poměrně nízké ochraně v případě dočasných zaměstnání, což může být rizikem především pro vstup mladých osob na trh práce.

V oblasti **pružnosti trhu produktů** je regulatorní prostředí pro podnikání v mezinárodním srovnání více zatíženo administrativními překážkami. Dochází však k postupným dílčím zlepšením, zejména jsou prováděny postupné kroky ke zjednodušení zakládání podniků a provozování podnikatelské činnosti. Tato opatření zřejmě mají i pozitivní dopad na tvorbu pracovních míst. Míra zdanění podniků stejně jako v ostatních srovnávaných zemích v posledním období klesá a v současnosti patří mezi nižší, celková daňová zátěž českých podniků je však vyšší než v Rakousku, Portugalsku, Polsku a na Slovensku.

**Stabilita a výkonnost bankovního sektoru** je předpokladem jeho schopnosti spolupůsobit při vstřebávání dopadů ekonomických šoků. Bankovní sektor dosáhl vysoké efektivnosti a rentability v evropském kontextu a v minulých letech si ze zisku vytvořil dostatečnou kapitálovou rezervu. V České republice došlo v posledních letech k celkovému snížení podílu ohrožených úvěrů na úroveň jen mírně vyšší, než mají v průměru země eurozóny. V době poklesu ekonomického růstu v situaci pokračující globální finanční krize lze očekávat zvolnění tempa emise úvěrů i zhoršení kvality portfolií, které nepříznivě ovlivní jak kapitálovou přiměřenost, tak rentabilitu bank. Dle výsledků zátěžových testů zatím vykazuje český bankovní sektor dostatečnou odolnost vůči vnějším šokům, nicméně výrazně nepříznivý scénář makroekonomického vývoje by se samozřejmě negativně odrazil ve výkonnosti i stabilitě bankovního sektoru.

## C. Teoretická východiska analýz

---

Základním teoretickým východiskem pro analýzy obsažené v tomto dokumentu je tzv. teorie optimálních měnových zón.<sup>3</sup> Tato teorie je jedním z často používaných přístupů k určení vhodného režimu měnového kurzu a zejména stanovení, zda jsou analyzované země dobrými kandidáty pro zavedení společné měny. V souvislosti se vznikem jednotné evropské měny jsou poznatky této teorie v poslední době často používány k vyhodnocení vhodnosti přijetí jednotné měny stávajícími zeměmi eurozóny a přiměřenosti stejného kroku pro nové členské země Evropské unie.

S určitým zobecněním lze říci, že na množině základních přínosů a nákladů společné měny se ekonomové shodují, i když tato množina se může měnit v čase nebo podle charakteristik jednotlivých ekonomik. Přínosy spočívají především ve zlepšení funkčnosti peněz a poklesu nákladů obchodu (které zahrnují například vyšší použitelnost jednotných peněz, snadnější srovnatelnost cen, snížení transakčních nákladů, eliminaci kurzového rizika a nákladů na jeho zajištění) a ve zvýšené makroekonomické a finanční stabilitě odrážející se v příznivějším prostředí pro investice (díky odstranění nadměrných výkyvů kurzu, propojení finančních trhů a případně celkovému zvýšení kredibility měnové autority).<sup>4</sup>

Náklady lze rozdělit do dvou skupin. Jsou to jednak náklady spojené s vlastní změnou zákonného platidla a zahrnují tak provedení fyzické výměny peněz, přechod všech kontraktů na novou zúčtovací jednotku a podobné náklady, tedy náklady, které lze považovat do velké míry za jednorázové.<sup>5</sup> Dlouhodobým nákladem je především snížení akceschopnosti domácích makroekonomických politik a riziko vyššího kolísání výstupu a spotřeby, protože přechodem na jednotnou měnu ekonomika ztratí nezávislou kurzovou a úrokovou politiku. Společná měnová politika nebude moci dostatečně reagovat na šoky, které zasáhnou jen malou část ekonomiky měnové zóny. Náklady této ztráty závisí na tom, do jaké míry kurz národní měny pohlcuje reálné šoky či naopak šoky reálné a/nebo finanční vytváří, na míře sladění ekonomického cyklu s cyklem, na který reaguje měnová politika měnové zóny, a také na schopnosti ekonomiky využít ostatní příčinné kanály.<sup>6</sup>

Přes více než čtyřicetiletou historii uvedené teorie však převládá konsensus, že jednoznačná definice optimálního kurzového režimu neexistuje. Potenciální náklady a přínosy se liší dle konkrétní situace a výraznou roli ve výběru kurzového režimu hrají politická rozhodnutí. Podobně neexistuje metoda, která by byla v praxi schopna jednoznačně změřit potenciální přínosy a náklady spojené se zafixováním měnového kurzu a vstupem do měnové unie (Vaubel, 1990). Současnou úroveň poznání na tomto poli lze však mimo jiné využít

---

<sup>3</sup> Za základní články této teorie jsou považovány práce Mundell (1961), McKinnon (1963) a Kenen (1969). Přehled vývoje této literatury lze najít např. v pracích Mongelli (2002), De Grauwe (2003) nebo Horváth (2003).

<sup>4</sup> Upevněná makroekonomická stabilita a nižší riziko umožní trvale nízkou a relativně stabilní úroveň úrokových sazeb a vyšší růst investic. Zároveň lze očekávat zvýšení intenzity zahraničního obchodu a konkurence, růst produktivity a následný růst HDP na hlavu. Propojení finančních trhů však může být i určitou nevýhodou v dobách finančních krizí, které se mohou přenášet do dalších zemí, jak ukazuje aktuální vývoj.

<sup>5</sup> V souvislosti s přechodem na jinou měnu také vystupuje riziko nesprávného nastavení konverzního poměru, kdy volba nadměrně apreciovaného kurzu může na značně dlouho poškodit konkurenceschopnost ekonomiky, zatímco nadměrně depreciovaný kurz bude vytvářet inflační tlaky.

<sup>6</sup> Z pohledu především nových členů Evropské unie, kteří se chystají vstoupit do eurozóny, může být dalším nákladem plnění maastrichtských kritérií před vstupem, a to zejména kritéria cenové stability. Dalším nákladem pro konvergující země může být i přetrvání inflačního diferenciálu, který se může odrazit ve zvýšení nominálních klientských sazeb a naopak poklesu sazeb reálných a mít negativní dopad na ekonomiku (teorie Welfare cost of inflation, Lucas (2000) a Ireland (2008)).



k identifikaci potenciálních zdrojů makroekonomických nerovnováh spojených se vstupem do měnové unie i schopnosti dané ekonomiky využít možné výhody takového kroku. Vlastnosti, které snižují užitečnost přizpůsobení nominálního měnového kurzu zvyšováním vnitřní a vnější rovnováhy, snížením dopadu určitých šoků a usnadněním přizpůsobení, tvoří soubor tzv. charakteristik optimální měnové zóny (Mongelli, 2002).

Jednou z nosných charakteristik, která určuje vhodnost účasti v měnové zóně, je míra otevřenosti ekonomiky a její ekonomické propojení s ostatními zeměmi měnové zóny. Čím vyšší je taková míra integrace, tím vyšší jsou možné přínosy společné měny, proti kterým se poměrují náklady. Tyto přínosy odrážejí především odbourání měnového rizika v ekonomických vztazích, což sníží náklady zahraničního obchodu a zahraničního investování a může vést k posílení těchto vztahů (např. Rose, 2000). Micco, Stein a Ordóñez (2003) zjišťují, že tento efekt pro země eurozóny je ekonomicky významný. Baldwin (2006) však ukazuje, že od přistoupení k eurozóně nelze očekávat takový vliv na zvýšení zahraničního obchodu, jak by napovídaly výsledky uvedené v dřívější literatuře. Podle jeho výsledků působí samotné zavedení eura spíše jako nediskriminační jednostranná liberalizace na trhu produktů a mohlo by tedy mít větší dopad na dovoz než na vývoz dané země.<sup>7</sup>

Další charakteristiky směřují spíše k omezení negativních aspektů ztráty některých nástrojů makroekonomického přizpůsobení na úrovni jednotlivých zemí a dají se shrnout pod hlavičku symetrie a flexibility (De Grauwe a Mongelli, 2005). Tradiční kritéria pro optimální měnovou zónu tak dále zahrnují podobnost ekonomické struktury a ekonomických šoků, diverzifikaci výroby a spotřeby, podobnost míry inflace, stabilní směnné relace, mobilitu práce a ostatních výrobních faktorů, flexibilitu cen a mezd, a fiskální a politickou integraci.<sup>8</sup>

Pro diskuzi o přínosech a nákladech jednotné měny byla důležitá formulace názoru, že rizika nerovnovážného vývoje v měnové unii a schopnost využít výhody měnové unie lze ovlivnit nejen vhodnými reformami, ale že výrazné posuny zřejmě mohou být i výsledkem samotného zavedení jednotné měny (tzv. hypotéza endogenity, Frankel a Rose, 1998). Přijetí jednotné měny by podle této hypotézy mělo vést k posílení volného trhu (Engel a Rogers, 2004) a růstu obchodu s partnery v měnové unii. Vyšší obchodní integrace může vést k vyšší sladění ekonomických cyklů (Frankel a Rose, 1997).<sup>9</sup> V souvislosti se zavedením eura v nových členských zemích však tento kanál působící prostřednictvím zvýšení podílu vzájemného obchodu bude spíše slabší (Baldwin, 2006).

Proti paradigmatu endogenity stojí názor, že vyšší otevřenost ekonomiky vede k vyšší míře specializace, snižování strukturální podobnosti a tím vyšší pravděpodobnosti asymetrických šoků, které zvyšují náklady účasti v měnové zóně (tzv. hypotéza specializace, Krugman, 1993). Kalemlı-Ozcan, Sorensen a Yosha (2003) zjišťují, že podobný dopad může mít i vysoká finanční integrace díky fungujícímu sdílení rizika, které umožňuje vyšší specializaci.

De Grauwe a Mongelli (2005) shrnují literaturu zabývající se endogenitou zahraničního obchodu, finanční integrace, symetrie šoků a flexibility na trhu práce a produktů. Na základě

---

<sup>7</sup> Rozvinutý finanční sektor země může být schopen účinně redukovat měnové riziko i vně měnové zóny; celkové čisté přínosy měnové integrace tak mohou být v takovém případě nižší než pro zemi s méně rozvinutým finančním sektorem.

<sup>8</sup> Fiskální politika může pomoci v případě asymetrického šoku buď vestavěnými stabilizátory, či diskrečními opatřeními. Diskreční opatření však mohou vyvolat další výkyvy (Feldstein, 2002) a navíc výzkum ukázal, že fiskální expanze může mít daleko nižší dopad na poptávku, než se předpokládalo (Blanchard a Perotti, 2002).

<sup>9</sup> Kenen (2000) však zjišťuje, že ačkoliv intenzita obchodní výměny může zvyšovat sladění cyklů, nemusí dojít k úplné eliminaci asymetrických šoků. Hughes-Hallett a Piscitelli (2002) ukazují, že k uvedené kauzalitě mezi účastí v měnové unii a sladěním cyklů dochází, pokud je konvergence v institucionálních strukturách a symetrie šoků dostatečná.

dosavadního vývoje v eurozóně dospívají k závěru, že platí spíše hypotéza endogenity, tj. že podobnost ekonomických šoků se s vyšší ekonomickou integrací pravděpodobně zvyšuje. Podle Lane (2006) mělo zavedení eura jasný dopad na zvýšení integrace finančních trhů eurozóny, zahraniční obchod však rostl se členy i s nečleny eurozóny a lze tedy očekávat, že nepůsobil jednoznačně ke snížení pravděpodobnosti asymetrických šoků.

## D. Výsledky analýz

---

### 1. CYKlická A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST

Vyšší podobnost ekonomické struktury a hospodářského vývoje České republiky s eurozónou povede k nižším nákladům přijetí eura.<sup>10</sup> Pro českou ekonomiku se sníží riziko časové nesladěnosti nebo ne zcela optimální intenzity reakce společné měnové politiky na ekonomické šoky. Zároveň se sblíží fungování transmisního mechanismu měnové politiky. Sledovány jsou jak přímé ukazatele sladěnosti, které popisují různé aspekty konvergence k eurozóně, tak vliv mezinárodních vztahů a finančního sektoru, které mohou sladěnost zvýšit či snížit.

#### 1.1 Přímé ukazatele sladěnosti

Mezi základní přímé ukazatele sladěnosti patří vývoj domácí ekonomické aktivity, měnového kurzu a úrokových sazeb ve srovnání s eurozónou. Konvergence v ekonomické úrovni a cenové hladině zvyšuje pravděpodobnost, že v ekonomice budou probíhat podobné procesy a nebude docházet k zásadně odlišnému rovnovážnému vývoji. Dosažení vysoké synchronizace ekonomického vývoje a ekonomických šoků zvyšuje pravděpodobnost, že se vývoj v ekonomikách ani do budoucna nebude výrazně lišit. Nerovnovážné tlaky by mohly pramenit z rozdílné ekonomické struktury, ale i nedostatečné konvergence v úrovni reálných úrokových sazeb.

##### 1.1.1 Reálná ekonomická konvergence

Stupeň reálné konvergence měřený HDP na hlavu v paritě kupní síly a relativní cenovou hladinou HDP je základním ukazatelem podobnosti ekonomiky s eurozónou.<sup>11</sup> Z hlediska vstupu do měnové unie není vysoká míra reálné konvergence nutným předpokladem, přesto však její nízký stupeň může indikovat některé výzvy z hlediska přijetí společné měny. Proces reálné konvergence bývá spojen s přibližováním cenových hladin a struktur k vyspělejším zemím. S tím související reálné posilování kurzu vůči euru může ztížit plnění maastrichtských konvergenčních kritérií a vynutit před vstupem do eurozóny takovou kombinaci hospodářských politik, která vzdálí ekonomiku od rovnováhy.<sup>12</sup> Tuto odchylku od rovnováhy lze považovat za jistý typ asymetrického šoku působícího zejména v prvních letech měnové integrace. Po přijetí eura pak bude cenová konvergence znamenat kladný inflační diferenciál proti průměru eurozóny, neboť se uzavře možnost reálného posilování měnového kurzu prostřednictvím jeho nominálního zhodnocování. Jedním z důsledků budou, při eliminaci rizikové premie díky přijetí eura, nižší reálné úrokové sazby jak ve srovnání s obdobím před přijetím eura, tak i oproti průměru eurozóny, přičemž v některých případech mohou být tyto

---

<sup>10</sup> Dosažení vysokého stupně sladěnosti v určitých oblastech, například v podobě konvergence nominálních úrokových sazeb, však může zároveň vést k nižším přínosům zavedení jednotné měny.

<sup>11</sup> Ukazatele pro eurozónu jsou v celém dokumentu sledovány na úrovni EA-13. Tato skupina zahrnuje členské země eurozóny k 1.1.2007. Jsou jimi Belgie, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemí, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Slovinsko a Španělsko.

<sup>12</sup> Souběžné omezení kladené na inflační diferenciál a posilování nominálního kurzu znamená implicitní omezení na posilování reálného kurzu. Pokud je rovnovážné reálné zhodnocování rychlejší než toto omezení, může plnění konvergenčních kritérií vyžadovat dočasné odchýlení kurzu od rovnováhy s dopady do vývoje celé ekonomiky. Tento potenciální problém je však zmírňován skutečností, že kurzové kritérium je výrazně tolerantnější k posilování kurzu než k jeho znehodnocování.

úrokové sazby i záporné. Ačkoli mohou mít nižší reálné úrokové sazby řadu příznivých dopadů, mohou zároveň vytvářet některé výzvy pro makroekonomickou i finanční stabilitu, a vyvolávat tak otázky o vhodnosti společné měnové politiky pro přistoupivší zemi.

Jak ukazuje Tabulka 1, česká ekonomika konverguje k eurozóně v **HDP na hlavu** od roku 2001, přičemž v posledních zhruba pěti letech se tento proces urychlil. Svou současnou úroveň téměř 75 % průměru eurozóny spadá Česká republika mezi Portugalsko a Slovinsko, tj. má srovnatelnou životní úroveň s nejméně vyspělými zeměmi měnové unie. Je tedy více vyspělá než jiné nové členské země EU (Maďarsko, Polsko, Slovensko). Stále však výrazně zaostává za bohatšími zeměmi eurozóny (např. Rakousko a Německo).

**Tabulka 1: HDP na hlavu v paritě kupní síly (EA-13 = 100)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<b>CZ</b>	61,7	60,9	60,2	62,0	62,6	65,8	68,0	69,0	70,8	74,1
<b>AT</b>	115,2	114,9	115,6	110,4	112,2	113,7	114,7	115,6	115,1	115,7
<b>DE</b>	107,2	107,0	104,3	102,9	102,5	104,5	105,3	103,8	103,4	102,9
<b>PT</b>	67,1	68,6	68,7	68,2	68,5	68,7	67,5	68,0	67,5	67,8
<b>HU</b>	46,1	46,9	49,3	51,9	54,7	56,7	57,2	57,9	58,8	57,6
<b>PL</b>	41,8	42,6	42,5	42,0	42,9	43,8	45,8	46,2	47,4	48,7
<b>SK</b>	45,5	44,2	44,1	46,1	48,1	49,7	51,7	54,6	57,7	62,3
<b>SI</b>	67,9	69,6	69,2	69,5	72,0	73,5	77,1	78,2	79,5	80,6

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB

Tabulka 2 zachycuje **cenovou hladinu HDP** ve srovnání s eurozónou. V tomto ukazateli došlo v případě České republiky k nejvýraznější konvergenci v letech 2001-02 a poté v letech 2004-07. V obou případech se jednalo o důsledek zrychleného nominálního posilování koruny. Odstup cenové hladiny ČR od původních členských zemí EU však i v roce 2007 zůstal vyšší než v případě HDP. Česká republika v tomto ukazateli nadále významně zaostávala nejen za Rakouskem a Německem, ale též za Portugalskem a Slovinskem.<sup>13</sup> Ze sledované skupiny zemí je tak s cenovou hladinou ČR zhruba srovnatelná pouze situace v Polsku, Maďarsku a na Slovensku.

**Tabulka 2: Průměrná cenová hladina HDP (EA-13 = 100)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<b>CZ</b>	43,4	42,9	45,2	47,7	53,3	50,1	51,2	55,4	58,4	59,8
<b>AT</b>	102,6	102,7	101,9	104,8	102,6	100,7	99,9	100,2	101,1	101,1
<b>DE</b>	110,4	109,2	109,4	109,2	107,9	104,3	102,4	102,3	102,2	102,7
<b>PT</b>	77,5	78,0	79,2	80,7	81,2	80,3	81,8	81,1	81,5	81,1
<b>HU</b>	44,1	44,8	46,9	49,3	54,2	54,0	57,4	59,4	57,0	62,6
<b>PL</b>	47,6	46,1	52,0	57,9	54,4	47,6	47,0	54,1	56,3	59,5
<b>SK</b>	40,3	38,3	42,1	41,5	42,7	45,9	49,3	51,1	53,7	58,5
<b>SI</b>	70,3	70,4	69,8	71,1	71,5	71,7	70,0	70,4	71,5	73,9

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB

Analýza empirického vztahu mezi cenovou hladinou HDP a jeho výší na hlavu v paritě kupní síly pro 32 evropských zemí ukazuje, že česká cenová hladina v roce 2007 nadále ležela pod úrovní, která by odpovídala dosažené ekonomické úrovni, a to zhruba o 17,5 procentního bodu. V důsledku mimořádně rychlého reálného posílení koruny vůči euru v dosavadním průběhu roku 2008 lze nicméně předpokládat, že se tento rozdíl v roce 2008 výrazně sníží.<sup>14</sup>

<sup>13</sup> Lze však předpokládat, že se Česká republika těmito dvěma zemím výrazně přiblíží v roce 2008 díky mimořádně rychlému reálnému posílení koruny vůči euru.

<sup>14</sup> Cenovou hladinu České republiky lze pro rok 2008 odhadnout na 68-70 % průměru EU-13. Odchylka od empiricky odhadnutého vztahu by se tím snížila řádově na 10 procentních bodů.

Tabulka 3 prezentuje **vývoj reálného kurzu** vůči euru. Reálný kurz české koruny posílil mezi lety 1998 a 2007 zhruba o 33 %, tj. průměrným tempem 3,2 % ročně (od roku 1993 o 4,1 % ročně).<sup>15</sup> Tempo reálného zhodnocování v české ekonomice od roku 1998 i 1993 je výrazně vyšší než ve srovnávaných stávajících zemích eurozóny, v případě Rakouska a Německa došlo dokonce k mírnému oslabení reálného kurzu. Méně než česká koruna reálně posílil též polský zlotý a z dlouhodobějšího pohledu též maďarský forint. Naopak rychlejší reálné zhodnocování než česká měna zaznamenala slovenská koruna.

**Tabulka 3: Reálný kurz vůči euru (1998 = 100; na bázi HICP)**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Roční tempo zhodnocení	
										od r. 93	od r. 98
<b>CZ</b>	98	104	111	122	115	115	123	129	133	4,1%	3,2%
<b>AT</b>	100	100	100	99	99	98	98	98	98	-0,4%	-0,2%
<b>DE</b>	100	100	99	98	97	97	97	96	96	-0,6%	-0,4%
<b>PT</b>	102	102	104	106	107	107	107	108	109	0,5%	0,9%
<b>HU</b>	104	108	117	127	125	132	135	129	144	2,8%	4,1%
<b>PL</b>	98	112	125	119	103	101	114	117	121	3,2%	2,1%
<b>SK</b>	98	111	115	118	129	141	147	155	170	5,4%	6,1%
<b>SI</b>	100	101	101	103	103	102	102	102	104	1,2%	0,4%

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB

Rovnovážné reálné posilování měn zemí usilujících o budoucí přijetí eura (Česká republika, Maďarsko, Polsko, a Slovensko) lze na základě řady studií (viz Čihák, Holub, 2003 a 2005; Brůha, Podpiera, 2007) předpokládat i do budoucna. Interval odhadů budoucího rovnovážného reálného zhodnocování, odvozený na základě dvou alternativních metod (podrobněji viz metodická část), prezentuje Tabulka 4. V případě české koruny činí tento interval 1,3–2,4 %. Tento interval se oproti výsledkům analýz z minulých let snížil zejména díky výraznému urychlení cenové konvergence v roce 2008.<sup>16</sup> Střed intervalu je tak nyní podobný či mírně nižší než u ostatních zemí středoevropského regionu<sup>17</sup>, avšak nadále výrazně vyšší než u stávajících členů eurozóny. Tento interval odpovídá průměrnému inflačnímu diferenciálu vůči eurozóně, který by bylo možno v České republice očekávat, pokud by přijetí eura nastalo v horizontu nejbližších pěti let. Za předpokladu průměrné inflace v eurozóně kolem 2 % by se tedy mohla inflace v České republice v prvních letech po vstupu do eurozóny zvýšit zhruba na 3,3–4,4 %, podobně jako v dalších zemích regionu. To bude znamenat zřetelné zvýšení inflace oproti hodnotám cílovaným Českou národní bankou od roku 2010 do vstupu do eurozóny.

<sup>15</sup> V roce 2008 se reálné posilování koruny vůči euru zrychlilo výrazně nad dlouhodobý průměr (za celý rok cca na 15 %).

<sup>16</sup> Logika tohoto posunu vychází z principu konvergence k ekonomické úrovni a v souvislosti s tím i k cenové hladině eurozóny; vyšší výchozí úroveň tak v obou případech znamená nižší tempo konvergence. Jiné metody odhadu rovnovážné reálné apreciacie (např. Šmídková, Bulíř, 2004) poskytují odlišné úrovně odhadu a tento princip konvergence pro ně nemusí nutně platit.

<sup>17</sup> Mírně nižší střed intervalu oproti ostatním zemím regionu je dán výsledky metody 2, která pro Českou republiku předpovídá nižší tempo reálného zhodnocování než v ostatních zemích. Metoda 1 naopak pro Českou republiku nadále předpovídá poněkud rychlejší reálné zhodnocování než v Maďarsku a Polsku, resp. zhruba stejné tempo jako na Slovensku.

**Tabulka 4: Odhad rovnovážné reálné apreceiace (v p. b.; roční průměr let 2009–2013)**

	Metoda 1		Metoda 2	Interval odhadů
	Min	Max		
<b>CZ</b>	1,6	2,4	1,3	(1,3 ; 2,4)
<b>AT</b>	0,4	1,1	n.a.	(0,4 ; 1,1)
<b>DE</b>	0,1	0,3	n.a.	(0,1 ; 0,3)
<b>PT</b>	0,3	0,5	n.a.	(0,3 ; 0,5)
<b>HU</b>	1,6	1,9	2,7	(1,6 ; 2,7)
<b>PL</b>	1,2	1,3	3,0	(1,2 ; 3,0)
<b>SK</b>	1,7	2,3	3,0	(1,7 ; 3,0)
<b>SI</b>	1,2	1,9	0,1	(0,1 ; 1,9)

Zdroj: výpočet ČNB

V důsledku toho by Česká republika i další země regionu čelily nižším **reálným úrokovým sazbám** (viz Tabulka 5) jak ve srovnání s průměrem eurozóny a vybranými členskými zeměmi (Rakousko, Německo, Portugalsko i Slovinsko) a tak v porovnání s tím, jakým reálným sazbám čelily doposud. S poměrně velkou mírou pravděpodobnosti by byly jejich krátkodobé úrokové sazby peněžního trhu v reálném vyjádření dokonce záporné. V České republice by reálná tříměsíční úroková sazba v průměru klesla na -0,6 až 0,5 %.<sup>18</sup> V porovnání s výsledky analýz v roce 2007 se jedná o zvýšení odhadu, které odráží nižší interval odhadované rovnovážné reálné apreceiace. I nadále však uvedený odhad kontrastuje s odhady současné rovnovážné úrovně sazeb.<sup>19</sup> Na druhou stranu je však výhodou České republiky nízká úroveň reálných sazeb v posledních čtyřech letech, což do budoucna znamená nutnost menšího přizpůsobení směrem ke stavu po přijetí eura.

**Tabulka 5: Tříměsíční ex-post reálné úrokové sazby (v %; deflováno HICP)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Průměr	Výhled <sup>2)</sup>
<b>CZ</b>	4,2	5,0	1,4	0,6	2,1	2,4	-0,2	0,4	0,2	0,1	1,6	(-0,6;0,5)
<b>AT</b>	2,8	2,4	2,3	1,9	1,6	1,0	0,1	0,1	1,4	2,0	1,6	(0,7;1,4)
<b>DE</b>	2,9	2,3	2,9	2,3	1,9	1,3	0,3	0,3	1,3	1,9	1,8	(1,5;1,7)
<b>PT</b>	2,1	0,7	1,5	-0,1	-0,4	-0,9	-0,4	0,1	0,1	1,8	0,5	(1,3;1,5)
<b>HU</b>	3,3	4,6	1,3	1,6	3,8	3,6	4,4	3,1	3,1	0,0	2,9	(-0,9;0,2)
<b>PL</b>	7,7	7,0	7,9	10,2	6,9	4,9	2,5	3,0	2,9	2,1	5,5	(-1,2;0,6)
<b>SK</b>	12,2	9,0	-0,3	-0,8	0,3	0,5	0,9	0,4	1,8	0,5	2,5	(-1,2;0,1)
<b>SI</b>	3,4	-1,6	-1,1	3,4	4,4	-1,5	-2,6	1,2	-0,7	2,3	0,7	(-0,1;1,7)

Poznámka: a) Odhad průměrné reálné úrokové sazby na následujících pět let odvozený z intervalu odhadovaného tempa rovnovážné reálné apreceiace prezentovaného v tabulce 4 při nulové změně nominálního kurzu a nulové rizikové premii.

V souhrnu lze říci, že se česká ekonomika postupně dotahuje k úrovni eurozóny z hlediska svého HDP na hlavu i cenové úrovně, přičemž v posledních pěti letech se zejména konvergence reálného HDP zrychlila. Lze zároveň předpokládat, že v roce 2008 dojde ke zrychlení konvergence cenové hladiny v důsledku dosavadního výrazného reálného posílení kurzu koruny vůči euru. Do budoucna však stále existuje výrazný prostor pro předstih v růstu ekonomické aktivity oproti stávajícím zemím eurozóny. S tímto procesem spojené

<sup>18</sup> Tříměsíční úrokové sazby byly zvoleny z důvody dostupnosti dat pro všechny sledované země za celé sledované období (viz Metodická část). Z ekonomického pohledu by byly vhodnější dvanáctiměsíční úrokové sazby, rozdíly oproti tříměsíčním sazbám jsou však v průměru malé. Odhad ročních reálných úrokových sazeb pro Českou republiku po vstupu do eurozóny by byl -0,5 až 0,6 % ve srovnání s průměrnou hodnotou 1,8 % za posledních deset let a 0,4 % za poslední čtyři roky.

<sup>19</sup> Prognózy ČNB až do poloviny roku 2008 pracovaly s explicitním předpokladem tříměsíční rovnovážné reálné sazby peněžního trhu mírně pod 1 %.

rovnovážné reálné posilování koruny tak může nadále představovat výzvu pro fungování ekonomiky v rámci eurozóny z hlediska vyšší inflace a nízkých či dokonce záporných reálných úrokových sazeb.

### 1.1.2 Korelace ekonomické aktivity

Nezávislost rozhodování o vlastní měnové politice bude po vstupu do eurozóny nahrazena přejímáním jednotných měnověpolitických rozhodnutí, která reagují na průměrný hospodářský vývoj na úrovni měnové unie. Pro zemi, která se nachází v rozdílné fázi ekonomického cyklu, než je průměr eurozóny, nemusí být nastavení měnové politiky zcela optimální a mohou z něho plynout dodatečné ekonomické náklady. Pro zemi s vyšší sladěností ekonomického cyklu je tak z pohledu teorie optimálních měnových zón účast v eurozóně méně nákladná. Následující analýza se proto zaměřuje na otázku, do jaké míry je cyklický vývoj české ekonomiky a ostatních srovnávaných zemí podobný celkovému vývoji na úrovni eurozóny.

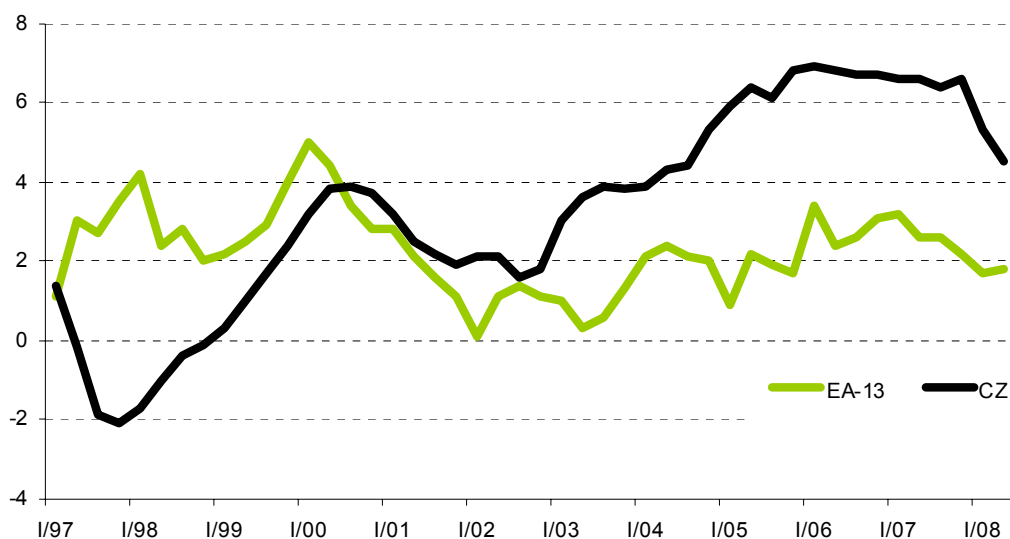
K měření míry sladěnosti cyklického vývoje ekonomické aktivity ve vybraných ekonomikách s vývojem v eurozóně je vedle jednoduchého korelačního koeficientu aplikována metoda dynamické korelace, která vychází ze spektrální analýzy časových řad. Pro srovnání jsou použity dvě metody odstranění trendu ve zkoumaných časových řadách, a sice metoda meziročních rozdílů logaritmovaných původních časových řad a metoda mezičtvrtletních (resp. meziměsíčních) rozdílů logaritmovaných sezónně očištěných řad.

Pro sledování vývoje sladěnosti v čase jsou data rozdělena na dvě období, což zároveň umožní izolaci vlivu zřetelně asymetrického vývoje na začátku sledovaného období, který měl jiné než cyklické příčiny. Pohled na časový vývoj korelace ekonomické aktivity umožňuje též rozšíření analýzy o výpočet korelace pro pohyblivé pětileté časové úseky (klouzavá korelace).

Celková ekonomická aktivita zkoumaných zemí je popsána vývojem reálného HDP. Pro získání komplexnějšího obrazu je dále sledována korelace ekonomické aktivity v průmyslu (měřeno indexem průmyslové produkce IPP) a korelace vývozních aktivit (korelace celkového vývozu s celkovým vývozem eurozóny a korelace vývozu konkrétní země do eurozóny a HDP eurozóny).

Graf 1 zachycuje vývoj meziročního růstu reálného HDP v České republice a v eurozóně. Na začátku sledovaného období je patrný odlišný vývoj v těchto ekonomikách. Hospodářský pokles v České republice v tomto období byl důsledkem souběhu některých doznívajících transformačních problémů, strukturálních změn a výskytu některých specifických šoků (např. finanční krize v roce 1997). Dynamika českého hospodářského růstu během let 2000 až 2002 do jisté míry kopírovala nepříznivý vývoj v eurozóně, když vliv zahraničního zpomalení byl umocněn kurzovou apreciací. Od roku 2003 došlo díky proběhlým reformám a změnám na nabídkové straně k rychlému zvýšení růstu české ekonomiky. Růst v zemích eurozóny se v tomto období také zvýšil, jeho dynamika však v porovnání s českou ekonomikou zůstala výrazně nižší. Od roku 2007 dochází k postupnému zpomalení tempa ekonomického růstu v české ekonomice, které lze interpretovat jako dosažení vrcholu cyklu a následné fáze zpomalení. V tomto období došlo také k poklesu hospodářského růstu v eurozóně.

**Graf 1: Meziroční změny reálného HDP (%)**



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Tabulka 6 shrnuje výsledky **jednoduché korelační analýzy** pro HDP a IPP. Pro první období ani jedna z metod nenalézá statisticky významnou korelaci mezi vývojem HDP v České republice a v eurozóně. Tento výsledek není překvapivý vzhledem k výše zmíněnému vývoji v ČR na konci 90. let minulého století. Ve druhém období korelace dosahuje vyšších hodnot, přičemž podle Metody 1 je kladná korelace statisticky významná, zatímco podle Metody 2 je korelace kladná, ale na hranici statistické významnosti na 10 % hladině pravděpodobnosti. Oproti loňské analýze došlo k nárůstu obou hodnot. Toto zlepšení je možno vysvětlit mimo jiné i delším časovým odstupem od specifických šoků na počátku sledovaného období. V čase lze konstatovat možný nárůst sladění. Otázkou zůstává, do jaké míry bylo toto období poznamenáno souběhem cyklického vývoje v eurozóně a trendového růstu v České republice spojeného s reálnou konvergencí transformujících se ekonomik a změnami na nabídkové straně ekonomiky, které korelační analýza není schopná odlišit.<sup>20</sup>

K nárůstu korelace mezi dvěma zkoumanými obdobími došlo u všech sledovaných zemí s výjimkou Maďarska. Nejvyšší hodnoty sladění reálného HDP tradičně vykazuje Německo.<sup>21</sup> Vysokou korelaci ekonomické aktivity v obou obdobích mělo také Rakousko, od roku 2002 i Slovinsko. Ve srovnání se sledovanými zeměmi je cyklická sladění České republiky zhruba průměrná a naměřená korelace je například o něco vyšší než pro v současnosti přistupující Slovensko.

<sup>20</sup> Dosavadní vysoký růst HDP a vývozu České republiky odrazil nárůst produkčních kapacit v důsledku silného přílivu zahraničních investic.

<sup>21</sup> Tento výsledek je do velké míry dán tím, že samo Německo se na HDP eurozóny podílí přibližně 30 %, což výsledek zkresluje směrem nahoru. Tento ukazatel má tak pouze ilustrativní hodnotu.



**Tabulka 6: Korelační koeficienty ekonomické aktivity – vývoj v čase<sup>a</sup>**

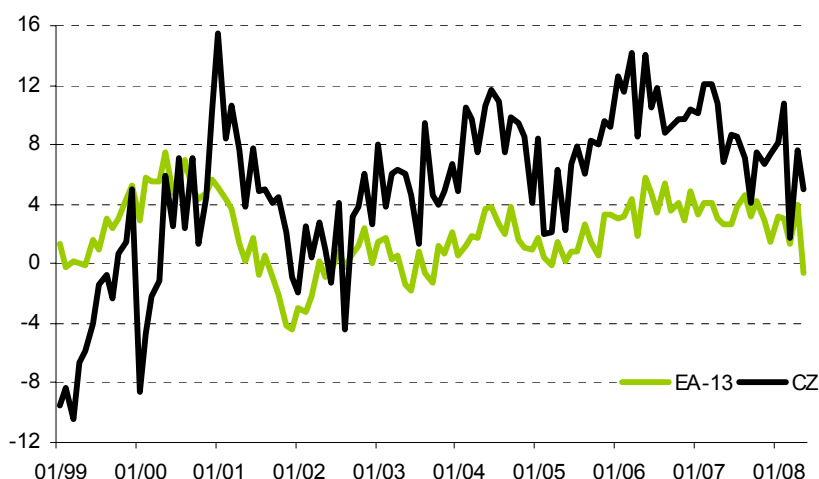
		1997:Q1–2001:Q4		2002:Q1–2008:Q1		1999:M1–2001:M12		2002:M1–2008:M5	
		HDP		HDP		IPP		IPP	
Metoda 1	CZ	0,10	(-0,29 ; 0,46)	0,73 **	(0,52 ; 0,86)	0,29 *	(0,02 ; 0,53)	0,74 **	(0,64 ; 0,81)
	AT	0,68 **	(0,41 ; 0,84)	0,86 **	(0,74 ; 0,93)	0,82 **	(0,70 ; 0,89)	0,73 **	(0,63 ; 0,81)
	DE	0,92 **	(0,84 ; 0,96)	0,95 **	(0,91 ; 0,98)	0,98 **	(0,96 ; 0,99)	0,90 **	(0,86 ; 0,93)
	PT					-0,13	(-0,39 ; 0,16)	0,42 **	(0,25 ; 0,56)
	HU	0,75 **	(0,52 ; 0,88)	-0,26	(-0,55 ; 0,09)	0,86 **	(0,77 ; 0,92)	0,60 **	(0,46 ; 0,71)
	PL	0,55 **	(0,21 ; 0,77)	0,68 **	(0,44 ; 0,83)	0,76 **	(0,61 ; 0,86)	0,58 **	(0,44 ; 0,69)
	SI	0,37	(-0,01 ; 0,66)	0,87 **	(0,76 ; 0,94)	0,66 **	(0,47 ; 0,79)	0,59 **	(0,46 ; 0,70)
	SK	-0,01	(-0,39 ; 0,37)	0,68 **	(0,44 ; 0,83)	0,43 **	(0,17 ; 0,63)	0,60 **	(0,47 ; 0,71)
Metoda 2	CZ	0,00	(-0,35 ; 0,35)	0,34	(0,00 ; 0,60)	0,50 **	(0,25 ; 0,68)	0,31 **	(0,13 ; 0,47)
	AT	0,54 **	(0,23 ; 0,75)	0,43 **	(0,10 ; 0,67)	0,38 **	(0,11 ; 0,59)	0,31 **	(0,13 ; 0,47)
	DE	0,77 **	(0,57 ; 0,88)	0,82 **	(0,67 ; 0,91)	0,81 **	(0,69 ; 0,89)	0,50 **	(0,34 ; 0,63)
	PT					0,03	(-0,25 ; 0,30)	0,36 **	(0,19 ; 0,52)
	HU	0,55 **	(0,25 ; 0,76)	-0,15	(-0,47 ; 0,19)	0,22	(-0,06 ; 0,47)	0,14	(-0,05 ; 0,32)
	PL	0,26	(-0,10 ; 0,56)	0,38 *	(0,05 ; 0,64)	0,42 **	(0,16 ; 0,63)	0,42 **	(0,25 ; 0,57)
	SI	-0,11	(-0,44 ; 0,25)	0,71 **	(0,48 ; 0,84)	0,41 **	(0,15 ; 0,62)	0,29 **	(0,10 ; 0,45)
	SK	0,10	(-0,26 ; 0,44)	0,30	(-0,04 ; 0,58)	0,26	(-0,02 ; 0,50)	0,17	(-0,02 ; 0,34)

Poznámka: a) Metoda 1 – meziroční diference, Metoda 2 – mezičtvrtletní (resp. meziměsíční) diference. Významnost korelačního koeficientu je označena \*\* a \* pro 5 a 10% hladinu významnosti, v závorkách je uveden 90% interval spolehlivosti.

Zdroj: IMF, výpočet ČNB.

Meziroční změny **indexu průmyslové produkce** zobrazuje Graf 2. Korelační analýza indexu průmyslové produkce (Tabulka 6) signalizuje nárůst korelace mezi sledovanými obdobími podle první metody, zatímco podle druhé metody došlo naopak k určitému poklesu. Pokles korelace na základě meziměsíčních dat je ovlivněn zpomalením průmyslové výroby v prvním čtvrtletí 2008 v České republice, které silně převyšuje zpomalení v eurozóně. V obou obdobích je však pozorována statisticky významná kladná korelace mezi průmyslovou výrobou v České republice a v eurozóně. Kladná korelace je pozorována i pro ostatní sledované země. Informace získané na základě porovnávání korelace průmyslové výroby mají však pouze dokreslující charakter, jelikož průmysl vytváří ve vyspělých ekonomikách typicky méně než třetinu celkového produktu a navíc se sledované státy liší strukturou svých ekonomik (viz kapitola 1.1.5).<sup>22</sup>

**Graf 2: Meziroční změny indexu průmyslové produkce IPP (%)**

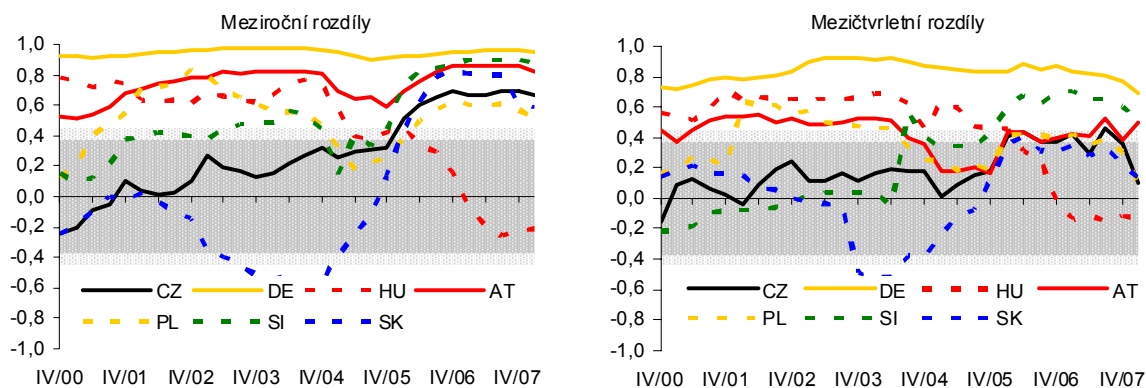


Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

<sup>22</sup> Boone a Maurel (1999) kritizují použití ukazatele průmyslové produkce pro analýzu podobnosti ekonomik a hospodářského cyklu z důvodu vysoké volatility.

Vývoj **klouzávé korelace** růstu HDP pro obě uvedené metody zachycuje Graf 3. Výsledky pro českou ekonomiku nejsou zcela jednoznačné. Podle Metody 1 došlo k nejvýraznějšímu zvýšení sladění ze všech sledovaných zemí a kladné hodnoty korelace jsou od roku 2006 statisticky významné.<sup>23</sup> Trend narůstání korelace je však mnohem slabší, pokud jsou v korelační analýze zkoumána data o ekonomickém růstu podle Metody 2. Hodnoty korelace nejsou po většinu sledovaného období statisticky významné a na konci období, v důsledku výše zmíněného zpomalení, výrazně klesají.

**Graf 3: Klouzává korelace ekonomické aktivity<sup>a</sup>**



Poznámka: a) Časový údaj vyznačuje konec období klouzávého okna o délce 5 let.

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB

Výsledky **dynamické korelace**, využívající spektrální analýzu časových řad meziročních změn HDP, zobrazuje

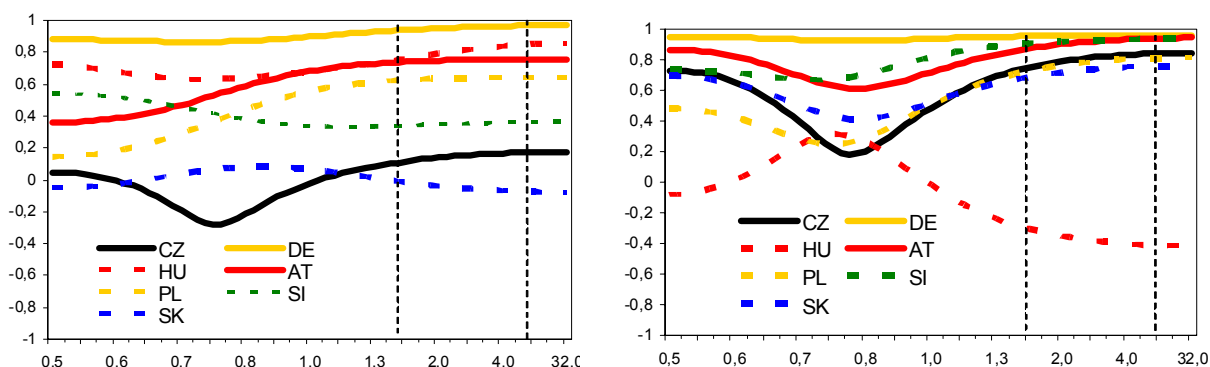
<sup>23</sup> Statistická významnost korelačních koeficientů je vyznačena podkladem v grafu: hodnoty statisticky významné na 5% hladině leží v bílé oblasti grafu, hodnoty statisticky významné na 10% hladině leží v bílé a světle šedé části grafu. Hodnoty v tmavě šedé části grafu nejsou statisticky významné na 10% hladině významnosti.

Graf 4. Tato metoda se snaží od sebe oddělit střednědobé ekonomické výkyvy, které odpovídají hospodářskému cyklu, od krátkodobých a dlouhodobých pohybů proměnných popisujících ekonomickou aktivitu. Výsledky této analýzy potvrzují předchozí závěry: sladěnost ve druhém sledovaném období oproti prvnímu období výrazně vzrostla, a to v celém frekvenčním rozsahu. Podobně je tomu i pro ostatní srovnávané země s výjimkou Maďarska. Současně je pro periodu přibližně 1,5–8 let, tj. standardně uvažovanou délku hospodářského cyklu, korelace spíše vyšší než pro kratší frekvence. To znamená, že míra sladěnosti ovlivňující formování hospodářské politiky je ve skutečnosti vyšší, než výše uvedené hodnoty statické korelace, které v podstatě zhruba průměrují hodnoty dynamické korelace přes celé spektrum frekvencí, a mírně tak podhodnocují sladěnost z hlediska průběhu hospodářského cyklu. Stejně jako u ukazatele statické korelace však došlo oproti loňské analýze k pozitivnímu posunu z hlediska sladěnosti ekonomického růstu i u ukazatele dynamické korelace; zatímco v loňském hodnocení Česká republika měla menší hodnoty korelace než ostatní srovnávané země kromě Maďarska, v současnosti v tomto ohledu dosahují vyšší úrovně než Česká republika jen stávající členové eurozóny.

**Graf 4: Dynamické korelace ekonomické aktivity (meziroční změny reálného HDP) s eurozónou<sup>a</sup>**

1997:Q1-2001:Q4

2002:Q1-2008:Q1



Poznámka: a) Na vodorovné ose je v logaritmickém měřítku znázorněno spektrum možného trvání cyklu v letech. Interval znázorněný pomocí dvou vertikálních přerušovaných čar zobrazuje uvažovanou délku cyklu 1,5-8 let.

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB

**Výsledky analýzy korelace exportní výkonnosti** shrnuje Tabulka 7. Naměřená korelace celkového vývozu České republiky a eurozóny je kladná a statisticky významná v obou obdobích a podle obou metod. V čase také podle Metody 2 došlo ke zvýšení korelačního koeficientu. Oproti loňskému stavu tak lze považovat závěr o kladné korelaci celkového vývozu za robustnější. Korelace českého vývozu do eurozóny s HDP eurozóny je nižší než korelace s vývozem eurozóny a oproti loňským analýzám se tato korelace prakticky nezměnila; podle Metody 1 byla přesto ve druhém sledovaném období statisticky významná.<sup>24</sup> Ostatní hodnoty pro Českou republiku nejsou statisticky významně odlišné od nuly.

**Tabulka 7: Korelační koeficienty celkové exportní aktivity a vývozu do eurozóny s HDP eurozóny – vývoj v čase<sup>a</sup>**

		1997:M1–2001:M12		2002:M1–2007:M11		1997:Q1–2001:Q4		2002:Q1–2007:Q3	
		EXP <sub>CELKEM</sub>		EXP <sub>CELKEM</sub>		EXP <sub>do EA-12</sub> vs. HDP <sub>EA-12</sub>		EXP <sub>do EA-12</sub> vs. HDP <sub>EA-12</sub>	
<b>Metoda 1</b>	<b>CZ</b>	0,53 **	(0,37 ; 0,66)	0,63 **	(0,50 ; 0,74)	0,24	(-0,12 ; 0,54)	0,38 *	(0,03 ; 0,64)
	<b>AT</b>	0,79 **	(0,70 ; 0,85)	0,75 **	(0,65 ; 0,82)	0,73 **	(0,52 ; 0,86)	0,70 **	(0,45 ; 0,84)
	<b>DE</b>	0,94 **	(0,91 ; 0,96)	0,82 **	(0,75 ; 0,88)	0,74 **	(0,53 ; 0,86)	0,85 **	(0,70 ; 0,92)
	<b>PT</b>	0,47 **	(0,30 ; 0,61)	0,67 **	(0,55 ; 0,77)	0,24	(-0,11 ; 0,54)	0,74 **	(0,53 ; 0,87)
	<b>HU</b>	0,48 **	(0,32 ; 0,62)	0,58 **	(0,43 ; 0,70)	0,24	(-0,11 ; 0,54)	0,74 **	(0,53 ; 0,87)
	<b>PL</b>	0,67 **	(0,55 ; 0,77)	0,20 *	(0,01 ; 0,38)	0,29	(-0,06 ; 0,57)	0,60 **	(0,31 ; 0,78)
	<b>SI</b>	0,67 **	(0,55 ; 0,77)	0,20 *	(0,01 ; 0,38)	0,55 **	(0,26 ; 0,75)	0,48 **	(0,16 ; 0,71)
	<b>SK</b>	0,73 **	(0,62 ; 0,81)	0,52 **	(0,36 ; 0,65)	0,03	(-0,32 ; 0,37)	0,35	(-0,01 ; 0,62)
<b>Metoda 2</b>	<b>CZ</b>	0,24 **	(0,05 ; 0,42)	0,36 **	(0,17 ; 0,52)	0,14	(-0,21 ; 0,46)	0,27	(-0,09 ; 0,57)
	<b>AT</b>	0,46 **	(0,29 ; 0,60)	0,04	(-0,16 ; 0,24)	0,62 **	(0,35 ; 0,80)	0,23	(-0,13 ; 0,54)
	<b>DE</b>	0,52 **	(0,36 ; 0,65)	0,36 **	(0,18 ; 0,52)	0,34	(-0,01 ; 0,61)	0,53 **	(0,22 ; 0,74)
	<b>PT</b>	0,20 *	(0,01 ; 0,38)	0,28 **	(0,09 ; 0,45)	0,36 *	(0,02 ; 0,63)	0,18	(-0,19 ; 0,50)
	<b>HU</b>	0,26 **	(0,07 ; 0,44)	0,33 **	(0,14 ; 0,50)	0,36 *	(0,02 ; 0,63)	0,18	(-0,19 ; 0,50)
	<b>PL</b>	0,17	(-0,03 ; 0,35)	0,40 **	(0,23 ; 0,56)	0,22	(-0,13 ; 0,53)	0,35 *	(0,00 ; 0,63)
	<b>SI</b>	0,17	(-0,03 ; 0,35)	0,40 **	(0,23 ; 0,56)	0,42 **	(0,08 ; 0,66)	0,15	(-0,21 ; 0,48)
	<b>SK</b>	0,18	(-0,02 ; 0,36)	0,18	(-0,02 ; 0,36)	-0,11	(-0,43 ; 0,25)	-0,03	(-0,38 ; 0,32)

Poznámka: a) Metoda 1 – meziroční diference, Metoda 2 – mezičtvrtletní (resp. meziměsíční) diference. Významnost korelačního koeficientu je označena \*\* a \* pro 5 a 10% hladinu významnosti, v závorkách je uveden 90% interval spolehlivosti.

Zdroj: IMF, výpočet ČNB.

<sup>24</sup> Poměrně vysokou sladěnost však lze vysledovat na úrovni některých odvětví. Viz část 1.4.3.

### 1.1.3 Synchronizace ekonomických šoků

Za další předpoklad vhodného působení měnové politiky v měnové unii na jednotlivé národní ekonomiky je v literatuře optimálních měnových zón považována podobnost ekonomických šoků (např. Frankel a Rose, 1998). Nepanuje ale jednotný náhled na působení poptávkových a nabídkových šoků.

Zatímco nedostatečná symetrie poptávkových šoků je obecným argumentem proti vstupu do jednotné měnové oblasti, literatura neposkytuje jednoznačný názor na potřebu sladění nabídkových šoků. Následující analýza hodnotí stupeň synchronizace poptávkových a nabídkových šoků mezi sledovanými zeměmi a eurozónou. Na čtvrtletních datech za období 1996:Q1–2008:Q2 a pro dvě časové periody 1996–2001 a 2002–2008 byly provedeny odhady pomocí metody identifikující poptávkové a nabídkové šoky.<sup>25</sup> Korelace šoků může nabývat hodnot v intervalu  $[-1, 1]$ . Kladné hodnoty naznačují, že šoky vůči eurozóně jsou symetrické. Nízké či záporné hodnoty odpovídají asymetrickým šokům. Při interpretaci výsledků o korelaci poptávkových a nabídkových šoků je třeba brát v úvahu možný zkreslující dopad nadměrné volatility kurzu zaznamenané v některých obdobích na korelaci poptávkových a nabídkových šoků. Tato volatilita by byla vstupem do eurozóny odstraněna.

Výsledky analýzy **korelace poptávkových šoků** uvádí Tabulka 8. Naměřená korelace poptávkových šoků identifikovaných pro Českou republiku ve vztahu k eurozóně se pohybuje takřka na nule, resp. na statisticky nevýznamných záporných hladinách, jak pro celkové období 1996–2008, tak i pro obě sub-periody. Prozatím tedy nedošlo ke statisticky významné změně ve sladění tohoto typu šoků. Ani pro ostatní sledované země s výjimkou Německa a Slovenska nebyly poptávkové šoky statisticky významně korelovány s poptávkovými šoky identifikovanými pro eurozónu jako celek.<sup>26</sup> Německo vykazuje nejvýraznější korelaci poptávkových šoků, a to za celé sledované období na hodnotách 0,55 (0,68 pro období 2002–2008). S přihlédnutím k významnému podílu HDP Německa na HDP eurozóny však tento výsledek není překvapivý. Pro Slovensko je korelace záporná a statisticky významná za 1996–2001 a celkové období, od roku 2001 však pozorujeme vymizení této korelace. Nízká synchronizace šoků na straně poptávky v České republice odpovídá průměru vybraných stávajících členů eurozóny (s výjimkou Německa). To naznačuje, že riziko z titulu asymetrie šoků není pro českou ekonomiku vyšší než ve srovnávaných zemích.

Na straně **nabídkových šoků** (Tabulka 9) je naměřená korelace s eurozónou u České republiky pro období 2002–2008 mírně kladná. Ani zde však nejsou korelační koeficienty statisticky významně odlišné od nuly a ani jejich změny v čase nejsou statisticky významné. Analýza odhalila statisticky významné posuny ve směru vyšší sladění nabídkových šoků u Německa, Portugalska a Slovinska, v případě ostatních zemí statisticky významnou korelaci šoků s eurozónou v posledním období neidentifikovala. Nejsilnější sladění šoků vykazuje Německo (koeficient je statisticky významný a mírně vzrostl). V případě Portugalska a Slovinska došlo k statisticky významnému nárůstu sladění nabídkových šoků.

---

<sup>25</sup> Zároveň je nutné brát v úvahu, že tato metoda identifikuje ekonomické šoky ekonometrickými metodami a nepřepisuje jim konkrétní strukturální interpretaci, například jejich zdroj či podobu. Jednotlivými typy šoků se zabývá kapitola 1.4.

<sup>26</sup> Některé výsledky analýzy korelace ekonomických šoků se oproti loňskému výsledku analýz poměrně významně liší. Ve změně vypočtených korelací se mohou odrážet zejména revize dat o HDP, přidání nových pozorování či výskyt šoků v pozdějším období, neboť výskyt ekonomického šoku je nepozorovatelná veličina a její identifikace není vždy zcela robustní.

**Tabulka 8: Korelace ekonomických šoků vůči eurozóně – poptávkové šoky**

	1996-2008	1996-2001	2002-2008
<b>CZ</b>	-0,11	-0,06	-0,11
<b>AT</b>	0,15	0,18	-0,06
<b>DE</b>	0,55 ***	0,44 **	0,68 ***
<b>PT</b>	0,01	0,02	-0,06
<b>HU</b>	0,02	-0,13	0,25
<b>PL</b>	-0,01	0,11	0,03
<b>SI</b>	0,07	0,24	-0,04
<b>SK</b>	-0,24 *	-0,36 *	0,16

Poznámka: Významnost korelačního koeficientu je označena \*\*\*, \*\* a \* pro 1, 5 a 10% hladinu významnosti.

Zdroj: Výpočet ČNB.

**Tabulka 9: Korelace ekonomických šoků vůči eurozóně – nabídkové šoky**

	1996-2008	1996-2001	2002-2008
<b>CZ</b>	0,14	0,15	0,15
<b>AT</b>	0,25 **	0,32	0,17
<b>DE</b>	0,78 ***	0,74 ***	0,83 ***
<b>PT</b>	0,10	-0,10	0,36 *
<b>HU</b>	-0,07	-0,06	-0,07
<b>PL</b>	0,23 *	0,29	0,16
<b>SI</b>	0,23 *	0,00	0,49 **
<b>SK</b>	0,15	0,14	0,20

Poznámka: Významnost korelačního koeficientu je označena \*\*\*, \*\* a \* pro 1, 5 a 10% hladinu významnosti.

Zdroj: Výpočet ČNB.

#### 1.1.4 Analýza cyklické sladění pomocí Taylorova pravidla

Při nesladění ekonomických cyklů v rámci eurozóny by ekonomiky v rostoucí fázi cyklu mohly být působením jednotné měnové politiky dále urychlovány, jelikož společná nominální sazba při lokálně vyšší inflaci by vedla k nižším reálným sazbám. Naopak ekonomiky v opačné fázi cyklu mají *ceteris paribus* nižší inflaci a tedy vyšší reálné sazby. Společná měnová politika může mít v tomto ohledu určitý procyklický dopad (viz Björkstén, Syrjänen, 1999).

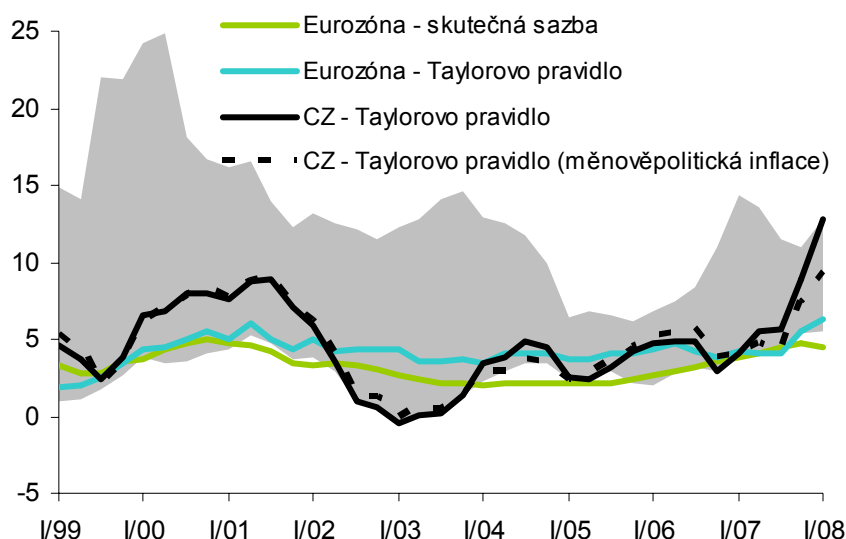
Rozdílnost optimálního nastavení měnové politiky v jednotlivých zemích měnové unie, a tedy rozdílnost cyklické situace ekonomik, lze analyzovat pomocí výpočtu „adekvátních“ měnověpolitických sazeb pro tyto země. Analýza si však neklade za cíl přesný odhad nastavení měnověpolitických sazeb, ale robustním způsobem indikovat fázi cyklu, ve kterém se daná ekonomika nachází. V následujícím textu je pro odhad těchto sazeb zvoleno Taylorovo pravidlo (Taylor, 1993), tedy jednoduchá, avšak robustní verze odhadu reakční funkce centrální banky.<sup>27</sup>

Graf 5 zobrazuje vývoj Taylorovým pravidlem implikovaných měnověpolitických sazeb ve všech námi sledovaných ekonomikách. Šedá plocha ohraničuje prostor mezi maximem a minimem implikovaných sazeb všech sledovaných zemí, znázorněny jsou navíc implikované sazby pro ČR, pro celou eurozónu a skutečné nastavení sazeb ECB.

<sup>27</sup> Horváth (2007) též odhaduje optimální úrokovou míru pomocí Taylorova pravidla.

Výsledky naznačují mírné snižování rozptylu mezi maximální a minimální implikovanou sazbou (zmenšování šedého rozmezí),<sup>28</sup> což je důsledkem stabilizace transformujících se ekonomik, pro než Taylorovo pravidlo předepisuje relativně vyšší sazby na počátku sledovaného období. Pokud se zaměříme pouze na státy eurozóny, nepozorujeme existenci divergence, která by byla důsledkem procyklického působení společné měnové politiky diskutovaného výše.<sup>29</sup> Pozorujeme také, že odhad sazeb za celou eurozónu je systematicky nad skutečným nastavením sazeb ECB.<sup>30</sup>

**Graf 5: Vývoj implikovaných měnověpolitických sazeb**



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB

Odhad měnověpolitických sazeb pro Českou ekonomiku je ve větší části sledovaného období spíše nižší než pro ostatní země, někdy dokonce tvoří dolní hranici vneseného pásma. Výjimku tvoří dvě období. Prvním je období přibližně 2000:Q1-2002:Q1, kdy došlo k domácímu oživení po předchozí recesi při současném oslabování do té doby poměrně silného ekonomického růstu v eurozóně. Druhým obdobím je 2007:Q3-2008:Q1, kde lze část zvýšených implikovaných sazeb vysvětlit čistě cyklicky a částečně také vlivem vyšší inflace, která je důsledkem některých administrativních vládních opatření.

Na tomto druhém období je možno ilustrovat fakt, že analýza pomocí Taylorova pravidla se nesnaží o odhad optimální výše úrokových sazeb. Aktuální nastavení sazeb Českou národní bankou je totiž mnohem nižší než sazby implikované Taylorovým pravidlem proto, že na horizontu měnové politiky očekává centrální banka pokles inflace směrem k cíli. Nižší sazby jsou tedy konzistentní s vpředhledícím pravidlem, ale jsou jen obtížně vysvětlitelné pomocí zpěthledícího pravidla. Výsledky této analýzy je proto nutno interpretovat s dávkou

<sup>28</sup> Před rokem 1999 bylo maximum (a tedy i rozptyl) ještě vyšší než v zobrazeném časovém úseku.

<sup>29</sup> To by mohlo být v souladu s hypotézou endogenního hospodářského cyklu (viz např. Frankel a Rose, 1997), která předpokládá, že po zavedení společné měny se hospodářské cykly jednotlivých zemí sobě navzájem přiblíží a tedy *ex post* náklady z neoptimálního nastavení sazeb jsou nižší, než jejich *ex ante* odhady.

<sup>30</sup> Implikované sazby tak přesně nekopírují skutečné sazby. Je to zřejmě důsledkem toho, že se pro všechny země předpokládá stejná a čase neměnná výše měnověpoliticky neutrální sazby. Cílem této analýzy je však alternativním způsobem porovnávat cyklus jednotlivých ekonomik, nikoliv přesně odhadovat nastavení úrokových měr.

opatrnosti, soustředit se na střednědobý horizont a neposuzovat adekvátnost implikovaných měnověpolitických sazeb k jednomu danému okamžiku.

Určitým měřítkem cyklického odchylování může být součet druhých mocnin rozdílů „adekvátní“ sazby konkrétního státu od „adekvátní“ sazby celé eurozóny. Jednotlivé výsledky zachycuje Tabulka 10. Touto optikou vychází sladěnost české ekonomiky s eurozónou jako relativně vysoká.<sup>31</sup> Toto bychom mohli interpretovat tak, že při vstupu do eurozóny by česká ekonomika neměla čelit vyšším problémům než Slovinsko (tedy země, která již v eurozóně je) nebo Polsko, resp. čelit problémům řádově nižším než Maďarsko a Slovensko. Na druhou stranu údaje v tabulce signalizují pro Českou republiku větší problémy než pro Německo a Rakousko. V tabulce je rovněž uvedena statistika pro odchylky skutečné sazby v eurozóně od Taylorova pravidla (EA-13 skutečná sazba) a odchylka při použití měnověpolitické inflace namísto celkové inflace pro Českou republiku (CZ měnověpolitická inflace).

**Tabulka 10: Vývoj součtu čtverců odchylek od „adekvátních“ sazeb pro eurozónu**

	od 1999Q1	od 2001Q1	od 2003Q1
EA-13 skutečná sazba	3,9	3,1	2,7
CZ	12,5	8,4	5,6
CZ měnověpolitická inflace	12,6	9,0	7,6
AT	1,4	1,1	0,9
DE	2,2	1,5	1,1
PT	9,0	4,4	1,4
SI	99,5	36,6	11,7
HU	214,8	59,4	42,0
PL	100,0	8,6	4,9
SK	237,0	53,0	45,7

Poznámka: Konec období vždy 2008Q1.

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB

### 1.1.5 Strukturální podobnost ekonomik

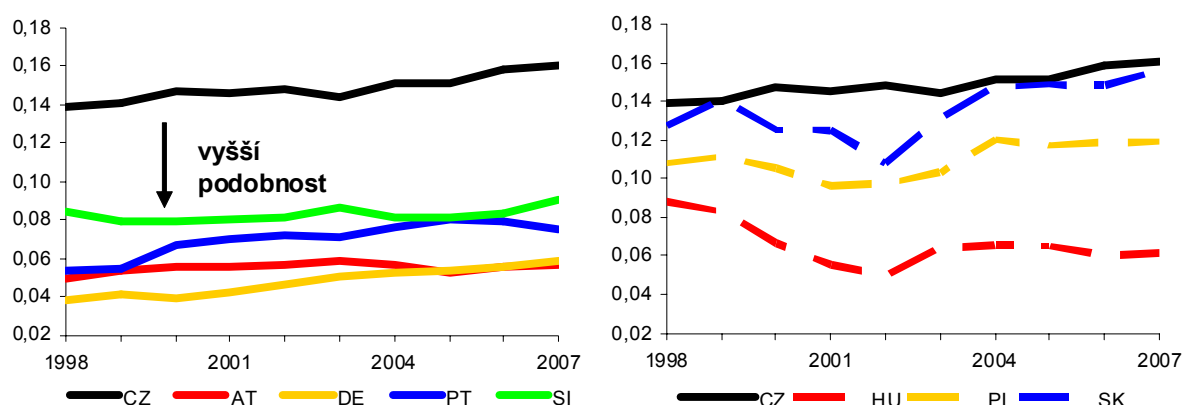
Vyšší podobnost struktury ekonomické aktivity přistupující ekonomiky s ostatními ekonomikami měnové unie snižuje riziko výskytu asymetrického ekonomického šoku. Strukturální podobnost ekonomik srovnávaných zemí s eurozónou je vyjádřena pomocí Landesmannova strukturálního koeficientu, který porovnává podíly šesti odvětví ekonomiky na celkové přidané hodnotě ve srovnávaných zemích a v eurozóně. Tento koeficient nabývá hodnoty z intervalu [0, 1], přičemž platí, že čím je hodnota koeficientu blíže k nule, tím je struktura srovnávaných ekonomik podobnější. Graf 6 ukazuje, že Landesmannův koeficient je pro Českou republiku nejvyšší ze všech vybraných srovnávaných zemí. Struktura ekonomické aktivity je tedy v České republice ze všech srovnávaných zemích ve srovnání nejméně podobná průměru eurozóny. Hodnota indexu pro Českou republiku se přesto pohybuje v relativní blízkosti dolní hranice intervalu [0,1]. Odlišnost struktury přidané hodnoty v české ekonomice spočívá především ve vysokém podílu průmyslu<sup>32</sup> a v relativně nižším podílu služeb, zejména finančního zprostředkování, realitních služeb a ostatních služeb (viz Tabulka 11). Nižší podíl finančního zprostředkování na ekonomické aktivitě v České republice bude jedním z faktorů pro nižší primární projevy světové finanční krize do české ekonomiky (viz Box 1 v části 1.3).

<sup>31</sup> Vzhledem ke snižujícím se rozptylům by i ostatní konvergující země byly analýzou hodnoceny jako relativně více sladěné, pokud by interval, na kterém se odchylky počítají, začínal blíže k současnosti.

<sup>32</sup> Podíl průmyslu na přidané hodnotě od roku 1998 nepatrně vzrostl, od roku 2004 zhruba stagnuje.



**Graf 6: Strukturální podobnost ve vztahu k eurozóně**



Zdroj: Eurostat a ČSÚ, výpočet ČNB

**Tabulka 11: Podíly ekonomických odvětví na HDP v roce 2007 (%)<sup>a</sup>**

	A,B	C,D,E	F	G, H, I	J, K	L až P
<b>EU-13</b>	2	20	6	21	28	22
<b>CZ</b>	3	32	6	25	17	17
<b>AT</b>	2	23	7	23	24	20
<b>DE</b>	1	26	4	18	29	22
<b>PT</b>	3	18	6	24	22	26
<b>HU</b>	4	25	4	21	23	22
<b>PL</b>	4	23	8	28	18	18
<b>SI</b>	2	28	7	23	22	19
<b>SK</b>	3	30	7	27	18	16

Poznámka: a) Jednotlivá odvětví jsou členěna podle klasifikace OKEČ: A,B-zemědělství, lesnictví a rybolov; C,D,E-průmysl; F stavebnictví; G,H,I-velkoobchod a maloobchod, opravy, ubytování, doprava a komunikace; J,K-finanční zprostředkování, reality, pronájem a podnikatelské činnosti; L až P-ostatní služby.

Zdroj: Eurostat a ČSÚ, výpočet ČNB.

### 1.1.6 Konvergence úrokového diferenciálu

Některé země vstupující do měnové zóny v minulosti čelily rychlé konvergenci nominálních sazeb na úroveň unie, která působila jako asymetrický šok.<sup>33</sup> Pro hladký vstup do eurozóny je proto výhodnější spíše dřívější sblížení nominálních úrokových sazeb, které umožní lepší adaptaci ekonomických procesů a eliminuje dodatečný asymetrický šok spojený s přijetím eura a skokovou eliminací rizikové prémie.<sup>34</sup>

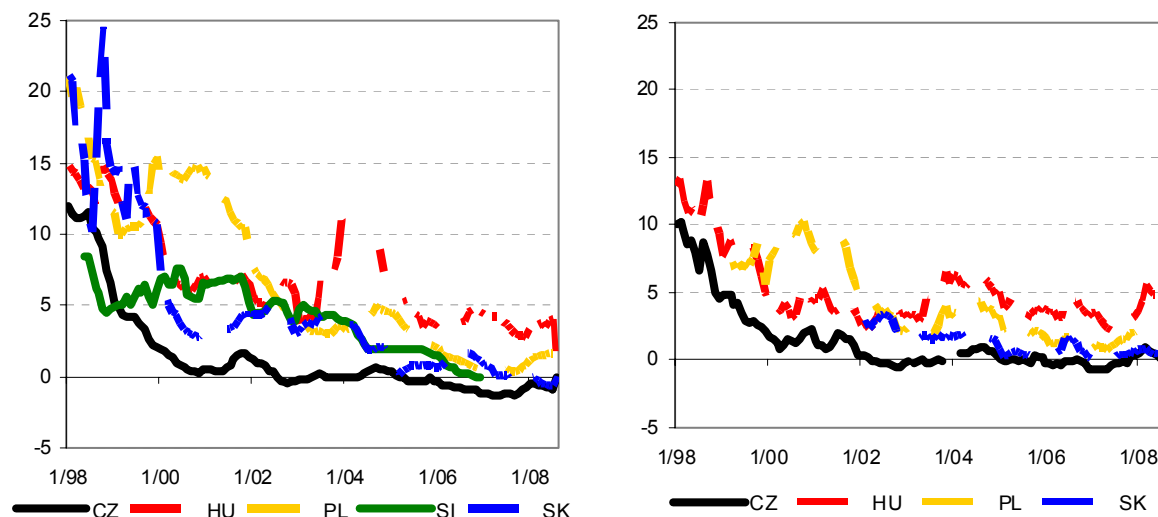
Následující srovnání **nominálního úrokového diferenciálu** vůči eurozóně se snaží vyjádřit pravděpodobnost výše popsaného asymetrického šoku. Čím blíže je nominální úrokový diferenciál nule, tím se dá usuzovat na menší riziko, že vstup do měnové unie způsobí rychlou změnu nominálních i reálných sazeb, která by měla destabilizující účinky na ekonomiku. Graf 7 ilustruje vývoj úrokových diferenciálů České republiky, Maďarska, Polska, Slovinska

<sup>33</sup> Ačkoliv na reálnou ekonomickou aktivitu působí především reálné úrokové sazby, výše nominálních úrokových sazeb ji může prostřednictvím některých úvěrových resp. rozpočtových omezení (například poměr splátky úvěru vůči finančnímu příjmu) též významně ovlivňovat.

<sup>34</sup> Viz též část 1.1.1.

a Slovenska vůči eurozóně pro tříměsíční sazby mezibankovního trhu a pětileté vládní dluhopisy.

**Graf 7: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1998– 2008 (procentní body)**



Zdroj: Eurostat, Bloomberg, výpočet ČNB.

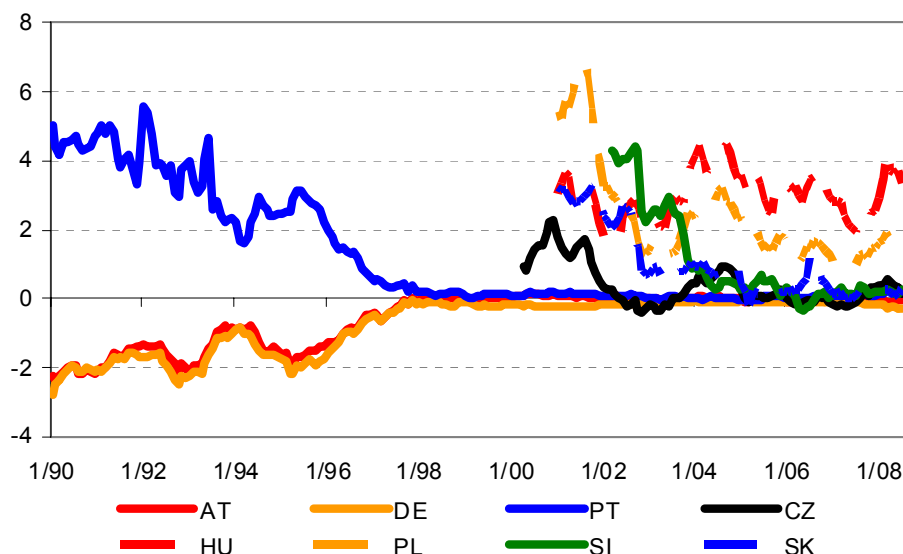
Konvergence v úrokových sazbách je pozorovatelná pro všechny srovnávané země a obě splatnosti. Výjimku v posledních letech představuje Maďarsko, kde stále přetrvává významný rozdíl v úrokových sazbách. Pro Českou republiku lze konstatovat vysokou konvergenci od roku 2002.

Úrokový diferenciál v tříměsíčních sazbách je pro Českou republiku od března 2005 záporný, svého minima dosáhl v dubnu 2007. Záporný úrokový diferenciál krátkodobých sazeb je od srpna 2008 pozorován také u Slovenska. Na rozdíl od ostatních sledovaných zemí a eurozóny, kde tyto sazby během posledních dvanácti měsíců převážně rostly, Slovenské tříměsíční sazby se pohybovaly v úzkém pásmu.

Rozdíl v pětiletých úrokových sazbách je v současné době u téměř všech zemí jen mírně vyšší než u tříměsíčních sazeb. Výjimku tvoří Maďarsko, kde je rozdíl výraznější. Pro Českou republiku se rozdíl v pětiletých sazbách na konci roku 2007 přehoupl ze záporných do kladných hodnot, do srpna 2008 však opět poklesl k nule. Poslední vývoj úrokových sazeb však byl ovlivněn úvěrovou krizí v USA a vyšší inflací v evropském regionu, a nemusí tak nutně odrážet dlouhodobé vlivy.

Vývoj úrokových sazeb v zemích eurozóny před zavedením eura může být určitou indikací pro země, které jeho zavedení plánují. Graf 8 uvádí pro všechny srovnávané země vývoj diferenciálu výnosů desetiletých vládních dluhopisů, které jsou sledovány v rámci jednoho z maastrichtských konvergenčních kritérií, vůči průměru eurozóny. Pro Rakousko, Německo a Portugalsko je zahrnuto období před zavedením eura. Při srovnávání úrovně a vývoje těchto úrokových diferenciálů je však třeba brát v úvahu, že strukturální charakteristiky ekonomik se od devadesátých let změnily.

**Graf 8: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1990–2008, dlouhodobé úrokové sazby (procentní body)**



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Současnou převažující úroveň sazeb v nových členských zemích lze zhruba přirovnat časově odpovídající úrovni úrokového diferenciálu v Portugalsku. Ze zemí mimo eurozónu si nejnižší dlouhodobé sazby udržují Česká republika a Slovensko, které v roce 2008 vykazují skoro nulový úrokový diferenciál a jsou tedy z hlediska konvergence úrokových sazeb nejdále.<sup>35</sup> Ačkoliv nelze zaručit setrvání tohoto stavu až do přijetí eura, ze současného pohledu lze očekávat spíše malé dopady z titulu změn nominálních úrokových sazeb v souvislosti s budoucím vstupem České republiky do eurozóny.

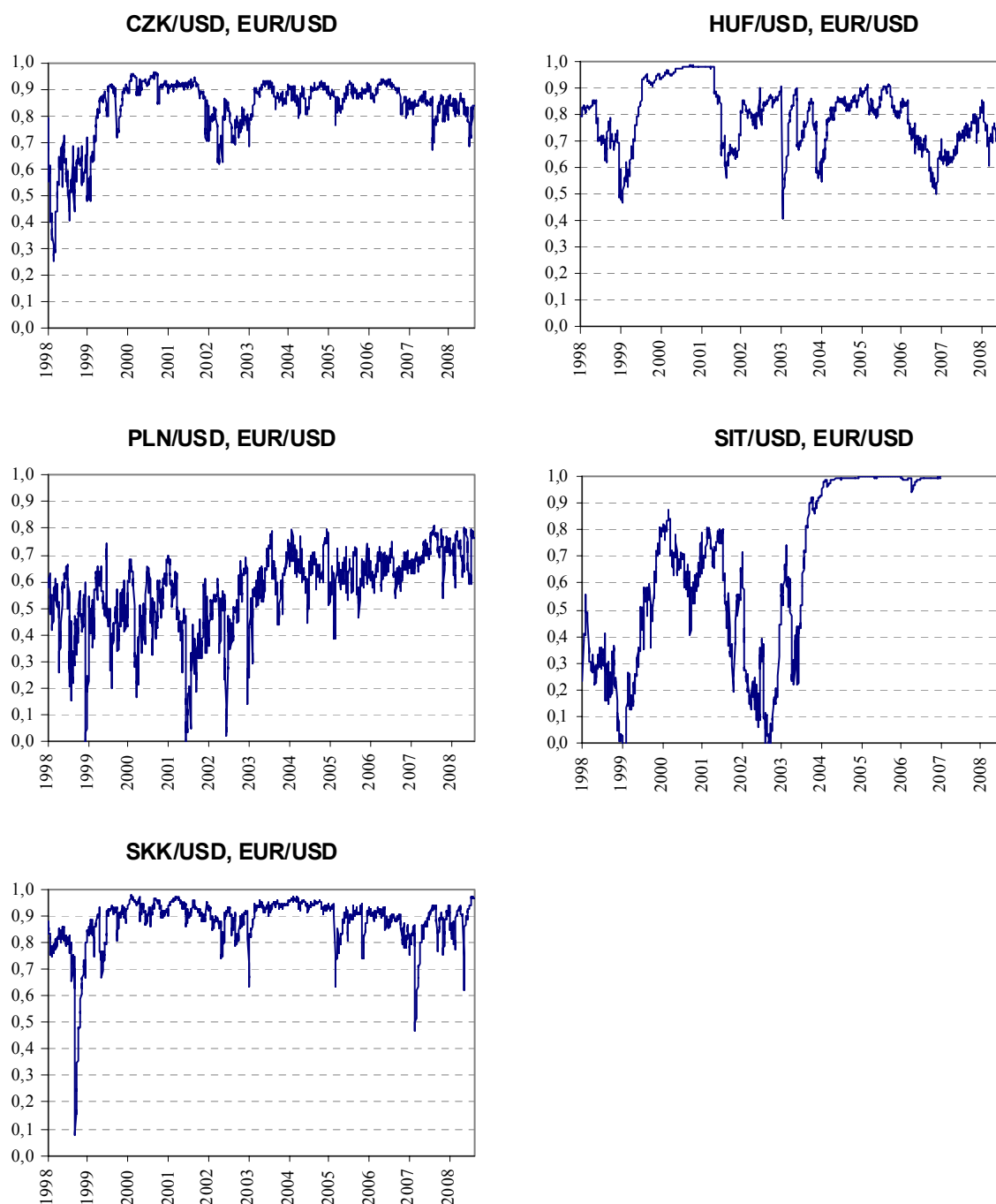
### 1.1.7 Konvergence měnových kurzů

Dlouhodobě podobný pohyb kurzů dvou měn vůči třetí (referenční) měně odráží podobnost faktorů, které na utváření kurzů působí. Vysoká **korelace kurzů** dvou měn oproti třetí měně tak může být indikátorem, že dané dvě země mohou sdílet jednotnou měnu (Aguilar a Hördaahl, 1998).<sup>36</sup> Následující analýza používá GARCH model pro odhad korelace mezi kurzy české koruny, maďarského forintu, polského zlotého, slovinského tolaru a slovenské koruny a eura k americkému dolaru. Vysoká míra korelace odráží vysokou podobnost pohybů měnových kurzů a menší intenzitu asymetrických tlaků; korelace kurzů měn v měnové unii by byla jedna. Vývoj korelačních koeficientů zobrazuje Graf 9.

<sup>35</sup> Holinka (2005) používá data za období 1999–2004 a vysvětluje pokles diferenciálu pětiletých a desetiletých úrokových sazeb v České republice vůči eurozóně ve zkoumaném období očekáváním nižší krátkodobé sazby kvůli poklesu inflačních očekávání v ČR a relativní inflační prémie. Nicméně u desetiletých sazeb vliv očekávání ohledně krátkodobých sazeb slábne.

<sup>36</sup> Aguilar a Hördaahl (1998) vyjadřují pravděpodobnost přijetí jednotné měny eura v té době kandidátskými zeměmi EMU pomocí korelace kurzů jejich měn a německé marky (jako zástupné proměnné pro euro) k americkému dolaru. Babetskaia-Kukharchuk a kol. (2008) používají stejnou metodu pro výpočet korelace čtyř středoevropských měn k euru.

**Graf 9: Korelační koeficient měnových kurzů k americkému dolaru**



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Ze zobrazeného vývoje korelace je zřejmé, že od roku 2000 je korelace české koruny s eurem relativně vysoká (i když v letech 2001 a 2002 došlo k dočasnému poklesu v souvislosti s apreciační epizodou). V letech 2007-2008 lze pozorovat pokles korelačního koeficientu na úroveň zhruba 80 % s dočasným výkyvem k ještě o něco nižším hodnotám v první polovině roku 2008, tento vývoj však lze částečně vysvětlit volatilitou kurzu dolaru a posílením měn regionu. Lze pozorovat, že česká koruna a slovenská koruna mají ve

srovnání s polským zlotým a maďarským forintem<sup>37</sup> vyšší a méně volatilní korelaci s eurem. K zavedení eura na Slovensku dojde k 1. lednu 2009. Před stanovením konverzního poměru k euru (8.7.2008) měla slovenská koruna nejvyšší korelaci ze všech sledovaných zemí.<sup>38</sup>

Pro hodnocení důležitosti kurzové konvergence by bylo přínosné srovnat výše uvedené výsledky s korelací kurzů měn Rakouska a Portugalska vůči německé marce před jejich přistoupením k euru. Přímé srovnání má však bohužel omezenou vypovídací schopnost kvůli jinému kurzovému režimu v těchto zemích. Dá se říci, že měny Rakouska a Portugalska byly v podstatě od roku 1985 navázány na německou marku,<sup>39</sup> a proto by pozorovaná korelace měla být velmi blízko jedné, což je také daty potvrzeno. Lze však využít zkušenost Slovinska, kde po vstupu do Evropské Unie a do ERM II, korelace národní měny s eurem prudce vzrostla. V srovnání se Slovinskem mělo Slovensko vyšší hladinou korelace před vstupem do ERM II, a samotný vstup do ERM II v listopadu 2005 tak velký dopad na zkoumanou korelaci neměl. Navíc, z grafu lze pozorovat, že vývoj korelačního koeficientu pro slovenskou korunu je více podobný korelačnímu koeficientu pro Českou republiku než Slovinsku před vstupem do eurozóny. Pozorovaný rozdíl v konvergenci měnových kurzů Slovinska a Slovenska odráží zejména rozdíl v kurzových režimech a fakt, že Slovensko pokračovalo v cílování inflace po vstupu do ERM II (viz NBS, 2004).

### 1.1.8 Analýza volatility kurzu

Dalším ze způsobů vyhodnocení rizika výskytu asymetrických šoků v české ekonomice vůči eurozóně je analýza determinantů volatility kurzu. Nízkou volatilitu vzájemného kurzu dvou zemí lze v případě plovoucího kurzového režimu považovat za indikátor možnosti sdílet společnou měnu (viz též část 1.1.7).

Graf 10 popisuje historický vývoj volatility měnových kurzů sledovaných nových členských zemí EU k euru mezi lety 1999 a 2008.<sup>40</sup> Historická volatilita je měřena na základě vývoje analizované směrodatné odchylky denních změn za posledních šest měsíců. Na grafu lze pozorovat, že nejnižší volatilitu vykazoval slovinský tolar, jehož denní změny byly vlivem odlišného kurzového režimu zanedbatelné. Česká koruna patřila k měnám s průměrnou až nižší volatilitou ve srovnávaném vzorku. Ke konci roku 2007 nicméně volatilita české koruny – podobně jako maďarského forintu a polského zlotého – vzrostla, což patrně reflektuje obecně vyšší nejistotu na světových finančních trzích a související posilování měn některých zemí našeho regionu. Volatilita slovenské koruny v tomto období spíše klesala, což souvisí s plánovaným slovenským přijetím eura.

---

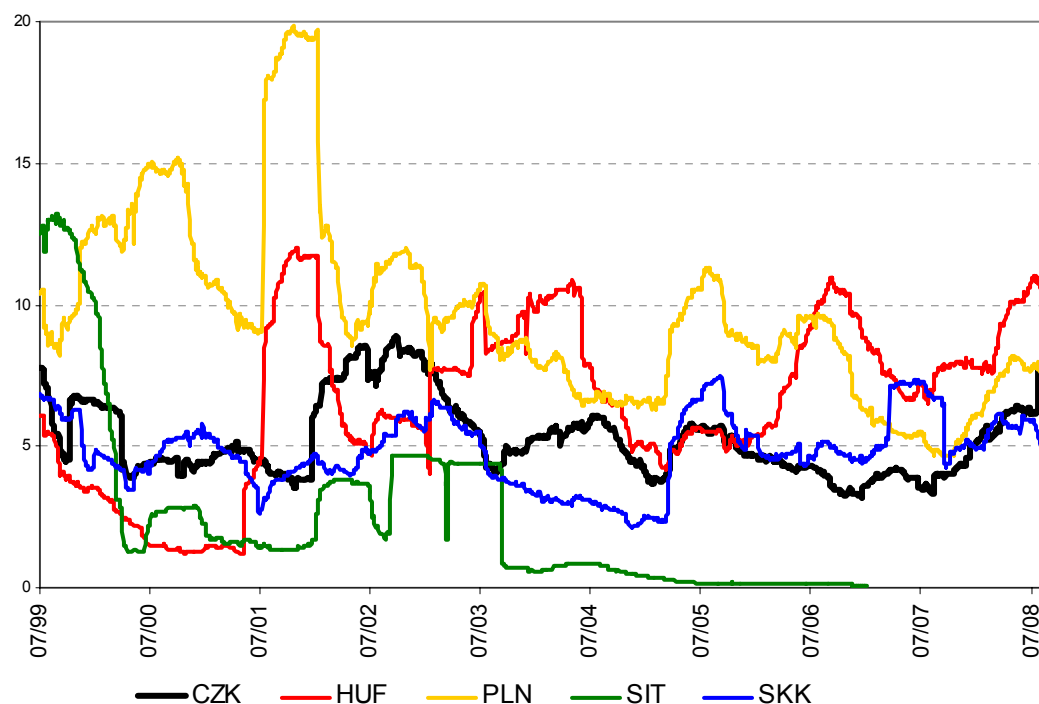
<sup>37</sup> Korelace maďarského forintu s eurem v průběhu roku 2007 narůstala, po zrušení flukтуаčního pásma v únoru 2008 však opět poklesla. Aktuálně je maďarský forint poměrně výrazně zasažen dopady světové finanční krize.

<sup>38</sup> Jednorázové poklesy korelace slovenské koruny na počátku roku 2007 a v polovině roku 2008 souvisely s intervencemi NBS a revalvacemi centrální parity o 8,5 % v březnu 2007 a o 17,6 % koncem května 2008.

<sup>39</sup> Od roku 1985 měly tyto země v podstatě fixní kurz, posuvné zavěšení či posuvné pásmo do  $\pm 2$  % vůči německé marce (Reinhart a Rogoff, 2004). Tato navázanost nepochybně snížila náklady i přínosy vstupu do eurozóny.

<sup>40</sup> Výpočet historické volatility používá směrodatnou odchylku změn za období šesti měsíců, a proto hodnoty v grafu začínají až v polovině roku 1999.

**Graf 10: Historická volatilita měnových kurzů k euru (%)**

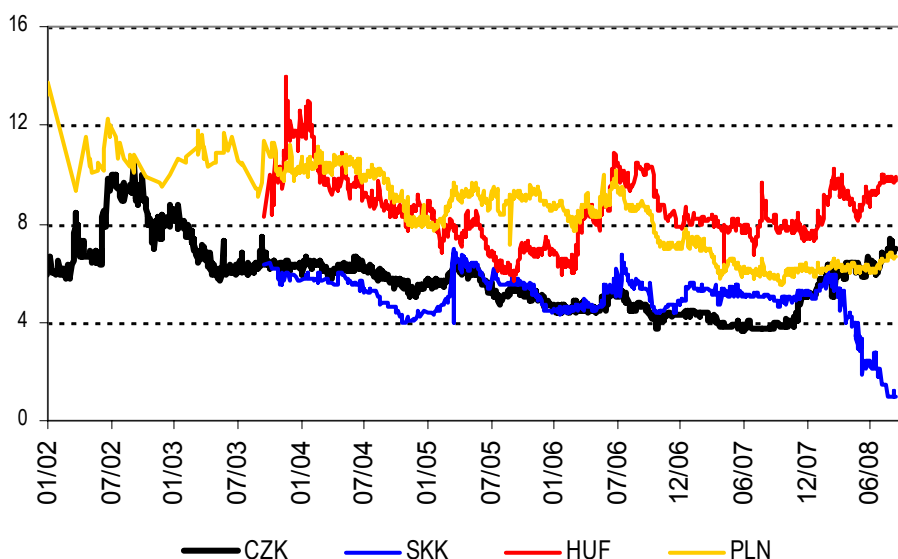


Zdroj: ČNB.

Poznámka: Jedná se o šestiměsíční anualizovanou historickou volatilitu denních změn.

Z údajů finančního trhu lze odvodit i výhled do budoucna ohledně volatility kurzu. Graf 11 ukazuje vývoj volatility srovnávaných měnových kurzů, která je finančními trhy očekávána a odráží se v cenách opcí na jednotlivé měny. Do konce roku 2007 tato implikovaná volatilita v čase zvolna klesala u všech měn, přičemž během tohoto období byla nižší pro Českou republiku a Slovensko než pro Maďarsko a Polsko. Od konce roku 2007 došlo k mírnému nárůstu implikované volatility u české, maďarské a polské měny. Na druhou stranu, implikovaná volatilita slovenské koruny začala výrazně klesat v souvislosti s očekávaným přijetím eura na Slovensku.

**Graf 11: Implikovaná volatilita měnových kurzů k euru (%)**



Zdroj: Bloomberg.

Vedle vývoje pozorované či tržně očekávané volatility kurzu je možné sledovat i jeho determinanty, na jejichž základě lze sestavit indikátor tzv. fundamentálně podložené (tj. teoreticky očekávané) volatility kurzu. Je možné říci, že čím je fundamentálně podložená volatilita kurzu nižší, tím spíše mohou dvě země sdílet společnou měnu.<sup>41</sup>

Tabulka 12 srovnává historickou a fundamentálně podloženou volatilitu kurzu pro českou a slovenskou korunu, maďarský forint a polský zlotý k euru na základě dat z let 1999–2007. Pro účely srovnání s fundamentálně podloženou volatilitou kurzu je zde historická volatilita počítána jako anualizovaná směrodatná odchylka čtvrtletních změn za celé sledované období.

**Tabulka 12: Historická a fundamentální volatilita měnových kurzů k euru (%)**

Volatilita kurzu	CZ	HU	PL	SK	SI
Historická	3,6	4,4	8,4	4,1	.
Fundamentální	5,8	6,1	6,8	5,6	6,1

Zdroj: Výpočet ČNB.

Takto definovaná historická volatilita kurzu české koruny byla v období 1999-2007 mírně nižší než u maďarského forintu a slovenské koruny a výrazně nižší než u polského zlotého, což je v souladu s výše uvedenými výsledky vycházejícími z vysokofrekvenčních dat. Fundamentálně podložená kurzová volatilita je dle použitého modelu obdobná pro všechny analyzované měny.

<sup>41</sup> Horváth (2005) ukazuje, že stabilita kurzu dvou měn je významně ovlivněna tím, do jaké míry tyto země splňují kritéria optimálních měnových zón.

## 1.2 Vliv mezinárodních ekonomických vztahů

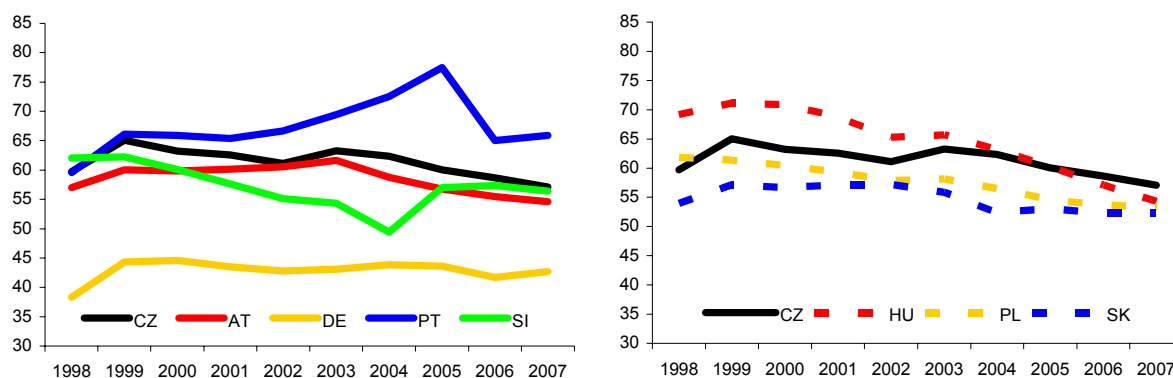
Zapojení ekonomiky do mezinárodních ekonomických vztahů má vliv na účinnost nezávislé měnové politiky a pravděpodobnost výskytu asymetrických ekonomických šoků. Podobnost ekonomického vývoje dvou ekonomik může být podpořena jak vzájemnými obchodními, tak vlastnickými vztahy. Analýza otevřenosti ekonomiky je proto důležitým doplňkem ostatních analýz ekonomické sladěnosti.

### 1.2.1 Propojení ekonomiky s eurozónou

Vyšší ekonomická provázanost se zeměmi využívajícími jednotnou měnu měřená podílem zahraničního obchodu jak na straně vývozu, tak na straně dovozu vede k nižšímu riziku výrazně odlišného ekonomického vývoje sledované země v porovnání s ostatními zeměmi jednotné měnové oblasti. Vyšší obchodní provázanost tak podporuje vyšší korelaci ekonomické aktivity v rámci jednotné měnové oblasti (Frankel, Rose, 1997).<sup>42</sup> Vývoj intenzity vzájemného obchodu sledovaných zemí s eurozónou znázorňují Graf 12 a

Graf 13. V současnosti dosahují všechny sledované země vysokého stupně ekonomické integrace s eurozónou. Vzájemný obchod s eurozónou dosahuje v případě České republiky přibližně 60 % jejího celkového vývozu i dovozu,<sup>43</sup> což je úroveň srovnatelná či vyšší než ve srovnávaných stávajících zemích eurozóny i zemích našeho regionu.<sup>44</sup> Existuje tak relativně široký kanál pro přenos ekonomických impulzů z eurozóny do české ekonomiky.

**Graf 12: Podíl vývozu do eurozóny na celkovém vývozu**



Zdroj: IMF, výpočet ČNB

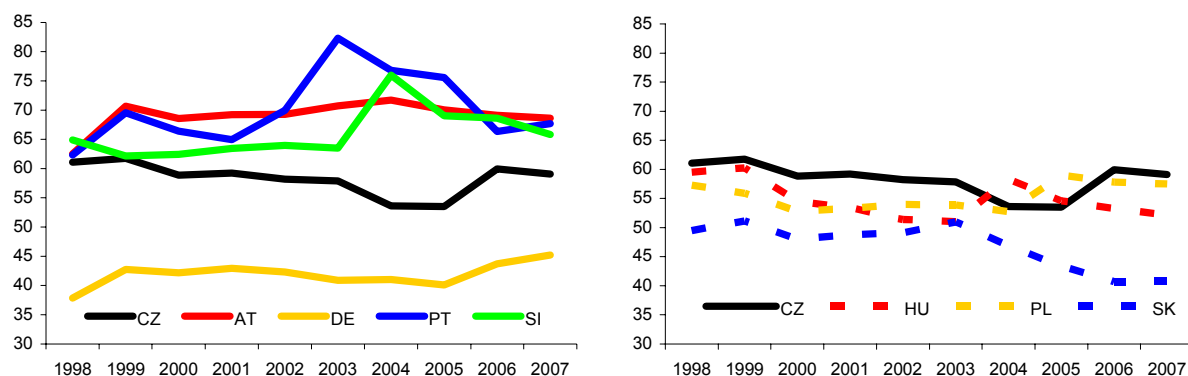
<sup>42</sup> Vyšší intenzita obchodních vztahů může na druhé straně vést k růstu specializace a snižování strukturální podobnosti a tím menší symetrii ekonomického vývoje (Krugman, 1993).

<sup>43</sup> Podíl vývozu do eurozóny na celkovém vývozu nicméně od roku 2003 mírně klesá. Hlavní determinanty dynamiky a struktury českého zahraničního obchodu jsou analyzovány v práci Benáček a kol. (2005).

<sup>44</sup> Po vstupu Slovenska do eurozóny se zvýšil podíl eurozóny na celkovém vývozu i na celkovém dovozu ČR na přibližně 66 %.



**Graf 13: Podíl dovozu z eurozóny na celkovém dovozu**



Zdroj: IMF, výpočet ČNB

Podobně jako obchodní provázanost i vlastnická provázanost podporuje vyšší korelaci ekonomické aktivity. Příslušnost domácích společností do nadnárodních skupin může přispívat k přenášení ekonomických impulzů. Kapitálová integrace mezi dvěma zeměmi navíc představuje faktor, který může přispět k útlumu negativního jednostranného poptávkového šoku.<sup>45</sup>

Vlastnická provázanost s eurozónou je měřena podílem stavu přímých zahraničních investic z eurozóny ve sledovaných zemích na HDP (Tabulka 13) a podílem stavu přímých investic ze sledované země v eurozóně na HDP (Tabulka 14).

**Tabulka 13: Podíl přímých zahraničních investic z eurozóny na HDP (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
CZ	17,1	24,9	30,1	36,6	36,8	34,4	37,9	41,0	43,0
AT	6,9	7,3	11,0	11,9	11,3	11,0	.	13,7	.
DE	5,1	7,3	15,7	13,8	15,2	15,5	14,6	14,4	.
PT	15,4	15,3	19,9	20,8	20,7	20,5	21,4	23,2	.
HU	.	.	.	.	.	.	37,0	36,4	39,4
PL	.	11,7	13,9	16,1	15,9	17,5	22,8	22,8	25,4
SI	.	.	.	10,3	11,6	12,4	14,0	15,0	16,0
SK	6,4	.	.	.	23,0	31,5	33,6	38,1	49,7

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB

Podíl přímých zahraničních investic z eurozóny na HDP v České republice postupně roste a je společně s Maďarskem a Slovenskem nejvyšší mezi srovnávanými zeměmi.<sup>46</sup> Vlastnická provázanost ostatních sledovaných nových členských zemí s eurozónou se v čase také pozvolna zvyšuje a svědčí o rostoucí roli nadnárodních společností a potažmo vnějšího prostředí pro tyto ekonomiky.

<sup>45</sup> Negativní poptávkový šok zasahující jednu zemi může být částečně kompenzován držbou diverzifikovaných investičních portfolií. Tímto způsobem může vedle veřejných transferů mezi zeměmi fungovat „soukromé pojištění“ proti případným asymetrickým šokům (De Grauwe, 2003).

<sup>46</sup> Přibližně 29 % stavu přímých zahraničních investic v České republice pochází z Nizozemska, přes které často v Evropě investují mimoevropské společnosti. Faktická vlastnická provázanost s eurozónou může být proto mírně nadhodnocena. V případě ostatních sledovaných zemí je podíl přímých investic z Nizozemska nižší a dosahoval maximálně 25 % (v případě Německa).

**Tabulka 14: Podíl přímých investic do eurozóny na HDP (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
CZ	0,3	0,3	0,2	0,2	0,3	0,6	0,8	0,9	0,7
AT	2,8	3,1	4,4	4,8	5,9	5,8	.	6,4	.
DE	6,1	7,2	9,9	10,5	11,3	11,1	10,8	11,7	.
PT	3,9	2,8	5,4	8,7	10,1	10,9	12,0	13,1	.
HU	.	.	.	.	.	.	0,6	1,4	9,8
PL	.	0,2	0,2	0,2	0,3	0,4	0,5	0,4	1,6
SI	.	.	.	0,8	1,2	1,4	1,7	1,8	1,9
SK	0,1	.	.	.	0,3	0,2	-0,3	-0,5	0,1

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB

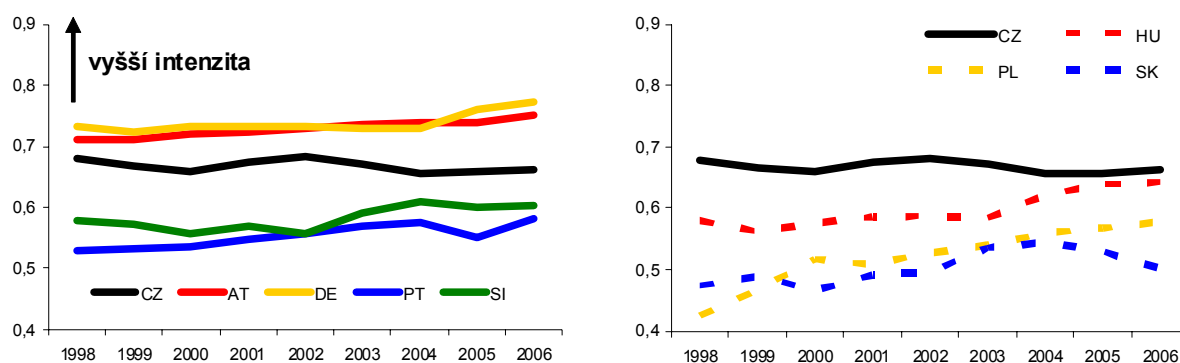
Vlastnická provázanost s eurozónou z opačné strany, tj. podíl přímých investic sledovaných zemí v eurozóně na jejich HDP, dosahuje zejména v případě nových členů Evropské unie většinou prozatím zanedbatelných hodnot.<sup>47</sup>

## 1.2.2 Vnitroodvětvový obchod

**Vnitroodvětvový obchod** je typický pro země s podobnou faktorovou vybaveností, a jde tedy o jeden z mnoha indikátorů strukturální podobnosti ekonomik. Vnitroodvětvový obchod podporuje sblížení cyklického vývoje (Frankel, Rose, 1997) a může mít také vliv na schopnost ekonomiky absorbovat ekonomické šoky.<sup>48</sup> Teorie vnitroodvětvového obchodu (Krugman, 1981, Hoekman, Djankov, 1996) předpokládá největší intenzitu vnitroodvětvového obchodu v odvětvích náročných na kapitál a výzkum, která mohou nejvíce těžit z úspor z rozsahu, obvykle se jedná o odvětví s vysokou tržní koncentrací. Nejnižší úroveň lze očekávat u odvětví spjatých s určitými přírodními zdroji.

Pro analýzu vnitroodvětvového obchodu byl použit Grubelův-Lloydův index, který udává podíl absolutní hodnoty vnitroodvětvového obchodu na obratu zahraničního obchodu. Vývoj tohoto ukazatele pro srovnávané země znázorňuje Graf 14.

**Graf 14: Intenzita vnitroodvětvového obchodu s eurozónou**



Zdroj: OECD, výpočet ČNB

<sup>47</sup> Záporná investiční pozice v přímých investicích může nastat, pokud dceřinná společnost poskytuje úvěr mateřské společnosti nebo pokud dceřinná společnost vykazuje dlouhodobě ztrátu (záporný reinvestovaný zisk), která přesáhne základní kapitál.

<sup>48</sup> Růst vnitroodvětvového obchodu může mít pozitivní dopady mimo jiné na náklady a rychlost restrukturalizace, neboť lze předpokládat, že transfer zdrojů je rychlejší a méně nákladný, dochází-li k němu v rámci oboru místo mezi obory. Větší podíl vnitroodvětvového obchodu též působí ve směru odmítnutí specializační hypotézy, která je založena na meziodvětvovém zahraničním obchodě.

Podíl vnitroodvětvového obchodu České republiky s eurozónou v čase mírně kolísá; hodnota tohoto ukazatele je v celém sledovaném období mírně nižší než hodnoty pro Rakousko a Německo a je vyšší než pro všechny ostatní srovnávané země.<sup>49</sup> Tento stav lze v souvislosti se vstupem do eurozóny hodnotit pozitivně.

### 1.3 Finanční trh

Z hlediska teorie optimálních měnových oblastí je účelné sledovat, do jaké míry jsou finanční sektory a kapitálové trhy zemí uvažujících o účasti v jednotné měnové oblasti vyspělé a podobné trhům v této unii.<sup>50</sup> Finanční sektor a kapitálový trh hrají významnou roli ve fungování transmisních mechanismů a zároveň mohou být zdrojem asymetrických šoků. Jejich strukturální podobnost a jejich integrace do evropských trhů by byly z hlediska přijetí eura pozitivním signálem.<sup>51</sup>

#### 1.3.1 Finanční sektor

Podobná úroveň rozvoje a fungování finančního sektoru zvyšuje pravděpodobnost, že finanční sektory v obou ekonomikách budou shodně přenášet vnější ekonomické šoky i impulzy měnové politiky. K základním sledovaným charakteristikám patří hloubka a struktura finančního zprostředkování.

**Hloubka finančního zprostředkování** v České republice měřená poměrem aktiv finančního systému k HDP je oproti eurozóně, Německu a Rakousku zhruba třetinová a ve srovnání s Portugalskem téměř 42%. Poměr aktiv českého finančního systému k HDP je však vyšší než v některých zemích středoevropského regionu, nejvýrazněji ve srovnání s Polskem. V letech 2000-2004 aktiva finančního systému v poměru k HDP v České republice pozvolna klesala v důsledku zaostání tempa jejich růstu za tempem růstu HDP, v roce 2007 však došlo k opětovnému nárůstu na hodnoty srovnatelné s rokem 2000 (Tabulka 15). Meziroční růst aktiv o 17 % v roce 2007 odrážel zrychlení finančního zprostředkování a rozšiřování finančních služeb.

---

<sup>49</sup> Naše závěry se v tomto směru shodují s prací Fidrmuc (1999). Hodnota ukazatele závisí na podrobnosti členění jednotlivých oborů. Ve srovnání s loňskou verzí analýz byly prezentované výsledky spočítány na základě podrobnějšího členění pomocí trojmístné klasifikace SITC. Členění podle dvoumístné klasifikace SITC, tj. poněkud hrubší rozdělení sektorů, které může do jedné kategorie spojovat i obory, jejichž produkce spolu blíže nesouvisí (zejména ve skupině 7), vede podle předpokladů k vyšší hodnotě ukazatele pro všechny země. Kvalitativní vyznění analýzy se však významně nemění.

<sup>50</sup> Pro úplnost je třeba dodat, že vyspělost finančního systému se může odrážet i v jeho vysoké schopnosti pokrývat kurzová rizika, a tak snižovat náklady spojené se samostatnou měnou.

<sup>51</sup> V aktuální situaci probíhající světové finanční krize ale může být výhodou slabší integrace finančního trhu s eurozónou. Zároveň jednoduché hodnoty ukazatelů hloubky finančního zprostředkování pro průměr eurozóny a její jednotlivé členské země nemusejí být vhodným srovnávacím měřítkem pro rovnovážný a dlouhodobě udržitelný vývoj na finančním trhu v konvergujících ekonomikách.

**Tabulka 15: Aktiva finančního systému / HDP (%)**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 <sup>a</sup>
CZ	140	137	134	133	127	134	133	142
AT <sup>c</sup>	332	341	328	344	359	394	408	426
DE <sup>b,c</sup>	379	379	379	383	386	398	395	398
PT <sup>c</sup>	330	283	281	307	298	308	327	341
HU	79	81	84	93	100	115	128	141
PL	66	71	72	76	79	85	96	105
SI <sup>b</sup>	105	114	119	121	129	147	158	173
SK <sup>b</sup>	99	101	103	93	101	111	102	113
EA-13 <sup>c,a</sup>	365	348	341	351	367	399	420	442

Poznámka: a) Předběžná data.

b) Bez penzijních fondů (SI do roku 2001, SK do roku 2004). DE zahrnuje pouze část privátních penzijních fondů.

c) Celková aktiva úvěrových institucí, pojišťoven, penzijních fondů a investičních fondů.

d) Vážený průměr. Do r. 2006 EA-12.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky, data na nekonsolidované bázi.

O velikosti úvěrové emise vypovídá poměr poskytnutých úvěrů k HDP (Tabulka 16). Hodnota tohoto ukazatele pro ČR je nižší než pro sledované země eurozóny.<sup>52</sup> Ve srovnání s Německem, Rakouskem a Portugalskem je objem úvěrů (včetně úvěrů vládnímu sektoru) v relativním vyjádření vůči HDP třetinový. Z vybraných nových členských zemí EU má nejvyšší poměr poskytnutých úvěrů k HDP Slovinsko. Bankovní úvěry v České republice rostly značným tempem a jejich podíl na HDP se v letech 2006 a 2007 poměrně výrazně zvýšil. Za tímto vývojem stojí jak růst úvěrů podnikům (meziročně 17 % ke konci roku 2007, resp. 14 % k 30. 6. 2008), tak růst úvěrů domácnostem (35 %, resp. 30 %).

**Tabulka 16: Úvěry bank nebankovním klientům / HDP (%)**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 <sup>a</sup>
CZ	48	41	39	40	39	40	45	52
AT	125	124	124	124	127	134	136	140
DE	144	144	141	140	136	135	131	130
PT	133	132	135	134	135	140	149	158
HU <sup>b</sup>	25	26	26	32	35	39	43	48
PL <sup>b</sup>	25	26	25	26	25	26	31	37
SI <sup>b</sup>	38	40	41	44	52	60	70	87
SK <sup>b</sup>	45	34	32	33	33	38	41	45
EA-13 <sup>c</sup>	116	113	113	114	116	122	128	136

Poznámka: a) Předběžná data.

b) Úvěry nefinančnímu sektoru (bez vládního sektoru).

c) Vážený průměr. Do r. 2006 EA-12.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky, data na nekonsolidované bázi.

Z hlediska důsledků pro transmisní mechanismus i stabilitu finančního systému se jako potřebné ukazuje zejména sledování velmi dynamického vývoje **úvěrů domácnostem**.<sup>53</sup> Podíl úvěrů poskytnutých bankami domácnostem na celkových úvěrech v posledních letech významně vzrostl, přičemž v současnosti je v České republice na úrovni 40 %, a dosahuje tak průměru v eurozóně. Poměr objemu bankami poskytnutých úvěrů domácnostem k HDP v České republice trvale roste a v současnosti dosahuje 21 %. Ukazatel je výrazně nižší než

<sup>52</sup> Hodnoty ukazatele za eurozónu mohou být příliš vysoké a implikovat předlužení.

<sup>53</sup> V úvahu nejsou vzaty úvěry poskytnuté domácnostem nebankovními institucemi.

odpovídající hodnota pro eurozónu (zhruba 54 %, viz Graf 15), nicméně s jeho výrazným růstem v posledních letech došlo k jeho přibližování k průměrným hodnotám v eurozóně.

Výrazný růst úvěrů domácnostem nebyl v minulosti spatřován jako bezprostřední riziko pro finanční stabilitu. Historická zkušenost některých stávajících zemí eurozóny s vysokým růstem úvěrů domácnostem nicméně ukazuje, že takový vývoj může vést k problémům.<sup>54</sup> Faktorem růstu úvěrového rizika by mohlo být tempo zadlužování domácností a snížená schopnost splácet úvěr v období probíhajícího zpomalení ekonomiky.

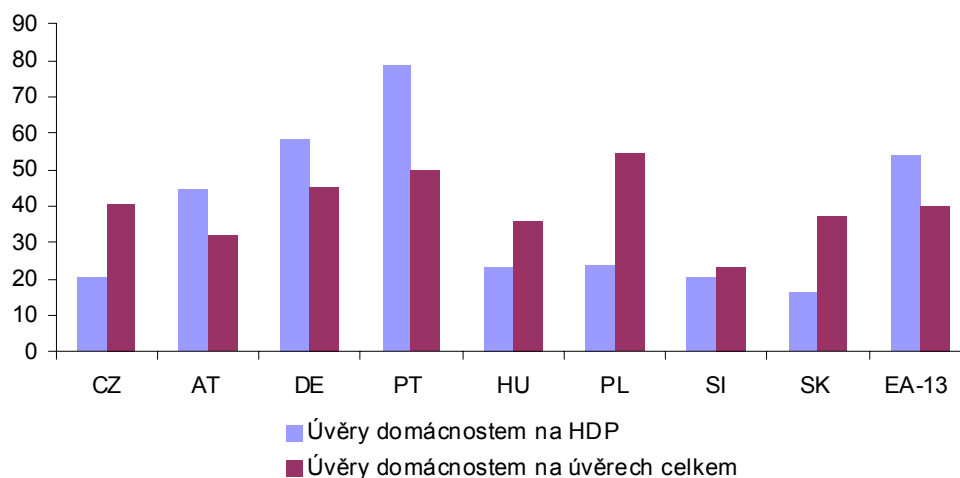
Positivní vliv působící proti přenosu úvěrového, kurzového a likviditního rizika z globálních finančních trhů na český trh má poskytování spotřebitelských půjček a hypoték v domácí měně z primárních vkladů, event. z emise hypotéčních zástavních listů podložených kvalitními pohledávkami, relativně dobré zajištění hypotéčních úvěrů a zejména omezené investování do dluhopisů zajištěných nekvalitními zahraničními hypotékami.

Krise na amerických finančních trzích i turbulence na globálním finančním trhu se v české ekonomice projeví dosud pouze omezeně například poklesem cen aktiv, urychleným posilováním kurzu koruny v prvních třech čtvrtletích roku 2008 a jeho zvýšenou volatilitou ve čtvrtém čtvrtletí 2008 a zpomalováním zahraniční poptávky. Ve vztahu k podnikové sféře a zejména vývozním podnikům se při kombinaci takovýchto faktorů zvyšuje úvěrové riziko. Investování do akcií i dluhopisů přineslo obvyklé přecenění aktiv v důsledku propadů na finančních trzích v podobě, která doposud neohrozila stabilitu finančních bankovních a nebankovních subjektů. Domácí finanční instituce se v minulosti orientovaly zejména na výnosy z dynamicky se rozvíjejícího retailového bankovníctví na českém trhu, zatímco jejich vlastníci koncentrovali správu portfolia cenných papírů a derivátů zpravidla do mateřských bank a poboček v mezinárodních finančních centrech. Projevy krize se přesto vedle nepřímého působení přes zhoršenou finanční situaci podniků mohou dotknout některých domácích finančních institucí i přímo prostřednictvím jejich rizikových expozic.

---

<sup>54</sup> Úvěrové riziko spojené se ztrátou schopnosti splácet úvěr může být ovlivněno růstem úrokových sazeb z půjček i se změnou měnového kurzu, jsou-li půjčky denominovány v cizí měně. V některých zemích domácnosti preferovaly čerpání úvěrů ze zahraničí v cizí měně s ohledem na vyšší úrokové sazby na domácím trhu (viz část 1.3.2). Domácnosti byly pak vystaveny vícenásobným rizikům a tržním šokům v důsledku projevů finanční krize a ekonomického zpomalení.

**Graf 15: Bankovní úvěry domácnostem (poměr k HDP a podíl na bankovních úvěrech celkem v roce 2007, %)**



Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

Bankovní sektor má v České republice podíl 74 % na aktivech celkového finančního systému.<sup>55</sup> Český finanční systém se tak svou strukturou blíží dalším zemím eurozóny, když na aktivech finančního systému zemí eurozóny mají bankovní aktiva v průměru podíl 72 % (Tabulka 17). Situace v dalších zemích našeho regionu je přitom podobná.

**Tabulka 17: Aktiva bankovního sektoru / Aktiva finančního systému (%)**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 <sup>a</sup>
CZ	81	78	76	74	74	74	73	74
AT <sup>c</sup>	78	78	77	76	76	75	75	77
DE <sup>b,c</sup>	78	78	78	77	77	76	78	78
PT <sup>c</sup>	83	82	81	82	81	78	78	79
HU	84	82	81	82	81	78	77	77
PL	88	85	80	76	74	70	67	66
SI <sup>b</sup>	71	73	73	73	71	72	72	73
SK <sup>b</sup>	94	93	92	89	87	86	85	79
EA-13 <sup>c,d</sup>	75	72	73	72	72	70	70	72

Poznámka: a) Předběžná data.

b) Bez penzijních fondů (SI do roku 2001, SK do roku 2004). DE zahrnuje pouze část privátních penzijních fondů.

c) Celková aktiva úvěrových institucí, pojišťoven, penzijních fondů a investičních fondů.

d) Vážený průměr. Do r. 2006 EA-12.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky, data na nekonsolidované bázi.

Lze říci, že český finanční sektor je z hlediska struktury relativně podobný finančnímu systému eurozóny, i přes relativně menší hloubku finančního zprostředkování než ve sledovaných zemích eurozóny. Lze soudit, že funguje standardně a je schopen s usazenou vlastnickou strukturou zajistit průběh transmise měnové politiky srovnatelný s eurozónou.

Jako asymetrický šok, jehož zdrojem je finanční sektor, lze vnímat probíhající finanční krizi. Analýze se věnuje Box 1.

<sup>55</sup> Celkem 97 % bankovních aktiv je pod kontrolou zahraničního kapitálu, resp. 83 % aktiv pod kontrolou bank ze zemí EU.

### **Box 1: Současná finanční krize**

Rozměr, dopady a přijímaná řešení globální finanční krize v roce 2008 působí do určité míry asymetricky na jednotlivé národní ekonomiky Evropské unie. Ačkoli tento problém nastává pro všechny ekonomiky v podobném okamžiku a působí ve stejném směru (zpomalení hospodářského růstu, snížení budoucí inflace a tlak na nižší úrokové sazby), různé země EU vykazují různou míru postižení tímto problémem. Ta vyplývá především z nestejně velikosti ztrát finančních institucí jednotlivých zemí z investic do rizikových aktiv a různé míry monetizace národních ekonomik. Rovněž tak podíl finančního a bankovního sektoru na úhrnné ekonomické aktivitě se v jednotlivých zemích různí.

Dočasné omezení funkčnosti a efektivnosti finančního zprostředkování v důsledku krize proto postihne ekonomický vývoj jednotlivých zemí v nestejně intenzitě. Reakce hospodářskopolitických autorit přitom nemusí uvedenou asymetrii zcela eliminovat. Konkrétně snižování sazeb Evropskou centrální bankou může být pro některé země eurozóny nedostatečné, zatímco pro jiné (méně postižené) země může být naopak příliš agresivní a vést k neadekvátnímu uvolnění měnových podmínek. Stejně tak přijímaná opatření fiskálních politik v jednotlivých zemích liší se svou povahou, rozsahem i působením na finanční, reálný i veřejný sektor mohou problém asymetrického dopadu finanční krize na hospodářský vývoj zemí Evropské unie dále prohlubovat, zejména pokud by vedla k dlouhodobějšímu narušení fiskální disciplíny v Evropské unii. V současnosti panuje poměrně velká nejistota ohledně budoucí aplikace pravidel Paktu stability a růstu.

V této souvislosti lze konstatovat, že český finanční sektor není vystaven významným ztrátám, které by ohrozily jeho stabilitu, důvěryhodnost a funkčnost. To plyne především z odlišného obchodního modelu většiny českých finančních institucí a bank, které se doposud dominantně angažovaly zejména v úvěrování českých podniků a domácností s využitím standardních finančních instrumentů a konzervativní investiční strategie.

Lze tedy očekávat, že primární projevy světové finanční krize budou v českém finančním sektoru a celé české ekonomice – na rozdíl od eurozóny – jen zanedbatelné. Rovněž přenos problémů na mezibankovním trhu z eurozóny do České republiky nebyl dosud příliš intenzivní s ohledem na existenci samostatné měny a dlouhodobý přebytek likvidity v českém bankovním systému. Finanční krizí vyvolané hospodářské zpomalení v zemích eurozóny a posílení kurzu koruny v prvních třech čtvrtletích roku 2008 však přesto dolehne i na české exporty a ekonomický výkon. Je zřejmé, že existence samostatné měnové politiky má v této konkrétní situaci pro českou ekonomiku své přínosy i náklady; je však pravděpodobné, že celkově je vlastní měna v dané situaci spíše výhodou.

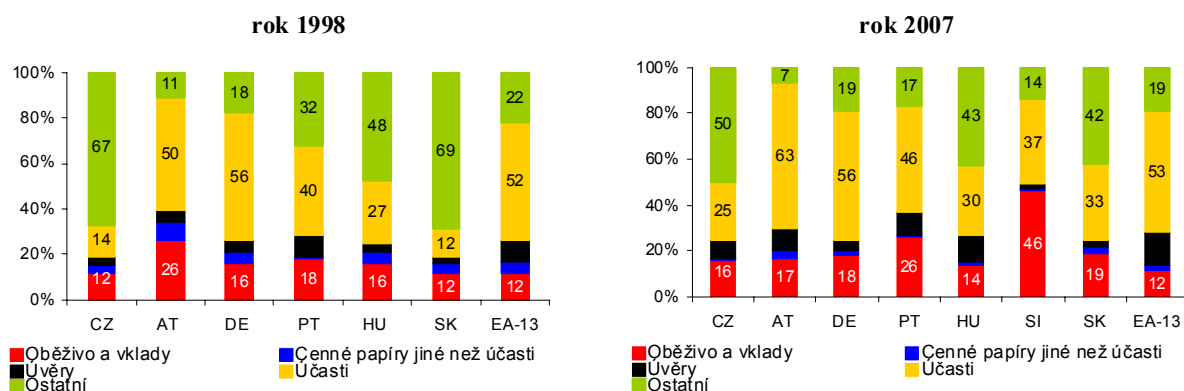
### **1.3.2 Struktura finančních aktiv a pasiv podniků a domácností**

Finanční aktiva a pasiva podniků a domácností hrají významnou úlohu ve fungování transmisního mechanismu měnové politiky. Určitá míra jejich strukturální podobnosti je potřebná pro symetrické působení jednotné měnové politiky.

V rámci **finančních aktiv nefinančních podniků** mají v České republice poloviční podíl tzv. ostatní aktiva, zahrnující pohledávky z obchodního styku spojené s časovým nesouladem mezi transakcí a platbou a ostatní pohledávky (Graf 16). To je výrazně více než ve sledovaných zemích eurozóny, i než je průměr pro eurozónu. Poněkud vyšší podíl než v eurozóně má na finančních aktivech českých podniků rovněž hotovost a vklady. Na druhé straně mají české podniky nižší podíl účastí na vlastním jmění jiných společností. Podobná struktura finančních aktiv podniků je na Slovensku a v Maďarsku. Ve sledovaných zemích

eurozóny jsou podíly uvedených složek více vyrovnané. Přestože rozdíly u některých složek přetrvávají, došlo mezi roky 1998 a 2007 ve struktuře finančních aktiv českých podniků k posunu ke struktuře pozorované v eurozóně.

**Graf 16: Finanční aktiva nefinančních podniků**

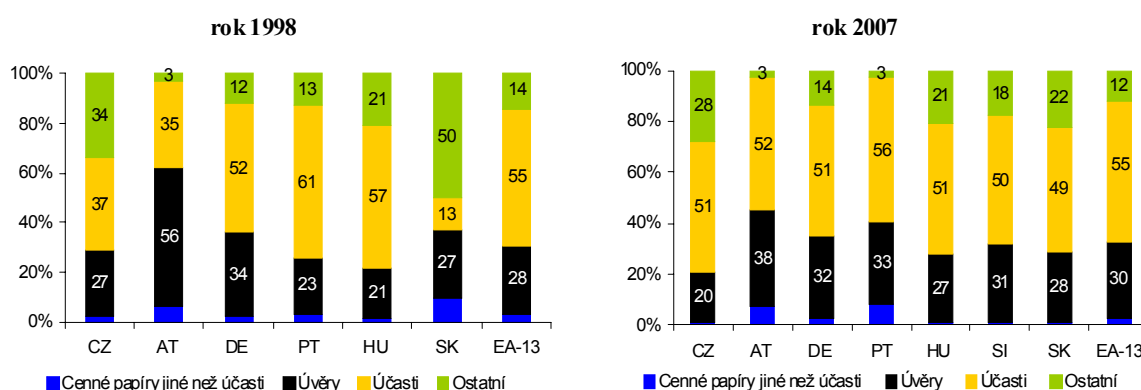


Poznámka: Údaje za Slovinsko nejsou za rok 1998 k dispozici, data za Slovinsko jsou k 1. čtvrtletí 2008.

Zdroj: Národní centrální banky, ECB, Eurostat, výpočty ČNB.

Ve **finančních pasivech nefinančních podniků** (Graf 17) v České republice, obdobně jako v eurozóně a v ostatních sledovaných zemích, tvoří zhruba 50 % účasti, tj. podniky emitované akcie, které slouží k financování podniků prostřednictvím vlastních zdrojů. Z cizích zdrojů mají v České republice ve srovnání se sledovanými zeměmi vyšší podíl na pasivech obchodní úvěry a jiné závazky v rámci tzv. ostatních pasiv. V zemích eurozóny i v ostatních sledovaných zemích podniky více využívají finanční úvěry a emitované dluhové cenné papíry. V dlouhodobém horizontu se však podíl obchodních úvěrů a ostatních závazků v České republice snižuje, čímž dochází k postupnému přibližování struktury finančních pasiv podniků v eurozóně, i když rozdíly u některých složek přetrvávají.

**Graf 17: Finanční pasiva nefinančních podniků**



Poznámka: Údaje za Slovinsko nejsou za rok 1998 k dispozici, data za Slovinsko jsou k 1. čtvrtletí 2008.

Zdroj: Národní centrální banky, ECB, Eurostat, výpočty ČNB.

Podle údajů o podnicích s více než 250 zaměstnanci roste **podíl pasiv podniků pod zahraniční kontrolou** na celkových pasivech podnikového sektoru.<sup>56</sup> Podniky pod zahraniční kontrolou vykazují nejvyšší zadluženost ve vztahu k vlastním zdrojům s hlavním podílem

<sup>56</sup> Podle údajů ČSÚ o ekonomických výsledcích nefinančních podniků tento podíl ve 2. čtvrtletí 2008 dosahoval 52 %.



zahraničních úvěrů. Jedná se ve velké míře o exportující podniky, které jsou citlivé na neočekávanou variabilitu měnového kurzu a které mají navíc příjmy v eurech a tendenci k vyššímu využití eur pro platby za domácí vstupy.

Ukazatel **zadluženosti nefinančních podniků**, měřený poměrem úvěrů a emitovaných dluhových cenných papírů k HDP, mezi lety 1998 až 2007 poklesl a v roce 2007 činil cca 44 % (Tabulka 18). V poklesu tohoto poměru se projevovala do roku 2003 nižší ochota bank poskytovat úvěry a následně poměrně rychlý růst hrubého domácího produktu. Oproti průměru eurozóny tak zadluženost podniků vykazovala opačnou tendenci. V roce 2007 se však ukazatel zadluženosti podniků v České republice již oproti předchozímu roku zvýšil, obdobně jako ve většině sledovaných zemích. Byl však v poměru k HDP oproti průměru eurozóny poloviční. Výrazně nižší je i ve srovnání s Portugalskem, Rakouskem, Německem a s některými zeměmi našeho regionu.

**Tabulka 18: Zadluženost nefinančních podniků (úvěry a dluhové cenné papíry, poměr k HDP v %)<sup>a</sup>**

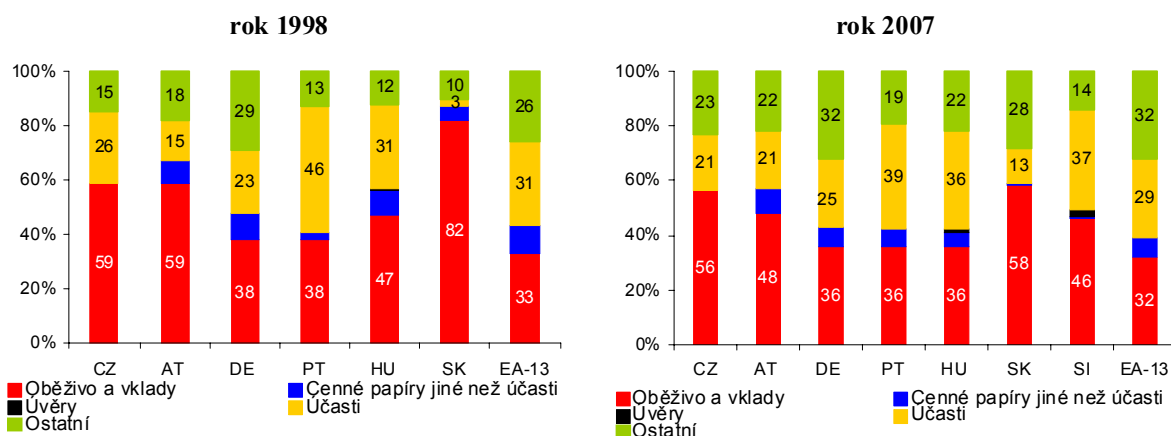
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
CZ	64,4	60,8	57,0	47,8	46,2	41,2	48,1	42,0	40,8	43,9
AT	68,7	72,5	78,7	80,5	79,3	81,0	78,0	78,5	78,4	79,5
DE	54,7	55,8	64,0	66,8	67,3	66,4	61,6	60,9	61,9	63,2
PT	75,0	82,4	90,5	101,1	102,7	106,0	102,9	107,1	109,9	118,1
HU	39,0	45,1	55,5	57,1	55,7	57,3	59,2	66,1	74,5	65,5
PL	26,2	31,2	33,9	35,2	34,8	32,7	33,9	28,5	31,7	.
SI	.	.	.	49,5	51,1	55,0	59,7	67,2	70,4	82,8
SK	53,6	57,5	39,9	39,5	37,3	39,1	36,0	33,8	35,8	.
EA-13	60,2	63,9	72,0	77,5	78,1	78,9	78,4	80,9	84,7	88,2

Poznámka: a) Úvěry zahrnují úvěry poskytované podnikům bankami, finančními zprostředkovateli, jinými podniky a úvěry čerpané ze zahraničí. Poměr úvěrů poskytnutých podnikům pouze bankami k HDP činí zhruba 21 %.

Zdroj: Eurostat, národní centrální banky, výpočty ČNB.

Struktura **finančních aktiv domácností** v České republice též vykazuje určité odlišnosti oproti průměru eurozóny (Graf 18). Podíl hotovosti a vkladů je v České republice společně se Slovenskem nejvyšší. Naopak poměrně nízký je ve srovnání s průměrem eurozóny podíl investic domácností do pojištění a penzijních fondů (v rámci ostatních pohledávek), i když ten se mezi roky 1998 a 2007 zvýšil. Podobnou strukturu finančních aktiv domácností má Rakousko.

**Graf 18: Finanční aktiva domácností**

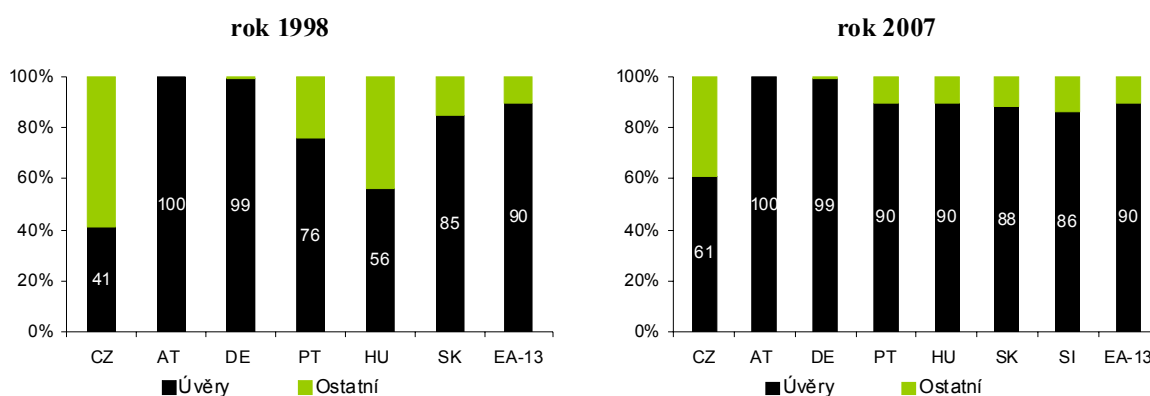


Poznámka: Údaje za Slovinsko nejsou za rok 1998 k dispozici, data za Slovinsko jsou k 1. čtvrtletí 2008.

Zdroj: Národní centrální banky, ECB, Eurostat, výpočty ČNB.

**Struktura finančních pasiv domácností** se vyznačuje převahou úvěrů ve všech sledovaných zemích (Graf 19). Jejich podíl je však v České republice poměrně výrazně nižší než v eurozóně, přestože od roku 1998 rostl směrem k průměru eurozóny. Podíl ostatních závazků, tj. například obchodních úvěrů živnostníkům či nesplacených podílů v bytových družstvech, je tak v ČR významně vyšší.<sup>57</sup>

**Graf 19: Finanční pasiva domácností**



Poznámka: Údaje za Slovinsko nejsou za rok 1998 k dispozici, data za Slovinsko jsou k 1. čtvrtletí 2008.

Zdroj: Národní centrální banky, ECB, Eurostat, výpočty ČNB.

**Zadluženost domácností**, vyjádřená poměrem úvěrů od bankovních i nebankovních institucí k HDP (Tabulka 19), se v posledních letech zvyšuje a v roce 2007 dosáhla zhruba 25 %. Je však stále nižší než ve sledovaných zemích eurozóny, ve středoevropském regionu je srovnatelná. Rizikem růstu zadluženosti domácností může být předlužení některých skupin domácností s nízkou bonitou, které s ohledem na nižší míru úspor mohou být negativně ovlivňovány neočekávaným růstem úrokových sazeb a jinými šoky. České domácnosti navíc vykazují nižší míru úspor ve vztahu k hrubému disponibilnímu důchodu oproti sledovaným zemím eurozóny (Tabulka 20).

**Tabulka 19: Zadluženost domácností (bankovní a nebankovní, poměr k HDP v %)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
CZ	6,6	7,3	7,6	8,9	9,6	11,5	14,6	18,6	20,6	24,8
AT	44,2	46,2	47,1	47,8	48,6	49,0	51,2	54,3	53,5	53,4
DE	69,4	72,2	72,8	72,0	71,8	71,8	70,5	69,4	67,0	57,9
PT	44,9	54,0	60,3	64,0	68,3	73,4	77,8	83,0	87,7	91,0
HU	3,8	4,5	5,6	8,1	11,6	15,9	20,0	22,5	26,9	29,2
PL	6,1	6,4	7,4	9,4	12,4	12,8	15,8	17,1	20,2	.
SI	.	.	.	15,8	15,6	16,1	16,8	19,4	22,3	25,7
SK	5,2	6,0	5,8	6,9	9,1	10,4	11,0	16,3	21,7	.
EA-13	45,6	47,9	48,6	49,9	51,1	52,9	54,7	57,6	59,7	59,9

Zdroj: Eurostat, národní centrální banky, výpočty ČNB.

<sup>57</sup> Z hlediska kompilace finančních účtů se však jedná o tzv. dopočtovou položku, což může srovnání mezi sledovanými zeměmi do jisté míry zkreslovat.

**Tabulka 20: Míra hrubých úspor domácností (poměr úspor k hrubému disponibilnímu důchodu v %)**

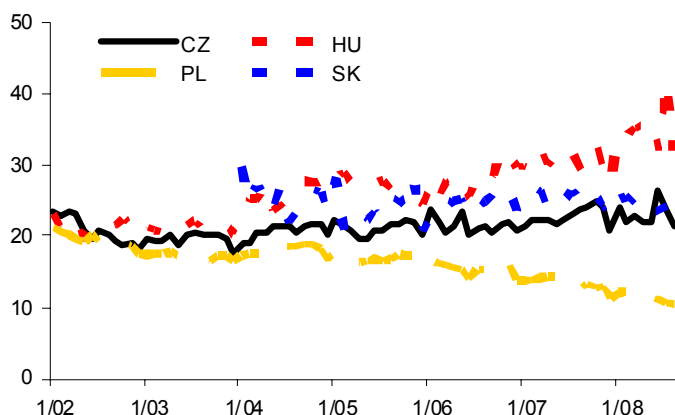
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
CZ	9,2	8,6	8,5	7,4	8,1	7,4	5,7	8,1	9,1	8,1
AT	12,6	13,1	12,8	12,0	12,1	13,2	13,3	13,7	14,1	.
DE	15,9	15,3	15,1	15,2	15,7	16,0	16,1	16,3	16,2	.
PT	10,5	9,8	10,2	10,9	10,6	10,6	9,7	9,2	.	.
HU	.	.	13,9	13,7	11,4	9,2	11,6	11,5	12,0	.
PL	14,4	12,9	10,7	12,1	8,4	7,8	7,2	7,2	6,6	.
SI	.	.	14,5	16,1	16,9	14,8	15,9	16,8	16,1	.
SK	12,3	11,2	11,1	9,1	8,9	7,1	6,3	7,2	6,6	.
EA-15	.	14,2	13,4	14,2	14,8	14,5	14,4	13,9	13,6	13,9

Zdroj: Eurostat, ČSÚ.

Účinnost samostatné měnové politiky by byla snížena, pokud by velká část finančních bilancí nefinančních podniků a domácností byla držena v jiné měně. Signálem růstu poptávky po cizí měně je obvykle zvýšení podílu cizoměnových úvěrů a vkladů v bilancích ekonomických subjektů a vyšší využívání cizí měny při finančních transakcích. V evropském kontextu je důležité sledovat stupeň tzv. **spontánní euroizace**. Ačkoliv na aktivech a pasivech českých domácností a nefinančních podniků denominovaných v cizích měnách má hlavní zastoupení euro, euroizace jako taková je v České republice na poměrně nízké úrovni vlivem vysoké důvěry ekonomických subjektů v domácí měnu, stabilního makroekonomického prostředí a nízké inflace, které se odrážejí v nízkých domácích úrokových sazbách. Za těchto podmínek k nižší euroizaci přispívá i režim volně plovoucího kurzu, který se obvykle vyznačuje kurzovými výkyvy, a tím nemotivuje ekonomické subjekty (s výjimkou exportérů) k výraznější substituci domácí měny měnou zahraniční. Držba cizí měny subjekty v české ekonomice tak odráží zejména transakční účely (platby v eurech v zahraničním i domácím obchodním styku v případě podniků či držbu hotovosti pro turistiku domácnostmi).

U nefinančních podniků je v České republice podíl cizoměnových úvěrů na celkových úvěrech čerpaných v tuzemsku dlouhodobě nízký na úrovni cca 17 %; podíl cizích měn u úvěrů čerpaných českými podniky v zahraničí však dosahuje cca 70 %. Nefinanční podniky přijímají platby v cizí měně, obvykle v eurech, což vede ke snaze podniků zajistit se proti kurzovému riziku při očekávaném trendovém posilování placením eurem i tuzemským dodavatelům. Tím může docházet k přesunu kurzového rizika z velkých podniků na menší. Podíl plateb za nakoupené zboží a služby realizovaných v tuzemském platebním styku v cizí měně v posledních pěti letech mírně roste a dosahuje cca 16 %. Podíl inkas v tuzemském platebním styku za prodané zboží a služby v cizí měně činí zhruba 9 %. Podíl jednodenních vkladů v cizí měně na celkových jednodenních vkladech, který naznačuje míru využívání cizí měny v transakcích podniků, se od roku 2004 mírně zvyšoval na cca 22 % v současnosti (rostl u jednodenních vkladů v eurech, zatímco v ostatních měnách klesal). Uvedený podíl je v ČR podobný jako na Slovensku, vyšší než v Polsku, avšak pod úrovní zaznamenanou v Maďarsku (Graf 20).

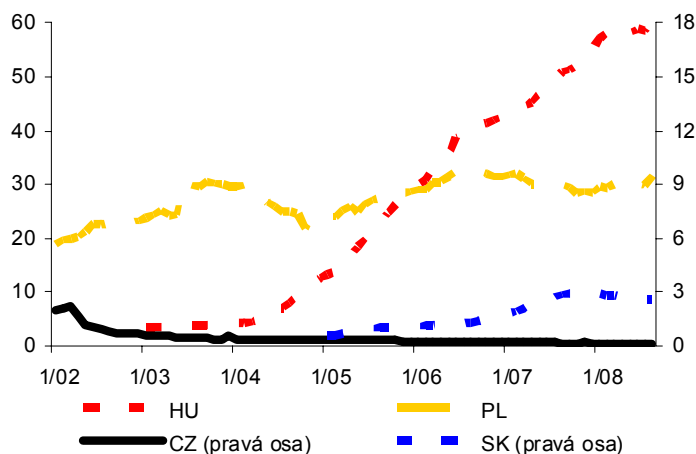
**Graf 20: Jednodenní vklady v cizí měně nefinančních podniků (podíly na celkových jednodenních vkladech nefinančních podniků, v %)**



Zdroj: Národní centrální banky, výpočty ČNB.

U domácností je využívání cizí měny, resp. eura, výrazně nižší než u podniků. U jednodenních vkladů dosahuje cca 3 %, u úvěrů je dlouhodobě téměř nulové (Graf 21), což je z velké míry dáno obdobnou nominální úrokovou sazbou z úvěrů na bydlení jako v eurozóně. U některých středoevropských zemí (především Maďarsko) jsou nominální úrokové sazby z úvěrů na bydlení v domácí měně vyšší než sazby z cizoměnových úvěrů, což se projevuje výrazně vyšším čerpáním úvěrů v cizí měně v těchto zemích oproti České republice.<sup>58</sup>

**Graf 21: Úvěry poskytnuté domácnostem v cizí měně (podíly na celkových úvěrech domácnostem, v %)**



Zdroj: Národní centrální banky, výpočty ČNB.

Pro další srovnání stupně euroizace České republiky a vybraných zemí střední Evropy byly využity výsledky výběrového šetření Rakouské národní banky o držbě hotovosti a úsporných vkladů domácností v cizí měně v roce 2007. Z výběrového šetření vyplývá, že v České

<sup>58</sup> Významná část zadluženosti domácností je v těchto zemích určena k financování investic do bydlení.

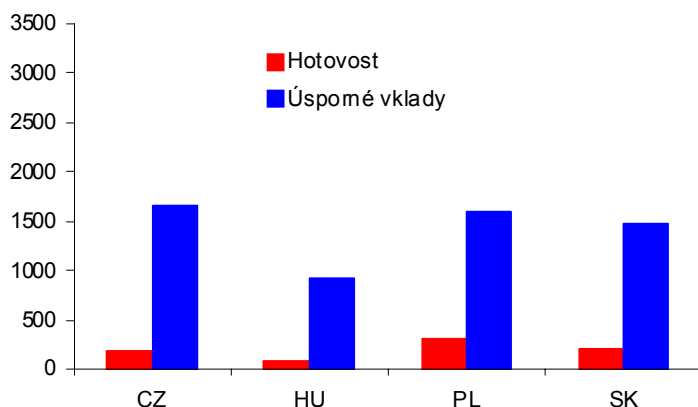
republike i ve vybraných středoevropských zemích poměrně velká část domácností drží cizí měnu v nějaké formě. Podíl domácností, které drží v České republice hotovost a úsporné vklady v cizí měně, je na podobné úrovni jako na Slovensku, zatímco v Polsku a Maďarsku je uvedený podíl nižší (Tabulka 21). Hodnota mediánu držené eurové hotovosti a úsporných vkladů je obdobná v České republice, na Slovensku i v Polsku, zatímco v Maďarsku je výše mediánu menší (Graf 22). Ve všech uvedených zemích se cizí měna využívá zejména k placení transakcí v zahraničí.<sup>59</sup>

**Tabulka 21: Hotovost a úsporné vklady v cizí měně (podíly domácností na celku v %)**

	Hotovost v cizí měně (% domácností z celku)	Hotovost v eurech (% dom. z celku)	Úsporné vklady (% dom. z celku)	Úsporné vklady v cizí měně (% dom. s úspornými vklady)	Úsporné vklady v eurech (% dom. s úspornými vklady)
CZ	41	27	35	9	9
HU	9	8	21	8	8
PL	24	12	11	18	14
SK	42	22	37	13	11

Zdroj: Rakouská národní banka.

**Graf 22: Hodnota mediánu hotovosti a úsporných vkladů (EUR)**



Zdroj: Rakouská národní banka.

Celkově lze shrnout, že struktura finančních aktiv a pasiv tuzemských nefinančních podniků a domácností si udržuje určité odlišnosti ve srovnání s eurozónou, zejména ve struktuře aktiv podniků a pasiv domácností. Lze však pozorovat pozvolné přibližování domácí struktury stavu v eurozóně. Zadluženost českých podniků a domácností je zatím výrazně nižší než ve sledovaných zemích eurozóny. Rizikem je transmise šoků do bilancí předlužených domácností s nižší bonitou zejména s ohledem na menší míru hrubých úspor domácností v České republice ve srovnání se zeměmi eurozóny. Využívání eura při finančních transakcích nefinančních podniků pozvolna roste. V případě podnikové sféry se přitom jedná o dlouhodobý trend spojený s rostoucí otevřeností české ekonomiky a jejich zapojením do zahraničního obchodu. Stupeň euroizace je však zatím stále na relativně nízké úrovni, i když existují rozdíly mezi podniky a domácnostmi. Rozšíření držby hotovosti a vkladů v cizí měně

<sup>59</sup> Primárním důvodem tak není držení eurových aktiv jako rezervy, jako tomu je v zemích jihovýchodní Evropy, kde jsou podíly domácností s hotovostí a úspornými vklady v cizí měně a průměrné hodnoty těchto eurových aktiv výrazně vyšší.

domácnostmi je v České republice zhruba srovnatelné s vybranými středoevropskými zeměmi. Cizí měna je ekonomickými subjekty v České republice držena zejména pro transakční účely a není primárně používána jako uchovatel hodnoty či ze spekulacních důvodů. Čerpání cizoměnových úvěrů sektorem domácností je velice nízké.

### 1.3.3 Integrace finančních trhů

O dosažení integrace finančních trhů lze hovořit tehdy, jestliže jsou finanční aktiva se srovnatelnými rizikovými faktory a výnosem oceněna trhy stejně bez ohledu na to, kde jsou obchodována, což vyplývá z tzv. zákona jedné ceny<sup>60</sup>. Čím více pak budou jednotlivé segmenty finančního trhu zemí plánujících zavést jednotnou měnu euro integrovány s trhem evropským, tím budou ceny těchto aktiv ovlivňovány spíše globálními (evropskými) faktory spojenými se symetrickými šoky, než lokálními (národními) efekty spojenými s asymetrickými šoky. Zdrojem šoku přitom mohou být jakékoli faktory způsobící ovlivnit ceny jednotlivých aktiv. Lze tedy očekávat, že s rostoucí integrací budou jednotlivé segmenty finančního trhu méně pravděpodobným zdrojem asymetrických šoků. Z těchto důvodů je pro tvůrce monetární politiky vhodné znát míru a trend v integraci segmentů finančního trhu. Tato analýza se soustředí na integraci peněžního, devizového, dluhopisového a akciového trhu.

Adam a kol. (2002) použil pro měření procesu integrace finančních trhů v zemích eurozóny tzv. koncept beta- a sigma-konvergence.<sup>61</sup> Koncept beta-konvergence umožňuje identifikovat rychlost, s jakou jsou rozdíly ve výnosech na jednotlivých finančních trzích eliminovány. Je-li koeficient beta negativní, pak je signalizována existence konvergence; samotná výše koeficientu beta pak vyjadřuje dosahovanou rychlost konvergence, tj. rychlost eliminace šoků do výnosového diferenciálu vůči eurozóně. Čím je absolutní hodnota koeficientu beta blíže jedné, tím je rychlost konvergence vyšší. Koncept sigma-konvergence zachycuje rozdíl mezi výnosy stejných aktiv v různých zemích v určitém časovém okamžiku a identifikuje tak stupeň integrace, jakého jednotlivé segmenty finančního trhu ve sledovaných zemích vůči eurozóně v tomto časovém okamžiku dosáhly. Sigma-konvergence se pak objeví tehdy, klesá-li koeficient sigma k nule. Existence určitého stupně beta-konvergence může být doprovázena sigma-divergencí, a proto je nutné pro hodnocení finanční integrace sledovat oba tyto koncepty zároveň. V následujícím textu jsou popsány výsledky beta- a sigma-konvergence za období 01/1995-08/2008; vzhledem k výrazné volatilitě finančních trhů v důsledku turbulencí v druhé polovině roku 2007 a v roce 2008 jsou periody 01/1995-07/2007 a 08/2007-08/2008 diskutovány odděleně.

#### Období leden 1995 až červenec 2007

Výsledky analýzy beta-konvergence použité na jednotlivé segmenty finančních trhů obsahuje Tabulka 22. Z výsledků je patrné, že výnosy na českém akciovém a dluhopisovém trhu v tomto období konvergovaly k výnosům odpovídajících finančních instrumentů eurozóny poměrně rychle, a to dokonce větší rychlostí než na trzích Portugalska a Rakouska. Na českém devizovém trhu byla rychlost konvergence srovnatelná se stavem v ostatních nových

---

<sup>60</sup> Pokud by zákon jedné ceny neplatil, pak by vznikl prostor pro arbitráž. Předpokládáme-li plně integrovaný trh bez existence jakýchkoli překážek (ekonomických, právních, kulturních atd.), pak bude moci jakýkoli investor využít této arbitrážní příležitosti, což následně povede k obnovení platnosti zákona jedné ceny.

<sup>61</sup> Označení beta-konvergence a sigma-konvergence svým původem spadá do literatury zabývající se problematikou ekonomického růstu a jeho dynamiky, viz např. Barro a Sala-i-Martin (1992, 1995).

členských zemích, na peněžním trhu patřila spolu se Slovenskem k nižším.<sup>62</sup> Ke konvergenci výnosů k eurozóně (v případě dluhopisových trhů k Německu) docházelo na trzích všech sledovaných zemí. Absolutní hodnoty koeficientu beta pro všechny země a trhy s výjimkou trhu peněžního jsou pro toto období blízko jedné, což znamená, že stírání nově vzniklých rozdílů výnosových diferenciálů mezi příslušnou národní ekonomikou a eurozónou lze označit za rychlé. Při srovnání období 1995-2002 a 2003-2007 lze konstatovat, že se rychlost beta-konvergence akciových trhů u sledovaných nových členských zemí EU s výjimkou Slovenska v čase zvýšila. Na peněžním trhu se rychlost konvergence zvýšila v případě České republiky a Maďarska; u devizového trhu došlo k jejímu růstu zejména u zemí směřujících do eurozóny – Slovensko a Slovinsko. Nicméně nové členské země dosahují obecně vysokého stupně beta-konvergence finančních trhů s eurozónou.

Výsledky analýzy sigma-konvergence pro jednotlivé segmenty finančního trhu a sledované země ve vztahu k eurozóně (resp. Německu<sup>63</sup> u dluhopisových trhů) znázorňuje

Graf 23. Z výsledků hodnot sigma-konvergence napříč jednotlivými trhy nových členských zemí EU je patrné, že nejvyššího stupně integrace bylo dosahováno na peněžním a devizovém trhu. Český finanční trh se ve srovnání s trhy ostatních nových členských zemí jevil jako více integrovaný (zejména v případě devizového a akciového trhu). Pouze slovinský peněžní a devizový trh dosáhl vyššího stupně integrace, což souvisí s dokončeným procesem přijetí jednotné měny euro.<sup>64</sup> Výrazné rozdíly ve výnosech slovinského akciového trhu však nadále přetrvávaly. Vývoj na devizových trzích v období do srpna 2007 se může jevit jako více volatilní, nicméně hodnoty sigma zde byly velmi nízké, což odráželo již poměrně silný stupeň jejich integrace. V případě akciových trhů byla v dosaženém stupni integrace Česká republika srovnatelná s Portugalskem, Rakouskem a Německem, u dluhopisových trhů tomu tak ještě nebylo. Souhrnně lze pozorovat, že od roku 2001-2002 docházelo k postupné trendové sigma-konvergenci akciových, dluhopisových a peněžních trhů u všech sledovaných zemí.<sup>65</sup>

### **Období srpen 2007 až srpen 2008**

Vývoj na jednotlivých trzích v období ovlivněném probíhající finanční krizí popisuje v odpovídajících sloupcích (08/2007 – 08/2008) Tabulka 22, resp. příslušnou částí Graf 23. Z uvedených propočtů je patrné, že ve většině zemí došlo ke zpomalení konvergence výnosů k výnosům eurozóny. Pouze v případě Slovenska se integrace peněžního a devizového trhu zrychluje od r. 2007, což souvisí s přípravou na přijetí eura. Z pohledu stupně integrace jednotlivých trhů s eurozónou je vidět, že současná finanční krize přispěla s různou intenzitou k divergentnímu vývoji v uvedeném období na všech trzích vyjma trhu peněžního. S výjimkou devizového trhu, kde byl vývoj indikátoru pro Českou republiku ovlivněn silnou apreciací kurzu koruny ve sledovaném období, byl však dopad na českou ekonomiku v porovnání s ostatními ekonomikami střeoevropského regionu, zejména ve srovnání s Maďarskem, spíše nižší. To lze dát do souvislosti s vlastnickou strukturou bank a ostatních finančních institucí v České republice, dosahovanými solidními ekonomickými výsledky českého hospodářství a důvěrou v českou měnu.

---

<sup>62</sup> V případě peněžního trhu jsou výnosy z aktiv do značné míry ovlivňovány měnověpolitickým rozhodnutím příslušného státu, a dochází tedy k určitému omezení platnosti zákona jedné ceny. Rychlost beta-konvergence peněžního trhu je tak v porovnání s ostatními sledovanými trhy nižší.

<sup>63</sup> Podobně jako například v části 1.1.2 je nutné při interpretaci hodnoty pro Německo brát rovněž v úvahu, že údaje za Německo mají významnou váhu při výpočtu údajů za eurozónu (viz blíže Metodická část).

<sup>64</sup> Poslední vývoj na Slovensku pravděpodobně vykazuje též vliv přijetí společné měny v roce 2009 (viz níže).

<sup>65</sup> Za tímto vývojem může stát vliv ohlášení o rozšíření EU o tyto země (12. – 13. prosince 2002). Na Grafu 21 je toto období označeno vertikální linií.

**Tabulka 22: Vývoj hodnot koeficientu beta**

	Peněžní trh			Devizový trh			Dluhopisový trh		Akciový trh		
	1999-2002	2003-07/2007	08/2007-08/2008	1995-2002	2003-07/2007	08/2007-08/2008	2001-07/2007	08/2007-08/2008	1995-2002	2003-07/2007	08/2007-08/2008
<b>CZ</b>	-0,57	-0,65	-0,58	-0,94	-1,11	-0,82	-0,73	-0,82	-0,76	-0,94	-0,92
<b>AT</b>	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-0,98	-0,69	-0,9	-0,88	-0,81
<b>DE</b>	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	B	B	-0,79	-0,79	-0,7
<b>PT</b>	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-0,81	-0,69	-0,89	-1,04	-0,84
<b>HU</b>	-0,61	-0,84	-0,67	-1,01	-0,95	-0,77	-0,87	-0,85	-0,8	-0,85	-0,91
<b>PL</b>	-0,77	-0,62	-0,82	-0,91	-0,78	-0,95	-0,82	-0,83	-0,8	-0,91	-0,81
<b>SI</b>	-0,58 <sup>a</sup>	-0,55 <sup>b</sup>	n.a.	-0,85	-1,03 <sup>b</sup>	n.a.	n.a.	n.a.	-0,77	-0,83	-0,89
<b>SK</b>	-0,77	-0,55	-0,51	-1,09	-0,98	-0,6	-0,99	-0,86	-0,74	-0,69	-0,93

Poznámka: B – benchmark, n.a. – údaje nejsou k dispozici. Všechny odhady byly statisticky významné na 1% hladině významnosti;

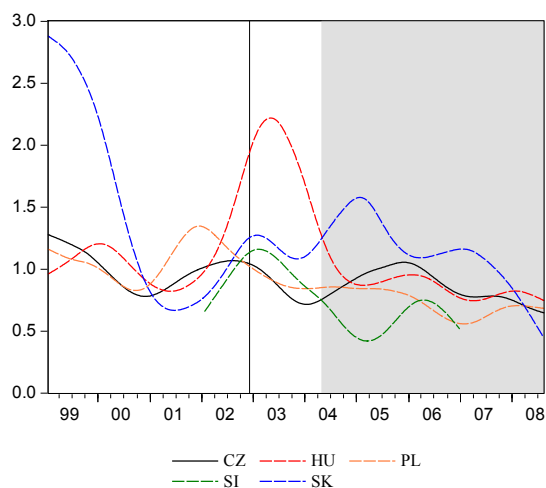
a) údaje od ledna 2002.

b) údaje do konce roku 2006.

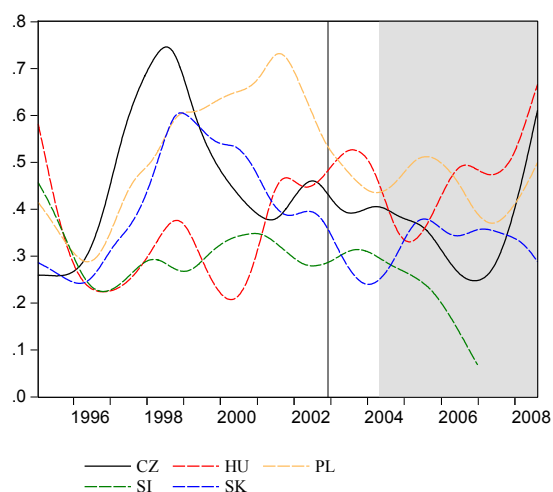
Zdroj: Výpočet ČNB

**Graf 23: Vývoj hodnot koeficientu sigma<sup>a</sup>**

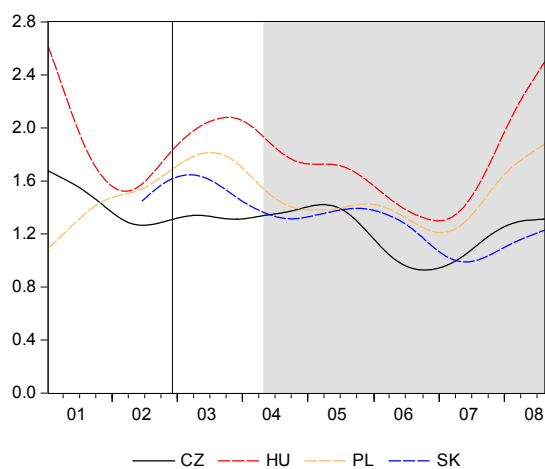
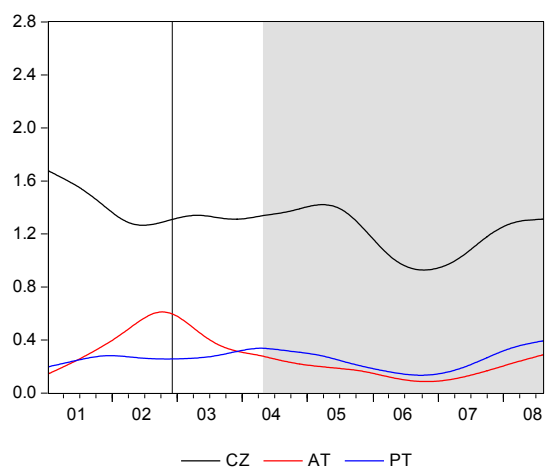
a) peněžní trh



b) devizový trh

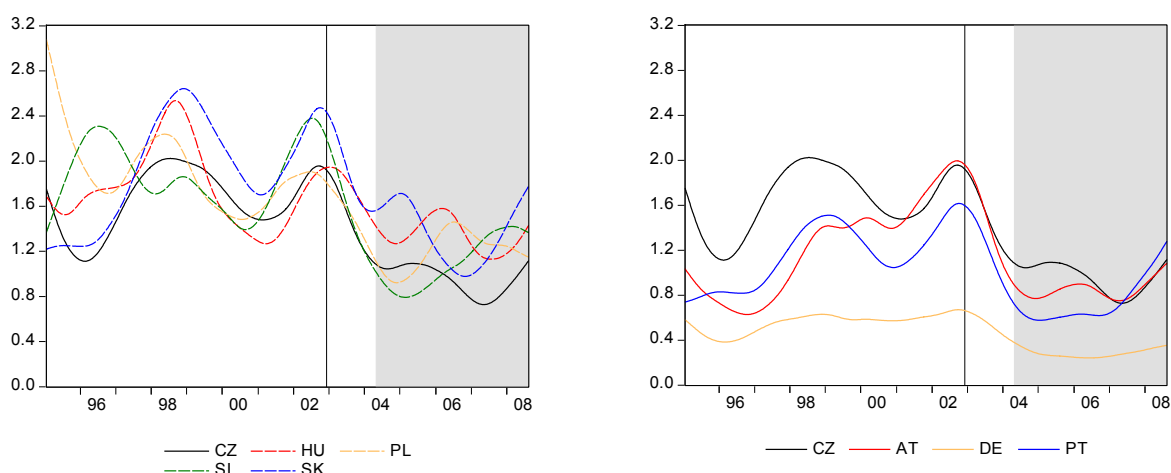


c) dluhopisový trh





#### d) akciový trh



Poznámka: a) Nižší hodnoty směrodatné odchylky (vertikální osa) odpovídají vyššímu stupni konvergence. Pro ilustraci šedá oblast označuje dobu po rozšíření EU 1. května 2004, vertikální čára odpovídá ohlášení rozšíření EU ze dne 12.-13. prosince 2002.

Zdroj: Výpočet ČNB

## 1.4 Možné zdroje asymetrických šoků

### 1.4.1 Charakter šoků dopadajících na země eurozóny a vliv zavedení eura

Empirická literatura analyzující charakter ekonomických šoků dopadajících na země eurozóny není jednotná. Giannone a Reichlin (2006) či Eickmeier (2006) shledávají, že ačkoliv neexistuje jednoznačná evidence o zvýšení korelace ekonomického růstu mezi zeměmi eurozóny po zavedení eura, rozhodující význam pro vysvětlení variability ekonomického výstupu mají společné šoky, které způsobují poměrně vysokou synchronizaci konjunktur a recesí. Rozdíly mezi zeměmi eurozóny, co se týká růstu HDP, pak způsobují především idiosynkratické šoky. Vliv rozdílné transmise společných šoků je shledáván malý. Podobně Stavrev (2008) při analýze rozdílů v tempech růstu a inflace zemí eurozóny konstatuje jejich pokles a nárůst významu společných šoků. To připisuje vlivu společné měnové politiky na synchronizaci cyklů a shledává zbývající rozdíly jako poměrně malé, ale perzistentní, odpovídající především idiosynkratickým šokům dopadajícím na jednotlivé země. Navíc pozoruje narůstající důležitost konvergence v ekonomické úrovni a pokles významu konvergence v cenové hladině pro vysvětlení rozdílů. Na rozdíl od těchto autorů, Artis et al. (2007) argumentují, že eurozónu nelze považovat za homogenní z hlediska reakce na vnější šoky.

Eickmeier a Breitung (2006) zjišťují, že společné faktory vysvětlují převážnou část variability HDP, inflace a krátkodobých úrokových sazeb v letech 1993-2005 (téměř 90 % u HDP a více jak 70 % u cen a sazeb), a rozkládají zbylou variabilitu mezi nabídkový, poptávkový a měnověpolitický šok. Perzistentní vliv je shledán u poptávkových a měnověpolitických šoků na výstup a ceny a poptávkových šoků na úrokové sazby. Velký význam pro vysvětlení variability výstupu v zemích eurozóny tak hrají globální šoky. Giannone a Reichlin (2006) identifikují prvotní vliv šoků zasahujících USA na následný vývoj v eurozóně.

Většina studií se omezuje na identifikaci šoků a nepopisuje jejich možné zdroje pro jednotlivé země. Výjimkou je Evropská komise (2006), která též zdůrazňuje význam idiosynkratických

šoků a pojmenovává je: pokles rizikové prémie po zavedení eura, uvolnění úvěrových podmínek, produktivita v obchodovatelných a neobchodovatelných sektorech.

Evropská komise (2006) podrobně popisuje šoky, které působily při zavedení eura v jednotlivých zemích. Evropská komise (2008b) kategorizuje tyto šoky následovně:

- **Vymizení rizikové prémie** (Španělsko, Portugalsko, Irsko) a odpovídající pokles úrokových sazeb.<sup>66</sup> Takovýto šok podle provedených simulací vede k vzestupu investic na trhu nemovitostí, který společně s HDP přestřelí a pak poklesne. V souvislosti s tím dochází k permanentnímu zvýšení spotřeby, což způsobí dlouhodobý deficit běžného účtu. Související uvolnění úvěrových podmínek pro domácnosti vede k zvýšené poptávce po vlastnickém bydlení.
- **Nahodnocení kurzu** (Německo) a s ním spojený pokles konkurenceschopnosti a v porovnání s ostatními zeměmi měnové unie vyšší reálné úrokové sazby. To má v krátkém období negativní dopad na investice do bydlení, HDP a vede k dezinflaci.
- **Pozitivní šok do produktivity v sektoru obchodovatelného zboží**<sup>67</sup> (Irsko) - růst inflace díky Balassa-Samuelsonovu efektu, pokles reálných úrokových sazeb a růst v poptávce po bydlení. Poptávka roste zejména po neobchodovatelném zboží, což způsobí jen malý dopad na běžný účet.
- **Negativní šok do produktivity v sektoru neobchodovatelného zboží** (Itálie, Španělsko a Portugalsko). Růst cen neobchodovatelného zboží vede k poklesu reálné úrokové sazby a růstu poptávky po bydlení.
- **Imigrační šok** (Španělsko, Irsko) – zvýšená poptávka po neobchodovatelném zboží a investicích do bydlení – dopad na ceny bydlení. Dochází ke zhoršení běžného účtu.

Zároveň může podle simulací dojít k vedlejším dopadům na ostatní země: Reakce měnové politiky na negativní šok do produktivity povede k růstu úrokových sazeb, což způsobí pokles ekonomické aktivity. Pozitivní šok do produktivity v sektoru obchodovatelného zboží vede též k růstu úrokových sazeb, ten je ale kompenzován důchodovým efektem. Zvýšená poptávka po bydlení a související přesun poptávky z obchodovatelného k neobchodovatelnému zboží může mít negativní dopad na dovozní poptávku.

Dalším zdrojem asymetrického vývoje může být odlišný dopad společných šoků. Evropská komise (2008b) shledává z tohoto pohledu rizika zejména ve vlivu a přenosu globálních nerovnováh, poptávce po komoditách a jejich cenového vývoje, které mohou vyvolat silnou potřebu ekonomického přizpůsobení a redistribuce bohatství, a v dopadech stárnutí populace.

#### 1.4.2 Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU

Vstupem do Evropské unie se České republice otevřela možnost čerpat významné objemy finančních prostředků z evropských fondů v rámci společných politik, a to zejména politiky hospodářské a sociální soudržnosti a společné zemědělské politiky. Zkušenosti s čerpáním zdrojů z Evropské unie měla ČR již před svým vstupem do EU v rámci tzv. předvstupních nástrojů<sup>68</sup>. Alokace finančních prostředků pro členské země EU jsou však mnohonásobně vyšší, a lze proto v této souvislosti předpokládat potenciálně významný ekonomický stimul, a

---

<sup>66</sup> Části 1.1.1 a 1.1.6 se na tento typ šoku zaměřují.

<sup>67</sup> Reálnou apreciací se zabývá část 1.1.1.

<sup>68</sup> Finanční nástroje ISPA, PHARE a SAPARD.

to pravděpodobně především v oblasti investiční aktivity.<sup>69</sup> Skutečný dopad přílivu prostředků z fondů Evropské unie na makroekonomický vývoj každé země přitom závisí na velikosti využitých finančních prostředků; v krátkodobém horizontu může mít významný vliv i případný skokový nárůst čerpání prostředků z těchto fondů.

Náběh finančních toků mezi Českou republikou a Evropskou unií byl zatím relativně pozvolný. V roce 2007 dosáhla **čistá pozice České republiky vůči EU** 15,1 mld. Kč<sup>70</sup>, což je sice dosud nejvyšší hodnota čisté pozice ČR od vstupu do EU (viz Tabulka 24), tento výsledek byl však dosažen zejména díky inkasování zálohových plateb na strukturální akce, které zahrnují projekty hospodářské a sociální soudržnosti financované ze strukturálních fondů (SF) a kohezního fondu (KF), a na rozvoj venkova v rámci nového programovacího období 2007–2013 (v souhrnu cca 13 mld. Kč). Skutečné čerpání finančních prostředků na strukturální akce se ovšem v roce 2007 po slušném nárůstu v roce 2006 dále významně neurychlilo. Objem uskutečněných výdajů<sup>71</sup> ze strukturálních fondů se v roce 2007 proti roku 2006 zvýšil pouze o necelé 2 mld. Kč (viz Tabulka 23).

Ke zlepšení situace v **čerpání strukturálních fondů** nedošlo ani v první polovině roku 2008. V porovnání s plánovaným harmonogramem uskutečněných výdajů pro červen 2008 se realita zpozdila. Podle údajů Ministerstva pro místní rozvoj tak k 30. 6. 2008 zbývalo vyčerpat ještě přibližně 31 % z celkové alokace na projekty ze SF z předchozího programovacího období (2004–2006).<sup>72</sup> Čerpání finančních zdrojů z nové alokace pro programovací období 2007–2013 bylo již v průběhu roku 2008 sice zahájeno, avšak jen ve velmi omezené míře. Důvodem je zejména zpoždění v přípravě a schvalování strategických dokumentů pro projekty hospodářské a sociální soudržnosti pro aktuální programovací období.<sup>73</sup>

**Tabulka 23: Čerpání finančních prostředků ze strukturálních fondů EU v ČR (uskutečněné výdaje v mil. Kč)<sup>a</sup>**

	2005			2006			2007			2008
	1. pololetí	2. pololetí	Celkem	1. pololetí	2. pololetí	Celkem	1. pololetí	2. pololetí	Celkem	1. pololetí
<b>Cíl 1</b>	692	1387	2079	4340	7891	12232	5721	8153	13874	4933
<b>Cíle 2 + 3</b>	0	7	7	112,9	818	930	409	775	1184	520
<b>Celkem</b>	692	1394	<b>2086</b>	4453	8709	<b>13162</b>	6130	8928	<b>15058</b>	<b>5453</b>

Poznámka: a) Uskutečněné výdaje v rámci operačních programů (Cíl 1) a jednotlivých programových dokumentů (Cíle 2+3). Bez spolufinancování ČR. Cíl 1 = Podpora rozvoje zaostávajících regionů (s HDP pod hranici 75 % průměru EU); Cíl 2 = Podpora oblastí potýkajících se s restrukturalizací; Cíl 3 = Podpora politiky zaměstnanosti a vzdělání. Cíle 2 a 3 jsou zaměřeny na regiony, které nespádají pod Cíl 1.

Zdroj: MMR.

<sup>69</sup> Analýza nepředpokládá vytlačování soukromých investic investicemi veřejného sektoru. Investiční aktivita spojená s realizací projektů EU je z velké části financována z prostředků fondů EU, tj. přímo z ní nevyplývá nárok na dodatečnou emisi vládních dluhopisů a s tím související tlak na zvýšení úrokových sazeb s negativním dopadem na soukromé investice. Podíl národního spolufinancování projektů EU by měl být v co největší míře zajištěn přesměrováním prostředků z národních projektů v oblasti hospodářské a sociální soudržnosti na projekty EU. To jednak omezí vytlačování soukromých investic i z tohoto titulu a jednak sníží požadavky na výdaje vládního sektoru. Spolufinancování EU projektů z veřejných zdrojů je klasifikováno jako národní výdaj, což napomáhá současně dodržovat tzv. princip adicionality.

<sup>70</sup> Čistá pozice je definována jako rozdíl mezi celkovými příjmy země z prostředků EU a jejími odvody do EU.

<sup>71</sup> Uskutečněné výdaje zahrnují prostředky, které jsou požadovány v žádostech o platbu zaslaných konečnými příjemci na zprostředkující subjekt.

<sup>72</sup> Tzv. pravidlo n+2 zajišťuje, že alokace na strukturální fondy a kohezní fond pro rok 2006 může být čerpána ještě v průběhu roku 2008.

<sup>73</sup> Národní rozvojový strategický referenční rámec České republiky byl Evropskou komisí schválen teprve na konci července 2007. Většina operačních programů pro období 2007–2013 byla schválena až v průběhu prosince 2007.

Zejména díky uvažovanému nárůstu finančních prostředků na strukturální akce se pro rok 2008 očekává nárůst čisté pozice České republiky vůči Evropské unii na cca 39 mld. Kč (tj. na cca 1 % HDP). Za první pololetí roku 2008 dosáhla čistá pozice již přibližně 26 mld. Kč. Hlavním zdrojem tohoto příznivého vývoje však byly opět zejména přijaté zálohové platby ze strukturálních fondů a kohezního fondu ve výši cca 24,6 mld. Kč.

Podle pracovních odhadů Ministerstva financí by měla čistá pozice v následujících letech dále postupně narůstat a v roce 2013 by měla dosáhnout cca 1,8 % HDP. Na straně příjmů by měly nadále dominovat finanční prostředky na strukturální akce, které by měly činit až 1,9 % HDP. Aktuální odhady čistých pozic pro rok 2008–2013 jsou přitom proti loňským odhadům sníženy v rozsahu 0,1–0,3 p.b., a to zejména v souvislosti s očekávaným silnějším kurzem české koruny vůči euru, který má za následek snížení korunové hodnoty alokací primárně vyjádřených v eurech. Nadále se však očekává, že k nejvyšší meziroční změně v přílivu finančních prostředků z fondů EU dojde v letošním roce, kdy by se čistá pozice ČR vůči EU měla zvýšit o 0,6 p.b.

Finanční toky mezi ČR a EU mají **dopady do bilance hospodaření vládního sektoru**, a to jak na příjmové, tak na výdajové straně. Příjmovou stranu veřejných rozpočtů pozitivně ovlivňuje případné využití příjmů ze SF a KF na výdaje, které byly v minulosti financovány z národních zdrojů, zejména investiční akce vládního sektoru a zemědělská politika. V předchozím programovacím období 2004–2006 byly příjmy vládního sektoru navíc zvýšeny o rozpočtové kompenzace. Na straně výdajů se naproti tomu projeví odvody vlastních zdrojů do evropského rozpočtu, ostatní platby do evropských institucí (např. EIB) a nároky na spolufinancování projektů ze SF a KF. Finanční toky z EU, u kterých je konečným příjemcem soukromý sektor, nemají dopad na výsledné saldo hospodaření veřejných financí, neboť se projeví ve stejné výši jak na příjmové, tak na výdajové straně rozpočtu.

V důsledku relativně nízkých příjmů v rámci společné zemědělské politiky a poměrně nízkého čerpání SF a KF byl souhrnný dopad finančních toků mezi ČR a EU na bilanci vládního sektoru v minulosti negativní v rozsahu 0,1–0,3 % HDP. Pro letošní rok lze očekávat téměř neutrální působení. Od roku 2009 bude dopad finančních toků mezi ČR a EU na hospodaření veřejných rozpočtů pravděpodobně mírně kladný s tím, jak nepatrně převáží pozitivní dopad přílivu prostředků na zemědělství a strukturální akce nad jen velmi postupně se zvyšujícími odvody vlastních zdrojů. Pokud ovšem nedojde k zajištění spolufinancování projektů ze SF a KF přesměrováním části prostředků z národních projektů, lze očekávat dodatečný tlak na růst vládních výdajů z titulu spolufinancování (na konci uvažovaného horizontu v maximální výši 0,3 % HDP). Souhrnný dopad na bilanci vládního sektoru by pak byl neutrální až mírně negativní.

**Tabulka 24: Předpokládané finanční toky z titulu členství České republiky v EU (v mld. Kč) a odhad dopadů čerpání zdrojů EU soukromým sektorem do ekonomiky<sup>a</sup>**

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Předvstupní nástroje	2,1	2,6	0,5	-0,1	-	-	-	-	-
Zemědělství	11,8	14,3	19,3	20,0	25,3	25,1	27,0	28,5	32,5
Strukturální akce	6,3	13,3	27,6	55,4	56,7	61,5	69,9	85,0	100,7
Vnitřní politiky	1,8	1,6	1,6	1,3	1,3	1,2	1,2	1,2	1,1
Kompenzace	8,9	5,7	-	-	-	-	-	-	-
Finanční nástroj EHP/ Norska	-	0,1	0,1	0,4	1,1	0,7	0,3	0,2	0,4
<b>Celkové příjmy z EU</b>	<b>31,0</b>	<b>37,5</b>	<b>49,0</b>	<b>77,1</b>	<b>84,3</b>	<b>88,5</b>	<b>98,3</b>	<b>114,9</b>	<b>134,7</b>
Vlastní zdroje	28,6	30,3	32,1	36,0	39,5	38,6	38,0	39,0	38,5
Platby do EIB, VFUO a ost.	0,8	1,0	1,8	1,7	1,0	0,0	0,4	0,5	0,5
<b>Celkové platby do EU</b>	<b>29,4</b>	<b>31,3</b>	<b>33,9</b>	<b>37,7</b>	<b>40,5</b>	<b>38,6</b>	<b>38,4</b>	<b>39,5</b>	<b>38,9</b>
<b>Čistá pozice vůči EU</b>	<b>1,6</b>	<b>6,2</b>	<b>15,1</b>	<b>39,4</b>	<b>43,8</b>	<b>49,9</b>	<b>59,9</b>	<b>75,5</b>	<b>95,8</b>
Čistá pozice v % HDP	0,05	0,19	0,43	1,03	1,06	1,14	1,27	1,49	1,77
<b>Impulz v p.b. HDP</b>	<b>0,09</b>	<b>0,15</b>	<b>0,04</b>	<b>0,01</b>	<b>0,15</b>	<b>0,05</b>	<b>0,02</b>	<b>0,05</b>	<b>0,07</b>

Poznámka: a) Údaje za roky 2005 – 2007 = skutečná hodnota. Hodnota "-" označuje, že nástroj v dané době nebyl užíván, resp. nebude k dispozici.

Zdroj: Ministerstvo financí ČR (pracovní odhady v EUR) a výpočet ČNB.

Případný výrazný nárůst finančních prostředků z fondů EU bude implikovat  **dodatečný stimul pro ekonomickou aktivitu**. Tento dodatečný stimul však nebude záviset na evidovaných finančních tocích mezi ČR a EU, ale na skutečném rozsahu využití těchto prostředků konečnými příjemci. Kladná čistá pozice a vysoký příliv finančních prostředků z EU do ČR totiž nutně neznamenají zvýšení čisté poptávky, neboť evidované finanční toky spojené s členstvím v EU zahrnují např. i zmíněné zálohové platby, které prozatím nemusely nutně být vyplaceny konečným příjemcům. Odvození dodatečného ekonomického impulzu z titulu přílivu prostředků z fondů EU je pro účely této analýzy proto založeno na expertním odhadu reálného čerpání finančních prostředků z EU, a to pouze soukromým sektorem. Jeho číselné vyjádření v příspěvku k růstu HDP vychází z metody výpočtu fiskálního impulzu v rámci makroekonomického modelu ČNB (blíže viz metodická část).

Dle aktualizovaných odhadů se očekává pro letošní rok přibližně neutrální a od roku 2009 mírně kladný dopad čerpání prostředků z fondů EU na růst českého HDP (Tabulka 24, poslední řádek). Nejvyšší hodnota očekávaného impulzu z titulu přílivu prostředků z EU se přitom předpokládá v roce 2009. Ve srovnání s loňskými odhady tak dochází k opětovnému odkladu očekávaného významnějšího nárůstu čerpání fondů EU o jeden rok, tj. na rok 2009, a to zejména v důsledku odlišného rozložení čerpání zdrojů ze SF a KF. Ani v roce 2009 ovšem není hodnota impulzu z titulu přílivu prostředků z fondů EU vysoká. Výrazný asymetrický šok z důvodu čerpání finanční pomoci z EU tak v budoucnu není očekáván.

Simulace makroekonomických dopadů zohledňuje zejména krátkodobé a střednědobé poptávkové dopady dodatečného impulzu spojeného s přílivem finančních zdrojů z EU; případné dopady na nabídkovou stranu ekonomiky jsou očekávány spíše v dlouhodobém horizontu a nejsou modelovány. Současně se předpokládá, že náběh čerpání finančních prostředků z EU je všeobecně očekáván a že nebude mít vliv na měnový kurz z titulu směny eur do korun<sup>74</sup>. Tabulka 25 obsahuje výsledek simulace, který je prezentován ve formě

<sup>74</sup> Tento předpoklad je odvozen od skutečnosti, že většina finančních transakcí vůči Evropské unii je prováděna přes účty ČNB a je konvertována přímo do devizových rezerv (viz dokument „[Společná dohoda vlády ČR a ČNB a aktualizovaná strategie řešení kurzových dopadů devizových příjmů státu](#)“ dostupný na internetových stránkách ČNB).

odchylek trajektorie inflace, mezery výstupu, kurzu české koruny vůči euru a úrokových sazeb od scénáře makroekonomického vývoje, který čerpání prostředků z EU fondů neuvažuje.

**Tabulka 25: Dopad dodatečného impulzu z titulu přílivu finančních prostředků z EU (odchyly od scénáře, který neuvažuje čerpání EU fondů)**

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
<b>Inflace (v p.b.)</b>	0,00	0,00	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>3 M PRIBOR (v p.b.)</b>	0,00	-0,01	0,02	0,02	-0,01	-0,01	0,02
<b>Mezera výstupu (v p.b.)</b>	0,00	0,00	0,08	0,04	-0,04	-0,02	0,01
<b>Kurz CZK/EUR (v Kč)</b>	0,00	-0,01	-0,06	-0,06	-0,04	-0,03	-0,03

Zdroj: Výpočet ČNB

Simulace dokládá, že vliv přílivu finančních prostředků z EU na vývoj sledovaných proměnných bude v letech 2008–2013 zanedbatelný. Inflace se nebude od výchozího scénáře (tzn. scénáře neuvažujícího čerpání EU fondů) prakticky odchylovat. Podobně nepatrný dopad lze očekávat v případě trajektorie úrokových sazeb, stejně jako u mezery výstupu a měnového kurzu. Odhadované dopady se oproti loňskému roku výrazněji nezměnily, pouze došlo k jejich posunu o jeden rok. Stejně jako v loňském roce tak lze dospět k závěru, že dopad na účast české koruny v systému ERM II a na plnění konvergenčních kritérií je z tohoto titulu nevýznamný. Výsledky uvedené simulace je však nutno brát pouze jako orientační a podmíněné použitou metodikou.

### 1.4.3 Produktová specializace

Vyšší specializace ve výrobě pomáhá využít úspory z rozsahu. Z hlediska fungování v měnové unii však zvyšující se specializace může vést k náchylnosti ekonomiky k asymetrickým šokům (Krugman, 1993). Krugmanova hypotéza odvětvové specializace předpovídá, že jednotlivé státy se budou specializovat na jednotlivá odvětví, představovaná finálním relativně obecně definovaným produktem bez jasného substitutu, a vyrábět a vyvážet ve většině výrobních kategorií těchto odvětví. Vyšší specializace se však může projevat i uvnitř jednotlivých odvětví, kdy výroba komponentů konečného výrobku je umístěna v různých státech. Největší rizika z asymetrického šoku oproti eurozóně pak zůstávají v odvětvích, kde produkty dané ekonomiky představují velkou část celoevropského trhu a současně tato komodita představuje velkou část vývozu dané země.

Odvětví, která mají v České republice oproti eurozóně a celé Evropské unii větší podíl na celkové produkci a přidané hodnotě jsou zejména výroba dopravních prostředků, kovodělný průmysl a výroba energie. Z těchto tří odvětví má každé z nich v České republice zhruba o 2 p.b. větší podíl na celkové přidané hodnotě, než jsou průměrné evropské hodnoty. To znamená, že šok, který způsobí například globální pokles poptávky po produkci v daném odvětví ve výši 10 %, způsobí zpomalení růstu HDP v české ekonomice cca o 0,2 p.b. vyšší než v průměru pro eurozónu. Produkce těchto tří odvětví má nicméně relativně malý podíl na celkové evropské produkci v daných odvětvích, takže se dá předpokládat dopad takového šoku i na jiné ekonomiky.

## Box 2: Český automobilový průmysl

Výše uvedená úvaha se týká mimo jiné automobilového průmyslu, jehož velký podíl na české průmyslové výrobě<sup>75</sup> a českém vývozu je často uváděn jako možný zdroj asymetrických šoků pro českou ekonomiku. Dá se říci, že Česká republika se specializuje na jistou podmnožinu výrobků v rámci automobilového průmyslu (např. výrobu několika typů motorů, převodovek, bezpečnostního skla pro automobily, částí a součástí karosérií, zapalování, volantů, výfuků a tlumičů), které tvoří důležitou část českého vývozu a zároveň mají nadproporcionální podíl na evropském trhu. Z hlediska celoevropského automobilového průmyslu se však čeští výrobci objevují pouze ve zlomku všech kategorií výrobků, které lze do automobilového průmyslu zařadit. Podle databáze PRODCOM<sup>76</sup> je český automobilový průmysl nejvíce exponován ve dvou výrobních kategoriích, a to u součástek a doplňků pro motorová vozidla a částí a součástí karosérií jinde nezařazených. Jelikož tyto komodity tvoří jen malou část v rámci celé skupiny automobilového průmyslu, tuto situaci interpretujeme jako odpovídající vnitřní specializaci a tedy spíše proti Krugmanově hypotéze.

Podobně lze využít data o hospodářských výsledcích největšího českého vývozce Škoda Auto. Z výroční zprávy Škody Auto vyplývá, že cca 60 % objemu výrobního nákupu<sup>77</sup> bylo pořízeno z domácí ekonomiky, 22 % z Německa, 11 % ze zbytku západní Evropy a 6 % ze zbytku Evropy. Z hlediska počtu dodavatelů (celkový počet 1322) byla necelá polovina z Německa (ze západní Evropy kromě Německa dalších necelých 23 %) a přibližně jedna pětina z ČR. Z výroční zprávy také vyplývá vysoký podíl vnitřního obchodu, který se realizuje z velké části v rámci koncernu Volkswagen. Koncernovým zákazníkům bylo v roce 2006 například dodáno 61 % z vyrobených 1,21 motorů a 46 % vyrobených převodovek.

Riziko nadměrné specializace v automobilovém průmyslu je dále umocněno jeho vysokou cykličností (viz Graf 24). Příspěvky automobilového průmyslu k průběhu hospodářského cyklu v České republice bohužel nelze dobře analyzovat z důvodu nedostatku dat a vzhledem k probíhajícím kapacitním změnám, které zastihují cyklický vývoj. Ačkoliv případný šok do automobilového průmyslu by postihl více zemí, nadproporcionální podíl automobilového průmyslu na české ekonomické produkci oproti průměru eurozóny je zdrojem rizika, že jednotná měnová politika by v případě takového šoku nebyla – z hlediska intenzity své reakce – nastavena optimálně pro makroekonomické prostředí v české ekonomice. Velký podíl Německa, kde má automobilový průmysl stejně vysoký podíl na produkci, na českém vývozu by pak dále mohl prohloubit cyklický výkyv v české ekonomice.

---

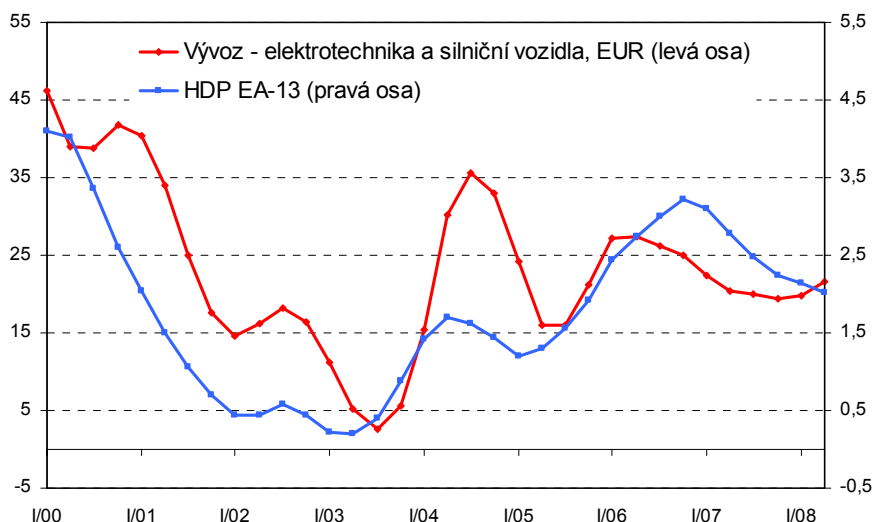
<sup>75</sup> Podíl automobilového průmyslu na celkové produkci a přidané hodnotě národního hospodářství je pro Českou republiku srovnatelný se stavem v Německu. Německý automobilový průmysl má však zhruba 30% podíl na výrobě osobních aut v Evropě, zatímco podíl České republiky je přirozeně mnohem menší.

<sup>76</sup> Statistika výroby průmyslových výrobků (PRODCOM) umožňuje odhadnout míru specializace jednotlivých států do konkrétních odvětví. Při interpretaci je ale nutno brát v úvahu, že databáze není úplná, a u podstatné části produktů a států data chybějí nebo jsou utajená, což může výsledky zkreslit. Konkrétně u ČR je reportováno spíše více údajů než pro ostatní země. Poslední údaje jsou za rok 2006.

[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?\\_pageid=2594.58778937&\\_dad=portal&\\_schema=PORTAL](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=2594.58778937&_dad=portal&_schema=PORTAL)

<sup>77</sup> Nákup výrobních prostředků pro realizování vlastní výroby, nezahrnuje například stavbu nových výrobních hal a podobně.

**Graf 24: Cyklická vývozní odvětví ČR a ekonomický růst v eurozóně (meziroční růst v %)**



Poznámka: Data byla sezónně očištěna a vyfiltrována Hodrickovým-Prescottovým filtrem.

Zdroj: Eurostat, ČSÚ, výpočet ČNB.

Další odvětví, která zauímají velkou část českého exportu, jsou strojírenství (které úzce souvisí s automobilovým průmyslem), stavební materiály a potravinářské výrobky. Více než jednu pětinu evropského trhu obsazují české vývozy v oblastech součástek a vybavení vlaků a tramvají a drážní signalizace (celkem 35 % trhu, současně však pouze 0,2 % hodnoty všech českých vývozů), hliníkového pletiva (31 % trhu, pouze 0,1 % vývozů), součástí klimatizací (24 %, 1,3 %), tvrzeného bezpečnostního skla pro motorová vozidla (21 %, 0,5 %) a kovových a železných manipulačních palet (21 %, 0,3 %).

Z výše uvedeného vyplývá, že ke specializaci dochází na úrovni nižší než jsou jednotlivá odvětví (nebo konkrétní finální výrobky). To snižuje nebezpečí výskytu výrazných asymetrických šoků, neboť odvětvové šoky tak ovlivňují relativně malou část celkové české produkce a dopadají na více zemí.

Zdrojem asymetrického šoku mohou být samozřejmě i odvětví, ve kterých je oproti eurozóně v české ekonomice vytvářen menší podíl přidané hodnoty. Dopady finanční krize roku 2008 na českou ekonomiku se zabývá Box 1 v části 1.3.

#### 1.4.4 Dopad ropného šoku

Po přijetí eura se charakter šoků, které dopadají na ekonomiku, pravděpodobně změní (Evropská komise, 2008). Zatímco zřejmě dojde k omezení výskytu poptávkových šoků, jejichž zdrojem by mohly být výkyvy kurzu vůči obchodním partnerům či fiskální politika, vzroste důležitost společných šoků, které však na jednotlivé země mohou mít odlišné dopady. Výrazné změny cen energií jsou jedním z takových šoků.

Energetická náročnost české ekonomiky je v mezinárodním srovnání poměrně vysoká. Ve spotřebě ropy je Česká republika téměř zcela závislá na dovozu. V důsledku velkého podílu uhlí na celkové spotřebě energie v domácí ekonomice je však dovoz ropy méně významný než v jiných zemích (Dybczak a kol., 2008). Dovážená ropa se u nás využívá zejména v dopravě a chemickém průmyslu. Dybczak a kol. argumentují, že dopady ropného šoku srovnatelného s vývojem cen ropy v letech 2007-2008 na českou ekonomiku nejsou příliš



dramatické. Jako důvod uvádějí poměrně nízkou energetickou závislost české ekonomiky, vývoj měnového kurzu tlumící dopad výkyvů dolarových cen do korunových cen ropy, na minulosti pozorované malé dopady světových cen ropy do českých cen výrobců a spotřebitelských cen a do budoucnosti pravděpodobnost postupného snižování energetické náročnosti české ekonomiky. Autoři používají CGE (computable general equilibrium) model k simulaci dopadu ropného šoku na českou ekonomiku. Ropný šok je definován jako růst cen ropy a ropných produktů v českých korunách o 5 % za rok během následujících čtyř let, tj. celkově o 20 %, a související čtyřletý růst cen dovážených chemických produktů o 0,8 % za rok. Ukazují citelný, avšak nikoli dramatický dopad takto definovaného šoku na nominální a reálné veličiny (viz Tabulka 26); skutečný negativní účinek potenciálního ropného šoku na nominální a reálné veličiny však samozřejmě závisí na velikosti změn ceny ropy a jejich dopadu na světovou poptávku a poptávku po českém vývozu.

**Tabulka 26: Dopady všeobecného růstu cen ropy (% odchylky od základního scénáře)**

	1	3	5	∞
HDP	-0,5	-1,2	-1,5	-0,8
CPI	0,4	1,5	2,1	-0,5

Poznámka: Hodnoty ukazují procentní odchylky od základního scénáře v prvním (1) a třetím (3) roce šoku, jeden rok po šoku (5) a dlouhodobý dopad (∞).

Zdroj: Dybczak a kol., 2008

Tabulka 26 ukazuje velikost dopadu výše definovaného ropného šoku do cenové hladiny a úrovně HDP. Cenová hladina bude v prvním roce o 0,4 % vyšší a v pátém roce o 2,1 % vyšší, což představuje průměrný dopad ropného šoku do inflace spotřebitelských cen 0,4 p.b. v prvních pěti letech. V důsledku reakce mezd na související pokles HDP je však konečný dopad takového šoku do cenové hladiny mírně záporný. Ekonomický výstup měřený HDP bude v pátém roce šoku v důsledku poklesu konkurenceschopnosti a domácí poptávky nižší o 1,5 %, což implikuje krátkodobý pokles tempa růstu HDP o 0,3 p.b.<sup>78</sup> V dlouhém období představuje uvažovaný ropný šok nižší úroveň HDP o 0,8 %.

ECB (2004) prezentuje empirické odhady dopadu ropného šoku na CPI a HDP eurozóny.<sup>79</sup> Dopad permanentního 50% zvýšení cen ropy přidá 0,3-0,6 procentního bodu do inflace eurozóny, poté dopad klesá a ve třetím roce je jen 0,0-0,1 p.b. Ropný šok má negativní dopad na růst HDP v rozpětí 0,1-0,8 p.b. během prvního roku a dopad -0,1 až +0,4 p.b. ve třetím roce. Dybczak a kol. (2008) provádějí simulaci pro českou republiku se stejně nadefinovaným ropným šokem, což vede ke kvalitativně podobným, i když výraznějším negativním dopadům do CPI a HDP, než je uváděno v základní simulaci zobrazené v Tabulce 26 (dopad do inflace 0,8 a 0,9 p.b. v prvním a třetím roce, dopad do růstu HDP -1,0 p.b. v obou letech). To je nicméně způsobeno vedle vyšší energetické náročnosti české ekonomiky mimo jiné též skutečností, že absolutní dopad 50% růstu cen ropy je v současnosti výrazně vyšší než v době vytvoření odhadů prezentovaných ECB.

<sup>78</sup> Simulace ČNB prezentovaná ve Zprávě o inflaci IV/2008 modeluje dopad zvýšení ceny ropy o 25 USD po dobu dvou let. Tento scénář vývoje ceny ropy implikuje o něco nižší dopad na inflaci a ekonomický růst v nejbližších letech následujících po ropném šoku než Dybczak a kol. (2008).

<sup>79</sup> Studie prezentuje dopady vypočtené pomocí modelů ECB AWM, EC QUEST, NiGEM, IMF Multimod.

## 2. PŘIZPŮSOBOVACÍ MECHANISMY

Přijetí jednotné měny a ztráta nezávislé měnové politiky bude znamenat, že přizpůsobení ekonomiky šokům bude klást zvýšené nároky na jiné adaptační mechanismy. Teorie optimálních měnových zón indikuje důležitost stabilizační funkce veřejných rozpočtů, pružnosti cen a mezd, flexibility trhu práce a schopnosti finančního systému absorbovat šoky.

### 2.1 Fiskální politika

Automatické fiskální stabilizátory nebo diskreční opatření fiskální politiky mohou po ztrátě samostatné měnové politiky do jisté míry nahradit chybějící přizpůsobovací mechanismy v případě asymetrického šoku a přispět tak v případě potřeby ke stabilizaci ekonomiky. Stávající kondice a zejména výhled vývoje veřejných financí do budoucna je tak důležitým faktorem, který je nutné zohlednit při úvahách o připravenosti české ekonomiky na vstup do eurozóny.

#### 2.1.1 Stabilizační funkce veřejných rozpočtů

Z pohledu stabilizační úlohy fiskální politiky je žádoucí takové nastavení veřejných financí, které nezpůsobuje velké změny v očekáváních tržních subjektů a vytváří stabilní ekonomické prostředí. Po přijetí eura se potřeba stabilizačního působení fiskální politiky zvýší.

Fiskální politika může ovlivňovat ekonomický vývoj jednak přímo, prostřednictvím diskrečních opatření na příjmové či výdajové straně veřejných rozpočtů, jednak zprostředkovaně, vytvářením podmínek pro optimální fungování automatických (vestavěných) fiskálních stabilizátorů. Proti širšímu uplatňování diskrečních fiskálních opatření však hovoří negativní zkušenosti s aktivistickou fiskální politikou ve vyspělých zemích v 70. letech minulého století, kdy takový postup nevedl k žádoucím či prokazatelným výsledkům nebo byl dokonce kontraproduktivní.<sup>80</sup> To se odrazilo i ve změně paradigmatu teoretické ekonomie, kdy byla víra v účinnost aktivistické fiskální politiky nahrazena hypotézou o větší efektivnosti dodržování předem daných pravidel. Ve fiskální sféře taková pravidla představuje zejména jednoduchý, stabilní a předvídatelný systém daňových a výdajových předpisů, fungující v rámci konsolidovaného a dlouhodobě udržitelného systému veřejných financí, samozřejmě podpořený dodržováním fiskální disciplíny ze strany vlády. Naopak diskreční, resp. aktivistická fiskální politika může ekonomické prostředí destabilizovat.

Podle fiskálních pravidel Evropské unie je proto optimální zhruba vyrovnané hospodaření vlády v rámci ekonomického cyklu a volné působení automatických fiskálních stabilizátorů, které mohou šoky tlumit bez nutnosti přijímat ad hoc diskreční fiskální opatření.<sup>81</sup> Veřejné

---

<sup>80</sup> Obecnými příčinami jsou především dlouhá a nepředvídatelná zpoždění mezi identifikací šoků, implementací fiskálních opatření a jejich účinkem, existence institucionálních omezení, setrvačnost fiskálních rozhodnutí. Typickým příkladem tohoto problému je riziko tzv. procyklické fiskální politiky, tj. fiskální politiky, která se snaží vyrovnávat ekonomický cyklus (ten lze považovat za jeden konkrétní typ ekonomického šoku), avšak vzhledem ke zmíněným zpožděním ve skutečnosti cyklus ještě zvyrazňuje.

<sup>81</sup> Pakt stability a růstu formuje tlak na veřejné finance, aby byly schopny poskytovat stabilizační působení zejména v době recese, tj. aby byl vytvořen dostatečný prostor pro takový vliv (pro působení vestavěných stabilizátorů a v krajním případě i fiskální diskrece). V souvislosti s finanční krizí roku 2008 a s ní související veřejnou podporou finančním institucím ze strany vlád některých členských zemí Evropské unie vyvstává otázka, do jaké míry dojde z tohoto důvodu k porušení fiskální disciplíny a eventuelně k rozvolnění Paktu stability a růstu. Závěry v tomto ohledu by však byly předčasné, neboť dosud není zřejmý dopad takovýchto

finance tak v období recese prostřednictvím deficitního hospodaření stimulují agregátní poptávku a v období expanze by ji měly vytvářením fiskálních přebytků naopak tlumit. Aby mohla být tato automatická funkce veřejných rozpočtů zajištěna a nedocházelo přitom k porušování maximálních dohodnutých schodků, je nutné, aby se veřejné finance nacházely ve vyrovnaném nebo přebytkovém hospodaření v růstové fázi ekonomického cyklu. Z této úvahy je odvozeno též konvergenční kritérium pro deficit vládního sektoru vyjádřený v poměru k HDP, kdy 3% limit je považován za dostatečný prostor pro volné působení automatických stabilizátorů v případě méně významného tj. běžného útlumu ekonomiky. V případě hlubší recese se předpokládá nutnost diskrečního zásahu fiskální politiky s pravděpodobným větším dopadem pro deficit, a proto nastupuje uplatnění výjimky z plnění tohoto kritéria.

Vliv makroekonomického prostředí a zásahů vlády na vývoj veřejných rozpočtů lze rozlišit rozložením fiskálního salda na část, která je výsledkem působení ekonomického cyklu, a na tzv. cyklicky očištěné saldo (resp. strukturální saldo, tj. saldo zohledňující vedle hospodářských výkyvů i dopady dočasných nebo jednorázových fiskálních opatření). Cyklicky očištěné saldo poskytuje informaci o tom, jaký by byl výsledek rozpočtového hospodaření, kdyby se ekonomika nacházela na svém potenciálu. Aktuální odhad ČNB určující **cyklickou a cyklicky očištěnou část salda vládního sektoru České republiky** znázorňuje Graf 25.<sup>82</sup> Cyklická složka deficitu hrála v letech 1998-2006 jen zanedbatelnou úlohu a celkový fiskální schodek byl téměř totožný s cyklicky očištěnou složkou. Působení automatických stabilizátorů reagujících na ekonomický cyklus a vyhlazujících jeho výkyvy tak bylo v České republice velmi omezené.<sup>83</sup> Celkový deficit zhoršovala zejména procyklická výdajová politika vlády, neboť dodatečné daňové příjmy nebyly důsledně používány na snižování fiskálního deficitu, ale spíše ke generování nových veřejných výdajů. Stejně tak nebyly prováděné daňové škrty doprovázeny odpovídajícími opatřeními na straně veřejných výdajů, a to ani v letech solidního ekonomického růstu. Schodkovost vládního sektoru České republiky tedy byla dána zejména necyklickými vlivy, výraznější působení hospodářského cyklu se začalo projevovat až v letech 2007 a 2008. Zajištění střednědobé vyrovnanosti resp. dlouhodobé udržitelnosti veřejných rozpočtů České republiky je důležitou podmínkou pro schopnost dlouhodobě plnit Pakt stability a růstu a pro využití stabilizační funkce veřejných rozpočtů. Přijetí stabilizačních fiskálních opatření v srpnu 2007 a jejich implementace v roce 2008, včetně dalších reformních kroků ukazují na postupné zlepšování této situace. Již v roce 2007 došlo k poměrně významnému zlepšení salda veřejných rozpočtů. V roce 2008 byla vůči ČR ukončena procedura při nadměrném schodku, když podle Evropské komise došlo kredibilním a udržitelným způsobem ke korekci deficitu. Tato procedura s Českou republikou byla ukončena o rok dříve, než byl původní závazek. Podle odhadu ČNB by strukturální schodek v roce 2008 mohl poklesnout na 1,5 % HDP a na této úrovni setrvat i v roce 2009.

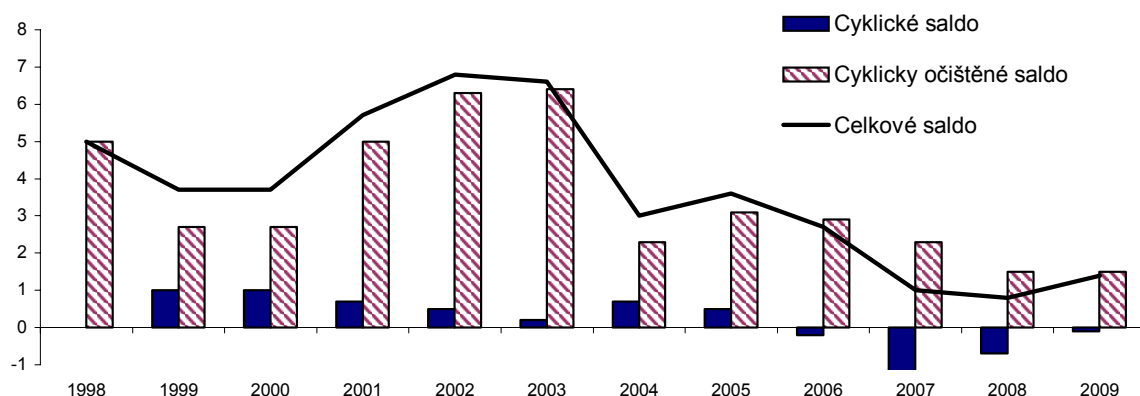
---

operací do vládního hospodaření v metodice ESA95. Případné zhoršení ukazatelů v důsledku finanční podpory zároveň nemusí jednoznačně znamenat ani rozvolnění Paktu stability a růstu, neboť v současnosti platná pravidla sama dávají možnost klasifikovat zhoršení fiskální pozice v důsledku určitých opatření jako mimořádné bez aktivizace nápravných mechanismů v rámci preventivní či korektivní části Paktu.

<sup>82</sup> Odhady ČNB byly provedeny metodou ESCB na údajích podle metodiky ESA95, zatímco Tabulka 20 obsahuje predikci Evropské komise a cyklické očištění je provedeno metodou Evropské komise.

<sup>83</sup> Automatické stabilizátory působí ve směru zhoršování fiskálního salda v období ekonomické recese a ve směru jeho zlepšování v letech ekonomického růstu.

**Graf 25: Dekompozice fiskálního salda na cyklickou a cyklicky očištěnou část dle analýz ČNB (% HDP)**



Poznámka: Kladné hodnoty představují schodek veřejných rozpočtů, záporné jejich přebytek.

Zdroj: Výpočet ČNB.

### 2.1.2 Deficit a dluh vládního sektoru a prostor pro stabilizační fiskální politiku

Vzhledem k požadavkům Paktu stability a růstu je možnost fiskální politiky diskrečně nebo automaticky reagovat na neočekávané šoky dána zejména prostorem mezi výší strukturálního schodku vládního sektoru a referenční hodnotou 3 % HDP a dále prostorem mezi výší vládního dluhu a referenční hodnotou 60 % HDP. Cílem fiskální politiky v období před vstupem do eurozóny by mělo být přiblížení veřejných rozpočtů vyrovnané bilanci, resp. dosažení střednědobého cíle (Medium Term Objective, MTO)<sup>84</sup> tak, aby zůstal dostatečný prostor pro stabilizační fiskální politiku v nepříznivých časech. Tabulka 27 shrnuje údaje a předpovědi Evropské komise z jara 2008 o **vývoji fiskálního salda** vybraného vzorku zemí. Levá část tabulky poskytuje informaci o neupraveném saldu vládního sektoru, pravá obsahuje tzv. strukturální saldo, tj. fiskální saldo očištěné o cyklické, jednorázové a dočasné vlivy.

<sup>84</sup> Původně jednotný požadavek na vyrovnané rozpočtové hospodaření byl v rámci novelizace evropských fiskálních pravidel nahrazen národně specifickými střednědobými cíli (MTO), které jsou pro různé ekonomiky odlišné v závislosti na výši existujícího veřejného vládního dluhu a perspektivách ekonomického růstu. Rychle rostoucí ekonomiky s nízkou úrovní veřejného dluhu vládního sektoru mohou místo vyrovnaného hospodaření veřejného vládního sektoru dosahovat strukturální deficit ve výši až 1 % HDP, což je i střednědobý cíl platný pro Českou republiku, k jehož splnění do roku 2012 se opakovaně zavázala v aktualizaci konvergenčního programu z listopadu 2007.

**Tabulka 27: Deficit vládního sektoru (ESA95), odhad Evropské komise (v % HDP)**

	2006	2007	2008	2009	2006	2007	2008	2009
	neupravené saldo				cyklicky upravené saldo			
CZ	-2,7	-1,6	-1,4	-1,1	-2,9	-2,3	-1,9	-1,5
AT	-1,5	-0,5	-0,7	-0,6	-1,4	-1,0	-1,2	-0,9
DE	-1,6	0,0	-0,5	-0,2	-1,4	-0,3	-0,8	-0,8
PT	-3,9	-2,6	-2,2	-2,6	-3,2	-2,2	-1,9	-2,2
HU	-9,2	-5,5	-4,0	-3,6	-9,7	-4,7	-3,7	-3,3
PL	-3,8	-2,0	-2,5	-2,6	-4,0	-2,5	-2,7	-2,3
SI	-1,2	-0,1	-0,6	-0,6	-1,3	-0,7	-1,1	-0,7
SK	-3,6	-2,2	-2,0	-2,3	-3,1	-2,6	-2,8	-3,1
CZ <sup>b</sup>	-2,7	-1,0	-0,8	-1,4	-2,7	-2,0	-1,5	-1,5

Poznámka: a) Cyklické očištění metodou Evropské komise.

b) Neupravené saldo: pro roky 2006 a 2007 jde o předběžné údaje dle notifikací ČSÚ (říjen 2008), pro roky 2008 a 2009 jde o aktuální odhad ČNB. Cyklicky upravené saldo je vypočteno dle metody ESCB. Rozdíl ve výši cyklicky upraveného salda pro Českou republiku vyplývá z odlišností v metodě cyklického očištění, úrovni uvažovaného neupraveného salda, úrovni trendového růstu HDP a výši jednorázových a ostatních dočasných opatření, která jsou z neupraveného salda před jeho cyklickým očištěním odečtena.

Zdroj: Evropská komise (2008a), ČNB.

Tabulka 27 ukazuje, že v roce 2007 zaznamenal fiskální vývoj vyjádřený celkovým (neupraveným) saldem vládního sektoru výrazné zlepšení ve všech sledovaných zemích. Tento pozitivní vývoj byl založen zejména na neočekávaně příznivém ekonomickém vývoji a z toho plynoucích mimořádných příjmech a jenom částečně na reformních opatřeních, což odráží i méně přesvědčivé výsledky vývoje cyklicky upraveného salda, charakterizujícího reformní úsilí vlád. V ČR se hodnota schodku vládního sektoru v roce 2007 dostala zhruba na 1,0 % HDP také především zásluhou cyklických faktorů, zejména vyšších daňových příjmů. Pokračující mírné zlepšování celkového salda (s výjimkou Polska, Portugalska a Slovenska) je očekáváno i v letech 2008 a 2009. Pro vývoj ČR je varováním zejména fakt, že deficit vládního sektoru nevymizel ani ve fázi vrcholícího ekonomického cyklu. Očekávaný útlum hospodářského růstu tedy zvyšuje riziko zhoršení deficitů oproti prognózovaným hodnotám na hladině kolem 1 % HDP. Není však pravděpodobné, že by v daném horizontu deficit vládního sektoru v ČR překročil maastrichtské kritérium ve výši 3 % HDP.

Manévrovací prostor vlády je determinován kromě ostatních vlivů i **charakterem fiskálních výdajů**. Zatímco ke změně některých výdajů stačí změna usnesení vlády nebo podzákonných norem, změny jiných výdajů musí být provedeny časově náročnější změnou zákona nebo mezinárodní smlouvy. Rozlišení na mandatorní, kvazi-mandatorní a nemandatorní výdaje je z ekonomického úhlu pohledu rozlišením rychlosti, se kterou může vláda v případě potřeby dané výdaje měnit.<sup>85</sup> Mandatorní výdaje jsou nejméně flexibilní, přesto lze většinu z nich v kratším či delším časovém horizontu odpovídajícími legislativními změnami upravovat.

Tabulka 28 shrnuje vývoj mandatorních výdajů státního rozpočtu vzhledem k celkovým příjmům a výdajům státního rozpočtu a celkovým příjmům a výdajům vládního sektoru.

<sup>85</sup> Definice mandatorních výdajů použitá v této analýze je uvedena v metodické části.

**Tabulka 28: Podíl mandatorních výdajů státního rozpočtu (v %) <sup>a</sup>**

	2005	2006	2007	2008	2009
- na příjmech státního rozpočtu	54	57	54	56	56
- na výdajích státního rozpočtu	51	53	51	53	54
- na příjmech vládního sektoru (ESA95)	39	41	39	39	40
- na výdajích vládního sektoru (ESA95)	36	38	36	36	37

Poznámka: a) Údaje pro roky 2005-2007 jsou skutečnost, údaje pro roky 2008 a 2009 vycházejí z vládního návrhu státního rozpočtu ze září 2008. Odhady vývoje příjmů a výdajů vládního sektoru byly převzaty z materiálu Evropské komise.

Zdroj: Evropská komise (2008a), výpočet ČNB.

Podíl mandatorních výdajů v roce 2008 podle vládního návrhu státního rozpočtu bude činit 56 % celkových příjmů rozpočtu, resp. 39 % příjmů celého vládního sektoru (v metodice ESA95). V roce 2008 dochází ke zvýšení podílu mandatorních výdajů a mírný nárůst pokračuje i ve výhledu na rok 2009. Zdá se tak být zřejmé, že nebude splněn závazek vlády z programového prohlášení, který sliboval snížení podílu mandatorních výdajů na celkových výdajích státního rozpočtu do roku 2010 pod 50 %.

Mandatorní výdaje nejsou jednotlivými zeměmi sledovány v přímo porovnatelné podobě, resp. neexistuje harmonizovaná definice tohoto pojmu. Do určité míry lze srovnávat strukturu příjmů a výdajů vládního sektoru jednotlivých zemí. Toto srovnání poskytuje Tabulka 29; „mandatorními výdaji“ jsou zejména položky sociálních dávek a dluhové služby. V obou ukazatelích patřila Česká republika ve srovnávaném vzorku států k zemím s nejnižší hodnotou. Naopak v případě vládních výdajů na investice (ukazatel hrubá tvorba kapitálu) patřila Česká republika v roce 2007, stejně jako v předchozích letech, ke skupině zemí s nejvyšším podílem na HDP.

**Tabulka 29: Poměr veřejných příjmů a výdajů k HDP v roce 2007 (%)**

	CZ	AT	DE	PT	HU	PL	SI	SK
<b>Celkové příjmy</b>	40,8	47,5	43,9	43,1	44,6	40,4	43,2	34,7
- daně	19,9	27,4	23,7	24,9	25,8	22,8	24,0	17,4
- sociální pojištění	16,2	15,7	16,5	12,7	13,6	12,1	14,3	11,9
<b>Celkové výdaje</b>	42,4	48,0	43,9	45,7	50,1	42,4	43,3	36,9
- náhrady zaměstnancům	7,5	6,9	6,9	12,9	11,4	9,6	10,9	6,8
- mezipotřeba	6,1	8,8	4,2	4,1	6,4	5,9	6,1	4,5
- sociální dávky	12,8	17,6	17,3	15,2	15,2	14,4	14,7	11,6
- hrubá tvorba kapitálu	4,8	1,0	1,5	2,4	3,6	4,1	3,7	1,9
- dluhová služba	1,2	2,7	2,8	2,8	4,1	2,6	1,3	1,4

Zdroj: Evropská komise (2008a).

Důležitým faktorem limitujícím stabilizační schopnost fiskální politiky se může stát též aktuální stav a výhled budoucího vývoje **vládního dluhu** skrze jeho vliv na vývoj výdajů na dluhovou službu. Srovnání výhledu poměru hrubého konsolidovaného dluhu k HDP přináší Tabulka 30; údaje jsou pro srovnatelnost opět převzaty z jarní predikce Evropské komise.

**Tabulka 30: Vládní dluh (ESA95), odhad Evropské komise (v % HDP)**

	2006	2007	2008	2009
CZ	29,4	28,7	28,1	27,2
AT	61,8	59,1	57,7	56,8
DE	67,6	65,0	63,1	61,6
PT	64,7	63,6	64,1	64,3
HU	65,6	66,0	66,5	65,7
PL	47,6	45,2	44,5	44,1
SI	27,2	24,1	23,4	22,5
SK	30,4	29,4	29,2	29,7
CZ <sup>a</sup>	29,6	28,9	27,6	26,8

Poznámka: a) Pro roky 2006 a 2007 jde o předběžné údaje dle notifikací ČSÚ (říjen 2008), pro roky 2008 a 2009 jde o aktuální odhad ČNB

Zdroj: Evropská komise (2008a), ČNB.

Díky příznivému makroekonomickému vývoji poklesl hrubý konsolidovaný dluh českého vládního sektoru v roce 2007 na hodnotu 28,9 % HDP a v letošním roce se očekává jeho další mírné snížení. V rámci srovnávaných zemí ČR patří k nejméně zadlužením zemím a řadí se na druhé místo za hned za Slovinsko. Také výhled na rok 2009 předpokládá pro ČR mírný pokles vládního dluhu. Díky nízkému vládnímu dluhu a nízkým úrokovým sazbám zůstává též odhad výdajů na dluhovou službu v procentech HDP pro ČR poměrně příznivý (Tabulka 31). V dlouhodobějším horizontu však závisí tento vývoj na konsolidaci a prosazení strukturálních změn spjatých s reformou systému důchodového a zdravotního pojištění, jež by omezily jinak nevyhnutelný nárůst zadlužení a tedy i mandatorních výdajů spojených s dluhovou službou.

**Tabulka 31: Dluhová služba, odhad Evropské komise (v % HDP)**

	2006	2007	2008	2009
CZ	1,1	1,2	1,1	1,1
AT	2,7	2,7	2,6	2,6
DE	2,8	2,8	2,6	2,6
PT	2,8	2,8	2,8	2,7
HU	3,9	4,1	4,2	4,1
PL	2,7	2,6	2,7	2,7
SI	1,4	1,3	1,2	1,1
SK	1,5	1,4	1,4	1,4

Zdroj: Evropská komise (2008a).

Samotná existence deficitů veřejných rozpočtů v podmínkách vrcholícího hospodářského cyklu i přes nečekaně nízký deficit v roce 2007 (a obdobně očekávaný poměrně příznivý výsledek v roce 2008) svědčí o přetrvávajících problémech veřejných financí v České republice. Při stále spíše vysokém podílu mandatorních výdajů tak deficity vymezují jen úzký manévrovací prostor pro případné působení vestavěných stabilizátorů, či případně aktivní fiskální politiky v ekonomicky nepříznivých časech.

### 2.1.3 Dlouhodobá udržitelnost vývoje veřejných financí

Dlouhodobá udržitelnost veřejných financí je základním předpokladem jejich stabilizačního působení na ekonomiku. Prakticky všechny země EU jsou vystaveny problému stárnutí populace a s tím spojenému nárůstu penzijních, sociálních a zdravotních výdajů, což může být zdrojem nestability v budoucnu. Dlouhodobý výhled vývoje dluhu vládního sektoru

zohledňující provedení reforem nastíněných v národních aktualizacích konvergenčních programů nebo programů stability obsahuje Tabulka 32.

**Tabulka 32: Hrubý dluh vládního sektoru (v % HDP)**

	<b>2007</b>	<b>2010</b>	<b>2030</b>	<b>2050</b>
CZ	30,4	30,0	76,0	282,0
AT	59,9	55,0	24,0	25,0
DE	64,9	60,0	22,0	38,0
PT	64,4	60,0	33,0	74,0
HU	65,4	63,0	70,0	205,0
PL	44,9	42,0	-20,0	-117,0
SI	25,6	23,0	45,0	227,0
SK	30,6	30,0	32,0	116,0

Zdroj: Evropská komise (2008a).

V případě České republiky, Slovinska, Maďarska a Slovenska indikuje tato modelová simulace v rozmezí let 2030 až 2050 závažné narůstání fiskálních problémů zejména z titulu demografických změn. Naopak Polsko se v horizontu roku 2050 může dostat do situace významného přebytku důchodového systému a vytvoření kladné čisté pozice vládního sektoru. Stávající trajektorie výdajů spojených se stárnutím populace v České republice se jeví jako dlouhodobě neudržitelná a v případě absence reformních kroků vedoucích k zásadní změně důchodového a zdravotního systému pravděpodobně povede k výraznému zvýšení úrovně hrubého vládního dluhu. Z tohoto důvodu jsou Česká republika, Slovinsko, Maďarsko a Slovensko v rámci Evropské unie řazeny mezi země s nejvyšším rizikem dlouhodobé udržitelnosti veřejných financí. Současně je pravděpodobné, že v případě České republiky a některých dalších zemí dojde v budoucnu ke zpřísnění střednědobých cílů tak, aby více reflektovaly implicitní závazky veřejných rozpočtů pokrývat výše zmíněné značné náklady stárnutí populace těchto zemí.

## **2.2 Pružnost mezd a strnulost inflace**

Přizpůsobení reálných mezd a cen je vedle stabilizačního působení fiskální politiky dalším mechanismem, který by měl napomoci efektivně vstřebávat šoky. Právě změny v reálných mzdách a v cenách jsou totiž podnětem pro ekonomické agenty, aby změnili své chování ve směru odpovídajícím danému šoku.

### **2.2.1 Míra přizpůsobení růstu reálných mezd míře nezaměstnanosti – Phillipsova křivka**

**Reakce mezd na změny v poptávce po práci** je jedním ze způsobů přizpůsobení ekonomiky a prostředkem k zachování nízké míry nezaměstnanosti. Následující analýza hodnotí schopnost české ekonomiky tlumit dopady ekonomických šoků pomocí přizpůsobení reálných mezd. Míra reálného přizpůsobení mezd změnám v nezaměstnanosti, tj. elasticita reálných mezd, je měřena pomocí odhadu jednoduché Phillipsovy křivky.

Elasticita reálných mezd může nabývat kladných či záporných hodnot. Záporné hodnoty naznačují, že mzdy jsou pružné (růst mzdových nákladů je tlumen nárůstem nezaměstnanosti). Naopak, kladné nebo nevýznamné hodnoty elasticity mezd poukazují na absenci pružnosti mezd. Odhady Phillipsovy křivky byly provedeny pomocí metody nejmenších čtverců (OLS) na čtvrtletních datech za období 1996:Q1–2001:Q4 a 2002:Q1–2008:Q2. Tabulka 33 obsahuje shrnutí výsledků.



**Tabulka 33: Elasticita mezd na míru nezaměstnanosti**

	1996-2001	2002-2008
CZ	-0,018 *	-0,030
AT	-0,090 **	0,040
PT	-0,012	-0,045
HU	-0,041 **	0,030
PL	-0,027 *	0,014
SI	0,001	0,025
SK	-0,032 **	-0,060

Poznámka: \*\*\*, \*\*, \* označují 1%, 5% a 10% hladiny významnosti.

Zdroj: Výpočet ČNB.

Odhadnutá elasticita mezd pro Českou republiku se sice mezi sledovanými obdobími zvýšila, současně se však stala statisticky nevýznamnou.<sup>86</sup> Mzdy tak zřejmě nemají významnější stabilizační funkci. Statistická významnost odhadů se vytratila i v případě Rakouska, Maďarska, Polska a Slovinska. Za poslední období je tak pružnost mezd nevýznamná u všech uvedených zemí. V případě Portugalska a Slovinska mzdy zřejmě neplnily přizpůsobovací roli po celé sledované období.<sup>87</sup>

### 2.2.2 Pružnost nominálních a reálných mezd směrem dolů – Evidence z dotazníkového šetření podniků

Doplňující pohled na pružnost mezd poskytuje evidence z dotazníkového šetření podniků, které přímo klade otázky, jak často podniky mění mzdy.

Indikátor nepružnosti nominálních mezd směrem dolů může nabývat hodnot v intervalu [0, 1] a je konstruován jako podíl podniků, které v průběhu posledních pěti let zmrazily nominální mzdy.<sup>88</sup> Vyšší hodnoty tohoto indikátoru tak odpovídají vyšší míře nepružnosti mezd.

Doplňujícím indikátorem je ukazatel nepružnosti reálných mezd směrem dolů. Tento ukazatel také nabývá hodnot v intervalu [0, 1] a označuje podíl podniků, ve kterých existuje *automatický* vztah mezi nominálními mzdami a minulou nebo očekávanou inflací.

Tabulka 27 ukazuje, že v České republice v letech 2002–2006 docházelo ze všech srovnávaných zemí k nejvyšší míře zmražení nominálních mezd (více než čtvrtina dotázaných podniků), zatímco v nejmenší míře k němu docházelo na Slovinsku (3,3 %). Nepružnost reálných mezd v České republice (11,3 %) odpovídá zhruba průměru vybraných stávajících

<sup>86</sup> Zvýšení absolutní hodnoty koeficientu spolu se snížením statistické významnosti je projevem vyšší volatility v datech.

<sup>87</sup> Doplnující pohled na pružnost mezd poskytují odhady mzdové křivky, které měří pružnost reálných mezd z pohledu míry přizpůsobení úrovně regionálních mezd podle výše regionální nezaměstnanosti (Nickell, 1997). Odhad mzdové křivky pro Českou republiku (podle metodologie z článku Galuščák a Mních, 2005a) za období 1994-2006 byl publikován v loňském souboru Analýz sladění. Analýza shledala, že mzdy v české ekonomice jsou formovány v závislosti na výši regionální, zejména krátkodobé, nezaměstnanosti, a koeficient pružnosti je podobný koeficientu, který Blanchflower a Oswald (1994) zjistili pro řadu vyspělých a reformujících se zemí. V posledním období však zřejmě docházelo k určitému snížení pružnosti mezd, pravděpodobně z důvodu zvyšující se dlouhodobé nezaměstnanosti.

<sup>88</sup> Reakce firem v podobě zmražení a nikoliv snížení mezd je hodnocena jako známka nepružnosti mezd směrem dolů. Zmražení mezd však může být jak destabilizujícím tak stabilizujícím prvkem. Pokud ekonomické podmínky vyústí v potřebu snížení nominálních mezd, jejich zmražení může představovat potřebu přizpůsobení přes zaměstnanost. V jiné situaci však může zmražení nominálních mezd při nenulové (a v čase se měnící) inflaci vést k poklesu reálných mezd a k tím k žádoucímu přizpůsobení vývoji produktivity a dalších makroekonomických veličin.

členů eurozóny.<sup>89</sup> Mezi sledovanými zeměmi byla nejvyšší nepružnost reálných mezd ve Slovinsku (21,5 %) a nejnižší v Polsku (6,7 %).

**Tabulka 34: Nepružnost nominálních a reálných mezd směrem dolů:  
Podíl podniků ve kterých se vyskytuje nepružnost v letech 2002–2006**

	nominální mzdy	reálné mzdy
CZ	0,259	0,113
AT	0,089	0,119
PT	0,151	0,083
HU	0,064	0,117
PL	0,096	0,067
SI	0,033	0,215

Zdroj: Babecký a kol. (2008).

### 2.2.3 Inflační perzistence

Schopnost ekonomiky efektivně vstřebávat šoky závisí také na pružnosti cen. Jedním ze způsobů zkoumání cenové pružnosti je analýza inflační perzistence (strnulosti), tedy rychlosti, s jakou se inflace navrácí po šoku zpět k rovnováze. Lze říci, že vysoká inflační perzistence signalizuje nepružnost cen (Coricelli a Horváth, 2009). Výrazné lokální rozdíly v perzistenci inflace v zemích měnové unie mohou zároveň znamenat rozdílné dopady jednotné měnové politiky. Podle práce Angeloni a Ehrmann (2004) lze rozdíly v inflaci pozorované mezi jednotlivými zeměmi eurozóny do značné míry vysvětlit právě rozdílnou perzistencí inflace.

Inflační perzistence je měřena třemi alternativními metodami. První, neparametrická metoda (Metoda 1), využívá postup navržený v práci Marques (2004), podle něhož je inflace tím strnulější, čím déle skutečné inflaci trvá návrat k její střednědobé hodnotě. Hodnoty tohoto ukazatele leží mezi 0 a 1, přičemž platí, že čím blíže jsou hodnoty k jedné, tím je inflace strnulější.

Druhá a třetí metoda jsou založeny na modelu inflace jako autoregresního procesu a sledují součet koeficientů autoregresních členů. Metoda 2 předpokládá konstantní střednědobou hodnotu inflace. Marques (2004) a Cecchetti, Debelle (2006) ukázali, že výsledky modelování perzistence inflace jsou do značné míry závislé na předpokladu o střednědobé hodnotě, ke které inflace konverguje. Pokud časová řada inflace obsahuje strukturální změny, které modelový proces nepřipouští, odhad perzistence inflace je typicky vychýlený nahoru. Vzhledem k transformačnímu procesu doprovázenému cenovou konvergencí, postupnou deregulací cen a změnami měnové politiky jsou posuny v střednědobých hodnotách inflace zasaženy zejména časové řady tranzitivních zemí. Metoda 3 proto modeluje autoregresní proces s předpokladem střednědobé hodnoty inflace měnící se v čase. Hodnoty ukazatelů perzistence v Metodě 2 a 3 rostou s perzistencí inflace.

<sup>89</sup> Vývoj reálných mezd deflovaných celkovou inflací je v České republice podle analýz ČNB spíše proticyklický, tj. reálné mzdy rostou pomaleji/rychleji při rychlém/pomalém růstu ekonomiky, přičemž tento vztah je v některých obdobích narušován dopady administrativních změn do inflace. Proticyklický charakter reálných mezd je však zřejmě do značné míry dán výkyvy měnového kurzu, na něž růst ekonomiky a inflace reagují rychleji než vývoj nominálních mezd. Při deflování reálných mezd pouze cenami domácí produkce je jejich vývoj spíše procyklický (tj. reálné mzdy rostou rychleji na vrcholu hospodářského cyklu a naopak), což naznačuje určitou míru pružnosti vývoje reálných mezd.

Hodnoty ukazatelů inflační perzistence pro období 1997Q1-2008Q2 znázorňuje Tabulka 35. Podle Metody 1 dosahuje inflační perzistence v České republice ve srovnání s ostatními sledovanými zeměmi jedné z nejnižších hodnot. Oproti hodnocení prováděnému v roce 2007 tak došlo k snížení perzistence, nicméně loňský výpočet byl proveden na základě měsíčních a ne čtvrtletních dat, a proto výsledky nejsou plně srovnatelné. Odhady podle Metody 2 indikují u České republiky relativně nízkou úroveň inflační perzistence srovnatelnou se Slovenskem, Portugalskem nebo EA13. Metoda 3 hodnotí strnulost inflace v České republice jako nejnižší ze zkoumané skupiny zemí vůbec. Protože tato metoda nejlépe zohledňuje tranzitivní charakter české ekonomiky, lze ji při interpretaci výsledků v Tabulce přikládat největší váhu.

**Tabulka 35: Odhady perzistence inflace<sup>a</sup>**

	Metoda 1	Metoda 2	Metoda 3
CZ	0,79	0,83	0,32
AT	0,74	0,92	0,71
DE	0,77	0,98	0,97
PT	0,82	0,78	0,43
HU	0,79	0,91	0,84
PL	0,85	0,97	0,52
SI	0,90	0,95	0,66
SK	0,85	0,80	0,42
EA13 <sup>b</sup>	0,77	0,86	0,84

Poznámka: a) Metoda 1 - neparametrická metoda. Metoda 2 - suma autoregresních koeficientů, předpoklad konstantní střednědobé hodnoty. Metoda 3 - suma autoregresních koeficientů, předpoklad v čase se měnící střednědobé hodnoty.

b) Odhady pro EA nelze přímo srovnávat s odhady pro jednotlivé státy z důvodu tzv. aggregation bias popsaného v Cecchetti a Debelle (2006).

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

## 2.3 Pružnost trhu práce

Přizpůsobení na trhu práce je významným vyrovnávacím procesem, po vstupu do eurozóny jeho důležitost, podobně jako přizpůsobení mezd a cen, významně poroste. Negativní dopady asymetrických šoků mohou být na trhu práce tlumeny přizpůsobením mezd nebo změnami v zaměstnanosti. Pružnost trhu práce je určena flexibilitou pracovní síly a institucionálními faktory.

### 2.3.1 Nezaměstnanost a vnitřní pružnost trhu práce

Málo pružný trh práce je obvykle spojován s vyšší dlouhodobou nezaměstnaností a vysokými regionálními rozdíly v míře nezaměstnanosti. Zatímco dlouhodobá nezaměstnanost poukazuje na vysokou strukturální složku nezaměstnanosti, regionální rozdíly v nezaměstnanosti mohou souviset s nízkou regionální mobilitou pracovní síly.

Tabulka 36 uvádí vývoj míry **dlouhodobé nezaměstnanosti** ve sledovaných zemích. Koncem 90. let se tento ukazatel pro Českou republiku výrazně zvýšil. V letech 2006 a 2007 se míra dlouhodobé nezaměstnanosti naopak snižovala a v roce 2007 dosáhla hodnoty 2,8 %. Tento ukazatel je stále vyšší než v Rakousku (kde je vůbec nejnižší) a Slovinsku. V ostatních srovnávaných zemích je míra dlouhodobé nezaměstnanosti vyšší než v České republice, velmi vysoká je zejména na Slovensku. Ve sledovaných zemích kromě Maďarska, Rakouska a Portugalska se míra dlouhodobé nezaměstnanosti snižuje. Podobné závěry poskytují údaje o podílu dlouhodobě nezaměstnaných na celkové nezaměstnanosti (Tabulka 37). Podíl dlouhodobě nezaměstnaných v roce 2007 nadále přesahoval 50 %. Absence zřetelnějšího

poklesu podílu dlouhodobě nezaměstnaných do roku 2007 podporuje domněnku, že za snižováním míry dlouhodobé nezaměstnanosti stála především rostoucí poptávka po práci spojená s vysokým růstem ekonomiky, tj. cyklické faktory. V průběhu roku 2008 došlo k mírnému poklesu tohoto podílu, což pravděpodobně souvisí se zpříšňováním podmínek pro nároky na sociální dávky.

**Tabulka 36: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<b>CZ</b>	2,0	3,2	4,2	4,2	3,7	3,8	4,2	4,2	3,9	2,8
<b>AT</b>	1,3	1,2	1,0	0,9	1,1	1,1	1,3	1,3	1,3	1,2
<b>DE</b>	4,7	4,2	3,8	3,8	4,0	4,6	5,5	5,7	5,5	4,7
<b>PT</b>	2,1	1,7	1,7	1,5	1,7	2,2	2,9	3,7	3,8	3,8
<b>HU</b>	4,2	3,3	3,1	2,6	2,5	2,4	2,7	3,2	3,4	3,4
<b>PL</b>	4,7	5,8	7,4	9,2	10,9	11,0	10,3	10,3	7,8	4,9
<b>SI</b>	3,3	3,3	4,1	3,7	3,5	3,5	3,3	3,1	2,9	2,2
<b>SK</b>	6,5	7,8	10,3	11,3	12,2	11,4	11,8	11,7	10,2	8,3

Poznámka: Podíl osob bez práce 12 a více měsíců v metodice ILO a pracovní síly.

Zdroj: Eurostat.

**Tabulka 37: Podíl dlouhodobě nezaměstnaných (%)**

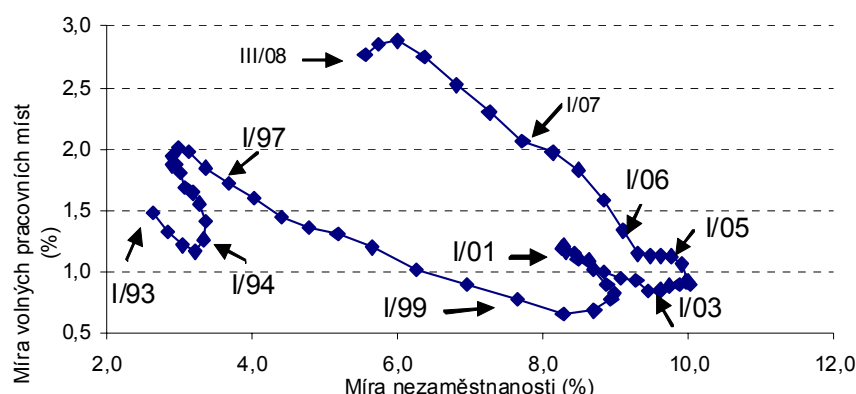
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<b>CZ</b>	31	37	49	52	50	49	51	53	54	52
<b>AT</b>	30	30	28	24	27	26	28	25	27	27
<b>DE</b>	51	51	51	50	48	50	56	53	56	57
<b>PT</b>	43	39	42	38	35	35	44	48	50	47
<b>HU</b>	50	48	48	45	43	41	44	45	45	47
<b>PL</b>	47	43	46	50	55	56	54	58	56	51
<b>SI</b>	45	45	61	60	56	53	52	47	49	46
<b>SK</b>	52	48	55	59	65	65	65	72	76	74

Poznámka: Podíl dlouhodobě nezaměstnaných (12 a více měsíců) a všech nezaměstnaných v metodice ILO.

Zdroj: Eurostat.

Rozlišení cyklické a **strukturální nezaměstnanosti** lze sledovat pomocí Beveridgeovy křivky, která vyjadřuje závislost mezi vývojem volných pracovních míst a nezaměstnanosti. Zatímco snižování nezaměstnanosti při rostoucím počtu volných pracovních míst je spojeno se změnami cyklické složky nezaměstnanosti (stejně jako zvyšování nezaměstnanosti při klesajícím počtu volných pracovních míst), současné pohyby nezaměstnanosti a volných pracovních míst stejným směrem signalizují změny strukturální nezaměstnanosti. Z vývoje Beveridgeovy křivky pro Českou republiku (Graf 26) je patrné, že zhruba od poloviny roku 2004 dochází k cyklickému snižování nezaměstnanosti, přičemž od roku 2006 se tempo snižování cyklické nezaměstnanosti zvýšilo. Tento vývoj je odrazem vývoje poptávky po práci. Zároveň je zřejmé, že trh práce v ČR trpí jevem zvaným hystereze, kdy období ekonomické recese je doprovázeno nárůstem strukturální nezaměstnanosti, která se projevuje zvýšením dlouhodobé nezaměstnanosti. K tomu došlo například v letech 1999–2000 a 2003–2004, nárůst dlouhodobé nezaměstnanosti je pro tato období patrný v údajích, které uvádí Tabulka 36 a Tabulka 37. Vývoj ve druhém a třetím čtvrtletí 2008 naznačuje změnu ve vývoji Beveridgeovy křivky a k jejímu posunu směrem k počátku. Současné snižování počtu volných pracovních míst a nezaměstnanosti je projevem určitého snižování strukturální nezaměstnanosti.

**Graf 26: Beveridgeova křivka**



Poznámka: Sezonně očištěné čtvrtletní údaje

Zdroj: MPSV, vlastní výpočty.

**Regionální rozdíly v nezaměstnanosti** lze vyjádřit pomocí variačního koeficientu míry nezaměstnanosti pro oblasti (NUTS 2) a kraje (NUTS 3). Tabulka 38 ukazuje, že regionální rozdíly míry nezaměstnanosti byly v roce 2006 ve srovnání s ostatními zeměmi nejvyšší a ve srovnání s předchozím rokem se téměř nezměnily.<sup>90</sup> Regionální rozdíly nezaměstnanosti se v ČR mírně snížily v roce 2007.<sup>91,92</sup>

**Tabulka 38: Variační koeficient míry nezaměstnanosti (%)**

	Regiony NUTS 2										Regiony NUTS 3							
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007		1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<b>CZ</b>	33	39	39	44	42	42	46	45	42	42	47	48	52	47	47	50	50	47
<b>AT</b>	29	33	36	43	42	41	40	44	.	31	36	39	44	43	42	41	45	.
<b>DE</b>	49	59	65	57	48	47	41	40	.	.	.	67	60	51	50	45	45	.
<b>PT</b>	31	31	29	31	30	25	22	21	.	37	36	35	36	35	33	30	29	.
<b>HU</b>	35	32	30	32	33	28	27	32	.	37	36	34	36	37	32	30	36	.
<b>PL</b>	23	19	18	17	16	16	15	12	.	38	40	37	29	28	26	25	24	.
<b>SK</b>	27	27	24	23	27	31	37	38	.	31	29	28	31	36	37	42	43	.

Poznámka: Podíl směrodatné odchylky vážené podle velikosti regionů a průměrné míry nezaměstnanosti v %. Údaje z Výběrových šetření pracovních sil. Variační koeficient závisí na stupni desagregace.

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB (CZ 2007).

<sup>90</sup> Nárůst regionálních rozdílů v roce 2005 zřejmě souvisel s oživením poptávky po pracovní síle, která se obvykle projevuje výraznějším snižováním nezaměstnanosti především v regionech s nižší nezaměstnaností. Nezaměstnanost v okresech s převládající nižší nezaměstnaností se mění výrazněji v průběhu hospodářského cyklu ve srovnání s regiony s převládající vysokou nezaměstnaností. Vývoj variačního koeficientu má z toho důvodu cyklický charakter.

<sup>91</sup> Obecně empiricky pozorovaná cykličnost variačního koeficientu by naznačovala, že jeho nedávný pokles při výrazném růstu ekonomiky může znamenat pozitivní vliv přijatých opatření na strukturální složku nezaměstnanosti. Proti jednoznačnému závěru o strukturálním zlepšení však stojí vývoj od 4. čtvrtletí 2007 do 2. čtvrtletí 2008, kdy došlo k opětovnému růstu koeficientu. Podle měsíčních údajů MPSV o registrované nezaměstnanosti variační koeficient od počátku roku 2008 klesá.

<sup>92</sup> Značná část regionálních rozdílů v nezaměstnanosti je vysvětlena rozdíly ve vzdělání pracovní síly (OECD 2000, Jurajda a Terrell 2006). Podle OECD (2005) má vedle demografických charakteristik vliv na regionální rozdíly v nezaměstnanosti poptávka po práci, počáteční sektorová specializace a dále bytová politika (regulace nájmu, podpora osobního vlastnictví, viz též OECD 2006). Regiony s vyšší nezaměstnaností mají také nižší míru participace. To podle OECD (2008a) poukazuje na určité rezervy potenciální pracovní síly, zejména žen na mateřské a rodičovské dovolené a mladších a starších osob.

Příčinou vysokých regionálních rozdílů nezaměstnanosti v České republice může být nízká regionální mobilita. **Objem vnitřního stěhování** (Tabulka 39) je v České republice sice vyšší než na Slovensku, v Polsku a ve Slovinsku, ale nižší než v Rakousku a Německu. V letech 2006 a 2007 se tento ukazatel pro Českou republiku mírně zvyšuje.<sup>93</sup>

**Tabulka 39: Objem vnitřního stěhování (na 1000 obyvatel)**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<b>CZ</b>	19,6	19,4	19,9	21,8	20,7	21,2	20,9	22,0	24,9
<b>AT</b>	33,1	32,3	34,9	43,1	44,1	35,0	35,6	36,1	.
<b>DE</b>	48,4	.	47,1	46,7	46,1	45,3	44,3	43,2	.
<b>HU</b>	20,8	22,4	21,2	22,8	23,9	21,6	22,0	25,1	.
<b>PL</b>	11,2	10,2	9,6	10,6	11,3	11,3	11,1	12,4	.
<b>SI</b>	15,4	15,0	15,6	17,5	14,0	15,1	16,1	19,2	.
<b>SK</b>	14,6	14,3	14,8	16,7	15,7	15,8	16,2	17,0	.

Poznámka: Změny trvalého pobytu; SI - jen občané Slovinska

Zdroj: Statistické ročenky, Eurostat, výpočet ČNB.

## 2.3.2 Mezinárodní mobilita pracovní síly

Mezinárodní mobilita pracovní síly může být podle teorie optimálních měnových zón důležitým kanálem schopnosti ekonomiky vstřebávat asymetrické šoky, zejména dlouhodobějšího charakteru, prostřednictvím změn v nabídce práce.

### 2.3.2.1 Zahraniční stěhování

Stupeň mezinárodní mobility lze hodnotit pomocí počtu přistěhovalých a vystěhovalých (Tabulka 40). Z těchto údajů o evidované mobilitě je zřejmé, že **počet přistěhovalých** do ČR se v roce 2007 oproti předchozímu roku výrazně zvýšil a je vyšší než v Německu, Portugalsku, Maďarsku, Polsku a Slovensku. Mezinárodní mobilita vyjádřená počtem přistěhovalých je ve srovnání s ČR vyšší jen v Rakousku a Slovinsku. Nárůst počtu přistěhovalých do ČR v období od roku 2005 zřejmě souvisí především s vývojem poptávky po práci, protože **počet vystěhovalých** z ČR se v roce 2007 na rozdíl od počtu přistěhovalých výrazně snížil. Ve srovnání s ČR jsou počty vystěhovalých vyšší v Rakousku, Německu, Portugalsku a Slovinsku.

O mezinárodní mobilitě vypovídají i údaje o **podílu cizinců v populaci** (Tabulka 41). Podíl cizinců v populaci je v ČR na podobné úrovni jako ve Slovinsku, je vyšší než v Maďarsku, Polsku a na Slovensku. Výrazně více cizinců v populaci žije v Rakousku a Německu. Ve srovnání s předchozími roky došlo v letech 2006 a 2007 v ČR v souvislosti s výraznými nárůsty počtu zaměstnaných cizinců ke zvýšení podílu cizinců v populaci i na pracovní síle.

<sup>93</sup> Fidrmuc (2004) zkoumá, do jaké míry migrace reaguje na idiosynkratické šoky. Z výsledků pro ČR, Maďarsko, Polsko a Slovensko je zřejmé, že vliv migrace na snižování regionálních rozdílů v nezaměstnanosti je v těchto zemích omezený. Zatímco prosperující regiony mají relativně vysoké počty přistěhovalých a vystěhovalých, zaostalejší regiony mají málo mobilní obyvatele. Podle zprávy Světové banky (World Bank 2006) se stěhují ve větší míře mladí a osoby s vyšším vzděláním. To může regionální rozdíly prohlubovat. Rodinné důvody, bydlení, životní úroveň a zvyky jsou důležitými důvody pro stěhování, zatímco ekonomické motivy podle této zprávy ovlivňují stěhování jen v malé míře (viz též Erbenová 1997, Fidrmuc 2005). Větší význam pro zmiřování regionálních rozdílů má ve výše zmíněných zemích dojíždění za prací, které se v posledních letech navíc zvyšuje.

**Tabulka 40: Přistěhovalí a vystěhovalí (počet osob na 10 000 obyvatel)**

	Přistěhovalí				Vystěhovalí			
	2001	2005	2006	2007	2001	2005	2006	2007
<b>CZ</b>	12,6	58,9	66,4	101,1	21,0	23,5	32,6	19,8
<b>AT</b>	111,8	143,1	121,9	128,6	90,3	83,4	88,7	89,2
<b>DE</b>	106,8	85,8	80,3	.	73,6	76,2	77,6	77,2
<b>PT</b>	18,5	46,6	26,2	43,6	.	10,2	12,0	25,3
<b>HU</b>	20,8	.	21,4	.	2,5	.	3,6	.
<b>PL</b>	1,7	2,5	2,8	3,9	6,1	5,8	12,3	9,3
<b>SI</b>	39,2	75,2	99,7	149,7	24,2	43,0	68,5	79,7
<b>SK</b>	3,8	17,5	23,4	16,0	1,9	5,2	5,7	3,4

Zdroj: Eurostat, ČSÚ, statistické ročenky, výpočet ČNB.

**Tabulka 41: Zastoupení cizích státních příslušníků v populaci (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<b>CZ</b>	2,0	2,1	2,2	1,8	1,6	1,8	1,9	1,9	2,5	2,9
<b>AT</b>	9,3	9,4	9,5	9,5	9,1	9,3	9,4	9,6	9,8	9,9
<b>DE</b>	9,0	8,9	8,9	8,9	8,9	8,9	8,9	8,8	8,8	8,8
<b>PT</b>	1,7	1,8	1,9	2,0	2,2	2,3	.	.	2,6	4,1
<b>HU</b>	1,4	1,5	1,5	1,1	1,1	1,1	1,3	1,4	1,6	1,7
<b>PL</b>	.	.	.	.	1,8	.	.	.	1,8	0,1
<b>SI</b>	2,1	1,7	2,1	2,1	.	2,2	2,3	2,2	2,4	2,7
<b>SK</b>	.	.	.	.	.	0,6	0,6	0,4	0,5	0,6

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočet.

V České republice bylo ke konci dubna 2008 celkem 262,7 tisíc evidovaných zahraničních pracovníků.<sup>94</sup> Největší část z tohoto počtu tvoří občané Slovenska (39 %), Ukrajiny (26 %) a Polska (9 %).<sup>95</sup> Počet zahraničních pracovníků se zhruba od začátku roku 2005 velmi rychle zvyšuje, v roce 2005 přibylo 43,8 tisíc osob, v roce 2006 33,3 tisíc osob a v roce 2007 dalších 55,2 tisíc osob. Hlavním faktorem zahraniční zaměstnanosti v ČR byla doposud pravděpodobně zejména rostoucí poptávka po práci, zatímco jen omezený vliv měl vstup do EU v roce 2004 a s ním spojené uvolnění podmínek pro zahraniční zaměstnance.<sup>96</sup>

Zahraniční pracovníci nacházejí v ČR uplatnění především ve zpracovatelském průmyslu, stavebnictví, nemovitostech a pronájmu a v obchodě (Graf 27). V těchto odvětvích jsou zaznamenány i nejvyšší nárůsty jejich počtu. Z hlediska profesí je zřejmé, že zahraniční zaměstnanci pracují především v profesích vyžadujících nižší kvalifikaci (Graf 28), přičemž

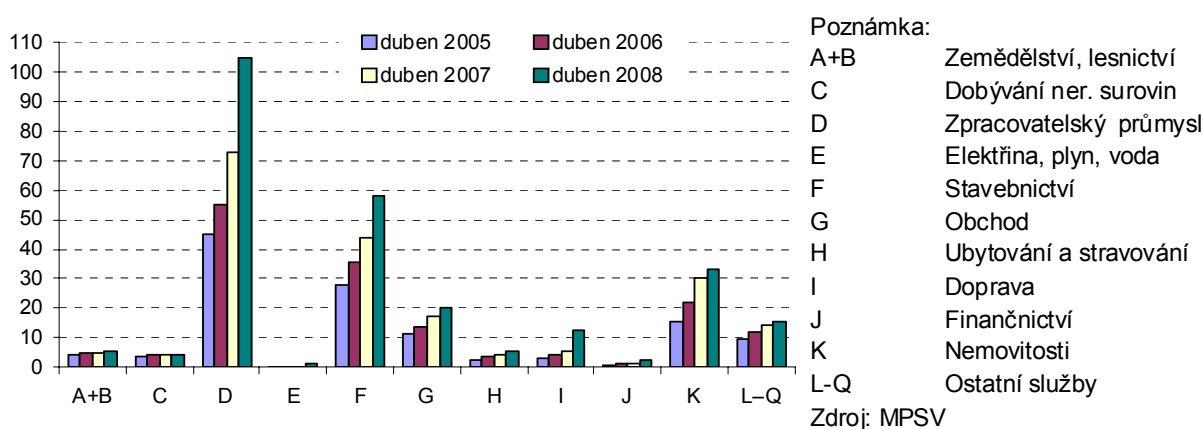
<sup>94</sup> Údaje z úřadů práce o počtech pracovníků, kteří podléhají povinnosti evidence, a o počtech pracovníků, kteří potřebují pracovní povolení.

<sup>95</sup> Zatímco podíl občanů Slovenska na zahraniční zaměstnanosti v ČR se snižuje, roste zastoupení občanů jiných států. Vedle občanů Slovenska, Ukrajiny a Polska jsou další nejpočetnější skupiny zaměstnanců zaznamenány z Vietnamu, Mongolska, Moldavska, Bulharska a Rumunska (údaje k dubnu 2008).

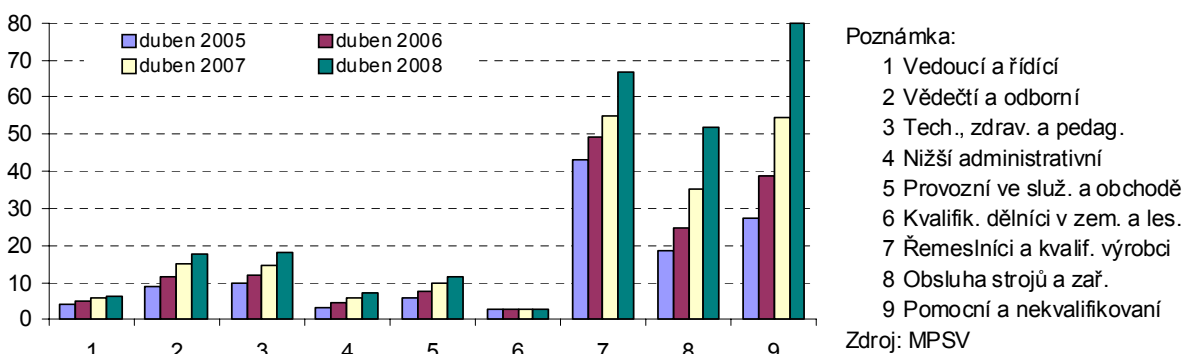
<sup>96</sup> V období od května 2004 mohou občané zemí EU pracovat v ČR bez omezení (občané Slovenska nepotřebovali pracovní povolení ani před vstupem do EU). Počty zahraničních pracovníků se však začaly výrazněji zvyšovat až v roce 2005. Počty zahraničních pracovníků v ČR v období od roku 1996, kdy jsou k dispozici údaje o zahraniční zaměstnanosti, velmi úzce korelují s vývojem ekonomické aktivity měřené růstem HDP. Mimořádný nárůst počtu zahraničních pracovníků v letech 2005-2007 zřejmě primárně souvisí s vysokým růstem HDP a s ním spojenou vyšší poptávkou po práci.

nejvýraznější růst je zaznamenán u obsluhy strojů a zařízení, u pomocných a nekvalifikovaných pracovníků a u řemeslníků a kvalifikovaných výrobců.<sup>97</sup>

**Graf 27: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle odvětví (tisíce osob)**



**Graf 28: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle profesí (tisíce osob)**



Doplňující pohled na zaměstnanost cizinců poskytuje analýza anonymizovaných individuálních údajů z Informačního systému o průměrném výdělku (ISPV).<sup>98</sup> Z údajů v Tabulce 42 je patrné, že zastoupení zahraničních zaměstnanců je vysoké zejména mezi zaměstnanci se základním vzděláním a ve věkové kategorii do 25 let, kde v roce 2006 u mužů i žen přesáhlo 10 %. Podíl cizinců na zaměstnanosti je také vysoký u osob se základním vzděláním ve skupině 26 až 45 let a u osob s terciárním vzděláním ve věku do 25 let. Ve stejných demografických skupinách jsou pozorovány i nejvyšší přírůstky oproti roku 2002.<sup>99</sup> Příliv zahraničních zaměstnanců se koncentruje zejména v mladších věkových skupinách a vedle osob se základním vzděláním je významný i nárůst zaměstnanosti cizinců s vysokoškolským vzděláním.<sup>100</sup>

<sup>97</sup> Toto je patrné především u občanů Ukrajiny. Občané Slovenské republiky vedle těchto profesí nacházejí uplatnění i v kvalifikovaných profesích, zřejmě v důsledku neexistence jazykové bariéry.

<sup>98</sup> Viz Metodická část.

<sup>99</sup> Alternativní postup vycházející ze souboru stejných podniků v letech 2002 a 2006 vede k podobným výsledkům jako v Tabulce 42.

<sup>100</sup> U zahraničních zaměstnanců s vysokoškolským vzděláním může jít do určité míry o cizince, kteří v ČR pokračují v pracovním uplatnění po skončení studií.



**Tabulka 42: Zastoupení cizinců a změny ve struktuře zaměstnanosti 2002-2006**

	Muži			Ženy			Celkem
	Do 25 let	26 až 45 let	46 let a více	Do 25 let	26 až 45 let	46 let a více	
<b>Základní vzdělání</b>							
podíl 2006 (%)	10,4	7,6	3,4	10,1	6,3	3,2	5,7
podíl 2006 - podíl 2002 (p.b.)	7,2	5,5	2,4	6,1	4,0	2,1	4,0
<b>Střední vzdělání</b>							
podíl 2006 (%)	4,2	2,4	1,4	5,1	1,4	1,1	2,4
podíl 2006 - podíl 2002 (p.b.)	3,0	1,3	0,9	3,8	0,7	0,5	1,6
<b>Vyšší vzdělání</b>							
podíl 2006 (%)	8,0	3,6	1,4	5,9	3,0	1,6	3,9
podíl 2006 - podíl 2002 (p.b.)	5,6	2,6	0,5	3,4	1,8	0,9	2,6

Poznámka: Zastoupení cizinců mezi zaměstnanci v roce 2006 (%) a změna v zastoupení oproti roku 2002 (p.b.). Vážené údaje.

Zdroj: Převzato z Dybczak, Galuščák (2008).

**Výdělky zahraničních zaměstnanců** jsou v roce 2006 výrazně nižší ve srovnání s domácími pracovníky (Graf 29, červená čára) podél celé mzdové distribuce s výjimkou nejlépe placených mužů, kde jsou mzdy cizinců mírně vyšší patrně v souvislosti s nedostatkem vysoce kvalifikovaných pracovníků na trhu práce (může jít například o vyšší platy zahraničních vedoucích pracovníků). V Grafu 26 jsou mzdové rozdíly mezi cizinci a domácími pracovníky (červená čára) v decilech rozloženy na příspěvek pozorovaných charakteristik (nakolik je mzdový rozdíl dán rozdíly ve věku, vzdělání, době zaměstnání, profesi a odvětvím) a na příspěvek výnosů z charakteristik (nakolik je mzdový rozdíl dán rozdíly v odměňování při daných charakteristikách). Z rozkladu mzdových rozdílů je patrné, že rozdíly v odměňování mezi cizinci a domácími pracovníky jsou v roce 2006 dány především rozdílnými pozorovanými charakteristikami. Negativní příspěvek výnosů značí možnou diskriminaci ve srovnání s domácími pracovníky může být patrný v prvních dvou decilech mzdového rozdělení u mužů a žen. U nejlépe placených mužů je naopak část kladného mzdového rozdílu vysvětlena pozitivním příspěvkem rozdílných výnosů, který signalizuje pozitivní diskriminaci patrně v souvislosti s nedostatkem vysoce kvalifikovaných pracovníků na trhu práce.<sup>101</sup>

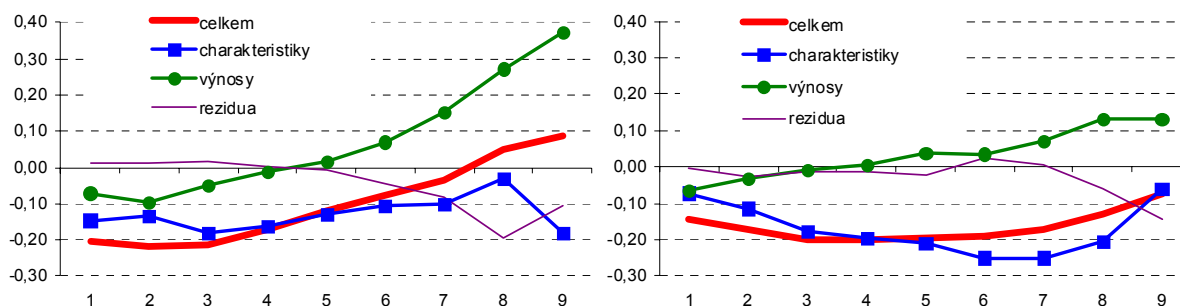
Příliv zahraničních zaměstnanců má zatím nepatrný dopad na dynamiku mezd měřeno změnami v mzdové distribuci v období 2002-2006. Graf 30 ukazuje rozdíl v úrovni mzdy v jednotlivých decilech distribuce mezd mezi roky 2002 a 2006 (červená čára).<sup>102</sup> Z rozkladu mzdových rozdílů na příspěvky charakteristik a výnosů domácích pracovníků a cizinců je zřejmé, že nárůst reálné mzdy v období 2002-2006 je způsoben rostoucími výnosy z pozorovaných charakteristik domácích pracovníků. Ve vyšších decilech mzdové distribuce přispívají k nárůstu mezd částečně i pozorované charakteristiky domácích pracovníků, především patrně vyšší vzdělání. Příspěvky charakteristik a koeficientů cizinců k růstu mezd v období 2002-2006 jsou zanedbatelné, především z důvodu jejich stále nízkého zastoupení mezi zaměstnanci.<sup>103</sup>

<sup>101</sup> Rozklad mzdových rozdílů na příspěvek charakteristik a výnosů není bezvýznamný. Ve dvou nejvyšších decilech je patrné významnější záporné reziduum, které může naznačovat vychýlenost odhadnutých výnosů a proto větší nejistotu v uvedeném rozkladu. Z pohledu nedostatku kvalifikovaných pracovníků na trhu práce je přínosným opatřením chystané zavedení programu tzv. zelených karet.

<sup>102</sup> Graf 30 zobrazuje rozdíly reálné mzdy, jelikož údaje o mzdách v roce 2002 byly převáženy na cenovou hladinu roku 2006.

<sup>103</sup> Příspěvky charakteristik a výnosů cizinců jsou v Grafu 30 vyjádřeny jako rozdíl ve vztahu k charakteristikám a výnosům domácích pracovníků.

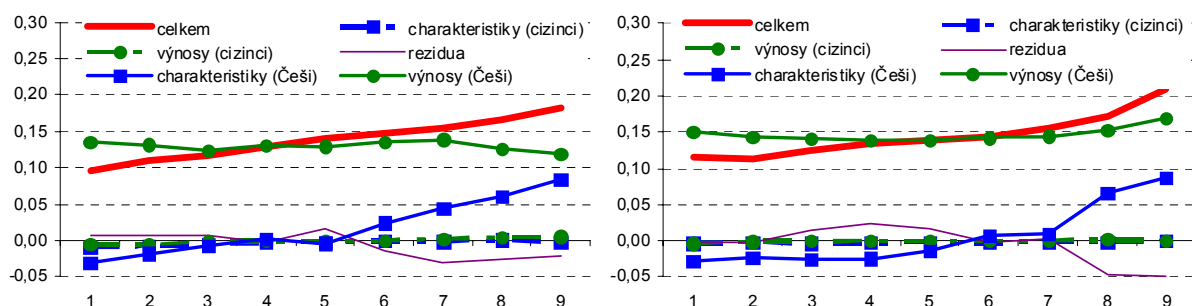
**Graf 29: Rozklad mzdového rozdílu mezi cizinci a domácími pracovníky pro muže (vlevo) a ženy (vpravo) v roce 2006.**



Poznámka: Rozdíly v logaritmu mzdy cizinců a domácích pracovníků (svíslá osa) v decilech mzdového rozdělení (vodorovná osa). Decily označují body mzdové distribuce, například pátý decil je medián. Rozklad celkového mzdového rozdílu na příspěvek charakteristik (věk, vzdělání, doba zaměstnání, profese, odvětví) a výnosů z charakteristik (rozdíly v odměňování při daných charakteristikách).

Zdroj: Převzato z Dybczak, Galuščák (2008).

**Graf 30: Rozklad mzdového rozdílu mezi roky 2002 a 2006 pro muže (vlevo) a ženy (vpravo)**



Poznámka: Rozdíly v logaritmu mzdy mezi roky 2002 a 2006 (svíslá osa) v decilech mzdového rozdělení (vodorovná osa). Decily označují body mzdové distribuce, například pátý decil je medián. Rozklad celkového mzdového rozdílu na příspěvek charakteristik (věk, vzdělání, doba zaměstnání, profese, odvětví) a výnosů z charakteristik (rozdíly v odměňování při daných charakteristikách) pro cizince a domácí pracovníky (Čechy). Příspěvky charakteristik a výnosů cizinců jsou vyjádřeny jako rozdíl ve vztahu k charakteristikám a koeficientům domácích pracovníků.

Zdroj: Převzato z Dybczak, Galuščák (2008).

Lze tedy shrnout, že mezinárodní mobilita je podle údajů o evidované mobilitě v České republice nižší než v Rakousku a Slovinsku, z pohledu počtu vystěhovalých je nižší i ve srovnání s Německem a Portugalskem.<sup>104</sup> Příliv zahraničních zaměstnanců je pozorován v nejnižších věkových skupinách, vedle osob se základním vzděláním je významný i nárůst zaměstnaných cizinců s vysokoškolským vzděláním. Výdělky zahraničních zaměstnanců jsou ve srovnání s domácími pracovníky nižší, především z důvodu rozdílných charakteristik jako věk, vzdělání, doba zaměstnání, profese a odvětví.<sup>105</sup> Vysoký nárůst zahraniční zaměstnanosti v ČR od roku 2005 je důsledkem rostoucí poptávky po práci a lze ho považovat za projev

<sup>104</sup> Podle MPSV (2008) se však během let 2005-2007 počet občanů ČR pracujících na území států EU/EHP a Švýcarska více než zdvojnásobil. Ve dvou desítkách evropských zemí loni podle dostupných údajů pracovalo 76400 občanů České republiky.

<sup>105</sup> Určitý náznak negativní diskriminace je pozorován v nejnižších dvou decilech rozdělení mezd, kde vedle pozorovaných charakteristik mohou k zápornému mzdovému rozdílu přispívat i nižší výnosy z charakteristik.

schopnosti přizpůsobení. Tento vývoj však zároveň patrně souvisí s jinými rigiditami na českém trhu práce, které způsobují, že poptávka po práci zaměstnanců s nižší kvalifikací není uspokojována z domácích zdrojů (viz 2.3.1). Samotná mobilita zahraniční pracovní síly navíc může představovat určité riziko pro nabídku práce v dané zemi, neboť přesuny zahraničních pracovníků jsou vedle samotné poptávky ovlivňovány i jinými faktory (možnosti výdělků, jazyková bariéra, geografická vzdálenost apod.). Neočekávané změny v tocích zahraniční zaměstnanosti tak mohou nastat při nezměněných domácích podmínkách.

### 2.3.2.2 Administrativní omezení mezinárodní mobility práce

Volný pohyb osob včetně volného pohybu pracovníků je jednou ze čtyř základních ekonomických svobod zajištěných ve Smlouvě o EU (čl. 39–42). Při vyjednávání o rozšíření EU k 1. 5. 2004 však většina „starých“ členských států přijala **přechodná omezení volného pohybu pracovníků z nových členských zemí**. Přechodná omezení jsou stanovena v Příloze č. V k Aktu o podmínkách přistoupení. Přijetí těchto přechodných omezení dává novým členským zemím právo na uplatnění recipročních opatření. Toto právo nebylo ČR dosud využito.<sup>106</sup>

Z dvanácti původních zemí eurozóny otevřelo svůj pracovní trh pro pracovníky ze sledovaných nových členských zemí EU k 1. 5. 2004 (rozšíření EU o 10 nových členských zemí) pouze Irsko.<sup>107</sup> Ostatní země eurozóny uplatňovaly vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí přechodné období, ve kterém je k zaměstnávání těchto pracovníků třeba získat pracovní povolení. Ke zrušení přechodného období v průběhu roku 2006 došlo ve Finsku, Itálii, Portugalsku, Řecku a Španělsku, k částečnému uvolnění pracovního trhu došlo v roce 2006 také v Belgii, Francii a Nizozemsku. Následně v roce 2007 k 1. 5. Nizozemsko zrušilo veškerá omezení. Od 1. 11. 2007 neuplatňuje přechodné období Lucembursko a od 1. 7. 2008 zrušila přechodné období Francie (zůstává však zachováno pro Bulharsko a Rumunsko). Specifika v jednotlivých zemích eurozóny, které prodloužily uplatňovaná přechodná období, a ve srovnávaných nových členských zemích podrobněji popisuje Tabulka 43. V případě vážných narušení trhu práce mohou být tato specifická opatření uplatňována až do konce období sedmi let po přistoupení. Od 1. 5. 2011 musí všechny členské státy EU zavést volný pohyb pracovních sil pro všechny občany států, které vstoupily do EU k 1. 5. 2004. S ohledem na skutečnost, že Česká republika může reálně přijmout euro až po roce 2011, relevance těchto administrativních omezení mobility práce pro dobu po přijetí eura v zásadě mizí.

**Tabulka 43: Přetrvávající administrativní bariéry pro nové členy Evropské unie**

Země	Současná situace	Výhled
Belgie	Přechodné období do 30. 4. 2009 vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí. Pracovníci ze sledovaných nových členských zemí mohou získat pracovní povolení, které je platné jeden rok. O pracovní povolení žádá zaměstnavatel. Od 30. 4. 2006 došlo ke zjednodušení vydávání pracovních povolení pro nedostatkové profese.	Při splnění určitých podmínek by mohlo dojít k odstranění veškerých omezení před 30. 4. 2009.

<sup>106</sup> Postoj české vlády je obsažen v jejím usnesení č. 13 ze dne 7. 1. 2004.

<sup>107</sup> Zájemci o práci z nových členských zemí však nemají nárok na čerpání sociálních podpor.

Německo	Přechodné období do 30. 4. 2009 vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí. Zájemci o práci z ČR a Slovenska mají situaci poněkud ulehčenu v rámci uzavřených dvoustranných dohod. Jedná se o Ujednání o postupu při zprostředkování zaměstnání v SRN zájemcům na dobu nejvýše tří měsíců v průběhu jednoho roku, Dohodu o vzájemném zaměstnávání českých, slovenských a německých občanů za účelem rozšíření jejich odborných a jazykových znalostí a Dohodu o vysílání českých a slovenských pracovníků z podniků se sídlem v České a Slovenské Republice k zaměstnání na základě smluv o dílo. Od 1. 11. 2007 zjednodušený postup pro vydávání pracovního povolení pro určené profese.	Německo avizovalo EK záměr dodržet přechodné období do 30. 4. 2009, nicméně dochází k částečnému uvolňování.
Rakousko	Přechodné období do 30. 4. 2009 vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí. V Rakousku je stanoveno tzv. Bundeshöchstzahl, které udává maximální možný podíl zaměstnaných cizinců ve výši 8 % celkové pracovní síly v Rakousku. Pro jednotlivé rakouské spolkové země jsou pak stanoveny tzv. Landeshöchstzahlen. K 1. 1. 2008 vydán seznam profesí, pro které je zjednodušen přístup na trh práce.	Rakousko avizovalo EK záměr dodržet přechodné období do 30. 4. 2009.
Slovinsko	Neuplatňuje žádná omezení vůči pracovníkům ze sledovaných zemí ani z ostatních zemí eurozóny.	
Česká republika	Neuplatňuje žádná omezení vůči pracovníkům ze sledovaných zemí ani z ostatních zemí eurozóny.	
Maďarsko	Uplatňuje přechodné období vůči těm zemím eurozóny, které jej samy aplikují.	
Polsko	Neuplatňuje žádná omezení vůči pracovníkům ze sledovaných zemí ani z ostatních zemí eurozóny.	
Slovensko	Neuplatňuje žádná omezení vůči pracovníkům ze sledovaných zemí ani z ostatních zemí eurozóny.	

### 2.3.3 Institucionální prostředí

Trh práce je zásadním způsobem ovlivňován institucionálním prostředím. Ekonomické přizpůsobení v případě šoku může být limitováno omezeným vztahem mezd k produktivitě práce, přísnými opatřeními na ochranu zaměstnanosti, případně sociálním systémem, který nedostatečně motivuje nezaměstnané k hledání práce.

#### Odbory a kolektivní vyjednávání

Mzdy představují v ekonomice cenové signály, které ovlivňují alokaci produkčních zdrojů. Tvorba mezd na podnikové úrovni s ohledem na vývoj podnikové produktivity práce je důležitým předpokladem pro pružnost mezd. Větší váha odvětvového (obecněji vyššího) kolektivního vyjednávání může vést k oslabení vazby na vývoj produktivity práce, k vyšší

mzdové hladině a k vyšší nezaměstnanosti (Calmfors a Driffill, 1988).<sup>108</sup> Převažující odvětvové vyjednávání může mít za následek nižší pružnost mezd. Negativní dopady odvětvového vyjednávání mohou být umocněny administrativním rozšiřováním závaznosti kolektivních smluv mimo smluvní partnery (Brandt, Burniaux a Duval, 2005).

**Pokrytí kolektivními smlouvami** je v České republice 51 %, mírně vyšší je ve zpracovatelském průmyslu (56 %), zatímco v odvětví obchodu dosahuje 39 % (Tabulka 44). Pokrytí kolektivními smlouvami je v ČR vyšší než v Maďarsku a Polsku a je zhruba o 10 procentních bodů nižší než v Německu. V Rakousku a Slovinsku je zaznamenáno úplné nebo téměř úplné pokrytí zaměstnanců kolektivními smlouvami.<sup>109</sup>

**Tabulka 44: Pokrytí zaměstnanců kolektivními smlouvami v roce 2006 (%)**

	CZ	AT	DE	PT	HU	PL	SI
Celkem	51	98	62	61	19	27	100
Zpracovatelský průmysl	56	99	63	65	21	28	100
Stavebnictví	49	98		67	15	24	100
Obchod	39	100		57	14	16	100
Tržní služby	49	94	61	57	20	33	100

Poznámka: Pokrytí podnikovými nebo vyššími kolektivními smlouvami v podnicích s 20 a více zaměstnanci. Vážené odhady za zpracovatelský průmysl, stavebnictví, obchod a tržní služby kromě finančního zprostředkování. Celkové údaje jsou za odvětví uvedena v tabulce (DE: jen zpracovatelský průmysl a tržní služby kromě finančního zprostředkování).

Zdroj: Výpočty ČNB z harmonizovaného dotazníkového šetření ECB.

Praxe rozšiřování závaznosti vyšších kolektivních smluv není v České republice příliš rozšířená. Z analýzy údajů z Výběrového šetření pracovních sil je patrné, že pokrytí rozšířenými vyššími kolektivními smlouvami výrazně nepřekračuje 10 % zaměstnanců (stav v srpnu 2008), oproti stavu v roce 2007 byla administrativně rozšířena platnost i v odvětví zemědělství.<sup>110</sup>

V oblasti tvorby mezd tak pružnost mezd není v ČR zásadně omezena s výjimkou nepodnikatelské sféry, kde mzdy jsou určovány na centrální úrovni se slabou vazbou na produktivitu práce.

<sup>108</sup> Zatímco některé studie tuto hypotézu potvrzují, Flanagan (1999) argumentuje, že v případě otevřené ekonomiky, vysoké ekonomické integrace nebo vysokého podílu odborově neorganizovaného sektoru mohou být uvedené makroekonomické veličiny více méně nezávislé na struktuře kolektivního vyjednávání.

<sup>109</sup> Tyto údaje z dotazníkového šetření jsou zatíženy výběrovou chybou, nicméně nezávislé odhady stupně pokrytí poskytují velmi podobné údaje. Podle odhadu firmy Trexima v roce 2007 dosahuje pokrytí kolektivními smlouvami v podnicích celé podnikatelské sféry s 10 a více zaměstnanci 53 % (údaje z Informačního systému o průměrném výdělku, ISPV). Podobně Jurajda (2005) na stejném vzorku podniků odhaduje, že počátkem roku 2004 bylo v ČR v podnikatelské sféře pokrytí zaměstnanců kolektivními smlouvami vyšší než 50 %. Stejný zdroj uvádí, že pokrytí je vyšší než 70 % po zohlednění rozšiřování závaznosti kolektivních smluv vyššího stupně a že více než 80 % firem s více než 250 zaměstnanci má s velkou pravděpodobností uzavřenou kolektivní smlouvu. Při srovnání firem ve stejném odvětví a velikostní kategorii nenachází Jurajda žádné větší rozdíly v úrovni mezd, pouze mzdy vysoce vzdělaných pracovníků jsou zřejmě nižší ve firmách, které mají uzavřenou kolektivní smlouvu.

<sup>110</sup> Ustanovení o rozšiřování závaznosti kolektivních smluv vyššího stupně jsou obsažena v Zákoně o kolektivním vyjednávání. Úprava platná od července 2005 normativně vymezuje všechny zaměstnavatele v daném odvětví, na které se má závaznost kolektivních smluv rozšiřovat. Rozšiřování závaznosti vyšších kolektivních smluv se nevztahuje na podniky s méně než 20 zaměstnanci, podniky zaměstnávající více než 50 % zdravotně postižených zaměstnanců nebo podniky, které jsou vázány jinou kolektivní smlouvou vyššího stupně.

## Minimální mzda

Administrativní stanovení minimální mzdy snižuje mzdovou diferenciaci a pružnost mezd v oblasti nízkých mezd. Pokud je stanovená minimální mzda poměrně vysoká může snižovat poptávku po méně kvalifikované pracovní síle a po absolventech škol a tím zvyšovat celkovou a dlouhodobou nezaměstnanost osob s nízkou kvalifikací a nezaměstnanost absolventů a mladistvých (OECD 1998, Gregg 2000).

Poměr **minimální mzdy** k průměrné mzdě byl v České republice v 90. letech poměrně nízký. Od roku 1999 se tento ukazatel až do roku 2006 zvyšoval, v roce 2007 dosáhl hodnoty 38,1 % (Tabulka 45). Poměr minimální mzdy na průměrné mzdě je v České republice vyšší než v Maďarsku a Polsku, je nižší než v Portugalsku, Slovinsku a Slovensku.<sup>111</sup> Oproti roku 2006 se v ČR tento ukazatel poněkud snížil<sup>112</sup>, podobně jako v Maďarsku. Na Slovensku se podíl minimální mzdy ve srovnání s rokem 2006 naopak výrazně zvýšil. V Maďarsku a Polsku pobírá minimální mzdu zhruba stejný podíl zaměstnanců jako v ČR (Tabulka 46). Větší část zaměstnanců ve srovnání s ČR pobírá minimální mzdu v Portugalsku a Slovinsku. Dopad minimální mzdy na pružnost nízkých mezd a tvorbu míst pro osoby s nízkou kvalifikací je proto v ČR pravděpodobně nižší než v těchto dvou zemích.

**Tabulka 45: Minimální mzda (%)**

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<b>CZ</b>	36,9	38,1	38,4	39,1	39,7	38,1
<b>PT</b>	43,0	40,7	40,0	40,5	40,7	41,6
<b>HU</b>	42,1	38,6	40,7	38,2	39,6	35,4
<b>PL</b>	33,0	33,9	35,1	33,7	36,1	.
<b>SI</b>	45,3	46,3	44,1	45,6	46,6	44,2
<b>SK</b>	32,4	34,0	34,1	34,4	34,8	46,6

Poznámka: Měsíční minimální mzda jako podíl v % průměrné mzdy v průmyslu a službách (bez veřejné správy).

Zdroj: Eurostat.

**Tabulka 46: Podíl zaměstnanců pobírajících minimální mzdu (%)**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<b>CZ</b>	1,6	1,7	2,0	2,0	2,0	2,0	2,3	2,2
<b>PT</b>	6,2	4,0	4,0	5,7	5,3	4,7	4,2	5,5
<b>HU</b>	3,9	8,4	11,4	8,1	8,0	8,0	7,8	2,2
<b>PL</b>	.	2,9	4,0	.	4,5	2,9	2,3	.
<b>SI</b>	2,0	2,6	2,6	2,7	2,0	2,8	2,5	3,4
<b>SK</b>	.	0,2	0,1	0,4	1,9	1,7	1,9	1,6

Poznámka: Podíl zaměstnaných na plný úvazek s výdělkem na úrovni minimální mzdy (%).

Zdroj: Eurostat.

Vliv minimální mzdy s negativním dopadem na pružnost mezd může být výraznější v některých odvětvích a profesích. Poměr minimální mzdy a mzdy v prvním decilu mzdového rozdělení je vysoký v profesích s nízkou kvalifikací (Tabulka 47). Z této relace je zřejmé, že pro 10 % zaměstnanců v profesích provozní pracovníci ve službách a obchodu a pomocní a nekvalifikovaní pracovníci je poměr minimální mzdy k jejich výdělku v roce 2007 téměř 90 %. Ve srovnání s předchozím rokem je i zde patrné určité snížení podílu minimální mzdy, u pomocných a nekvalifikovaných pracovníků však jen zanedbatelné.

<sup>111</sup> V Rakousku a Německu není definována minimální mzda na národní úrovni.

<sup>112</sup> K dalšímu snížení tohoto podílového ukazatele zřejmě dojde i v roce 2008, jelikož výše minimální mzdy zůstává stejná jako v roce 2007 (8000 Kč).

**Tabulka 47: Minimální mzda a hrubá měsíční mzda ve vybraných profesích (%)**

Hlavní třída zaměstnání	Minimální mzda / 1. decil				
	2003	2004	2005	2006	2007
Celkem ČR - podnikatelská sféra	63,9	66,1	68,0	69,6	66,6
Provozní pracovníci ve službách a obchodu	87,6	89,2	90,1	89,8	86,8
Dělníci v zemědělství, lesnictví a rybářství	74,4	74,3	76,3	75,0	69,6
Pomocní a nekvalifikovaní pracovníci	84,3	86,3	89,1	90,1	89,5

Poznámka: Tabulka uvádí pouze tři profese s nejvyššími údaji v roce 2007.

Zdroj: Informační systém o průměrném výdělku (MPSV), výpočet ČNB.

### Ochrana zaměstnanosti

Přísné **podmínky pro přijímání a propouštění zaměstnanců** snižují toky na trhu práce a zvyšují dlouhodobou nezaměstnanost (OECD, 2004).<sup>113</sup> Vysoké náklady na individuální propouštění zaměstnanců (zejména v období relativně krátce po uzavření pracovní smlouvy po uplynutí zkušební doby) mají za následek nižší tvorbu pracovních míst, především pro absolventy a mladistvé. Kombinace vysokých nákladů na propouštění zaměstnanců ve stálých zaměstnáních a nízké regulace dočasných zaměstnání posiluje pozici zaměstnanců ve stálých zaměstnáních vůči pracovníkům v dočasných zaměstnáních, u kterých se tímto snižuje šance získat stálá zaměstnání.

Podle údajů OECD byly v České republice v roce 2006 podmínky pro individuální propouštění zaměstnanců přísnější než ve srovnávaných zemích s výjimkou Portugalska (

---

<sup>113</sup> Bassanini a Duval (2006) potvrzují závěry jiných prací, že není zřejmý vliv ochrany zaměstnanosti měřený indexem EPL (Employment Protection Legislation, Tabulka 48) na celkovou nezaměstnanost. Vyšší hodnoty EPL však mají negativní vliv na vstup mladých osob na trh práce. Vyšší index EPL je podle těchto autorů také spojen s nahrazováním částečných úvazků plnými úvazky u žen.

Tabulka 48).<sup>114</sup> Náklady na propouštění zaměstnanců jsou v České republice relativně vysoké zejména u kontraktů, které trvají krátce (Graf 31).<sup>115</sup> Toto institucionální nastavení může negativně ovlivnit tvorbu pracovních míst a dlouhodobou nezaměstnanost v ČR.

---

<sup>114</sup> Pro srovnání jsou použita v současnosti dostupná čísla pro rok 2006. Analýza ČNB ukazuje, že v roce 2007 v souvislosti s novým zákoníkem práce došlo jen k velice mírné změně v ochraně stálých zaměstnání. Viz dále v textu.

<sup>115</sup> Pro Českou republiku představují náklady na propuštění ekvivalent 124 dnů mzdy pro všechny tři doby trvání zaměstnanosti zobrazené v grafu. Jedná se o průměr ze 150 dnů (tj. dva měsíce výpovědní doba a tři měsíce odstupné) pro výpovědi z důvodu nadbytečnosti a 60 dnů mzdy pro ostatní případy (dva měsíce výpovědní doba), ke kterému je přičteno 19 dnů, které postihují dobu potřebnou k doručení výpovědi zaměstnanci a začátku běhu výpovědní doby.



**Tabulka 48: Index ochrany zaměstnanosti (EPL)<sup>a</sup>**

	Stálá zaměstnání <sup>b</sup>		Dočasná zaměstnání <sup>c</sup>		Kolektivní propouštění zaměstnanců <sup>d</sup>		Souhrnný index <sup>e</sup>	
	2003	2006	2003	2006	2003	2006	2003	2006
<b>CZ</b>	3,3	3,3	0,5	1,1	2,1	2,1	1,9	2,2
<b>AT</b>	2,4	2,4	1,5	1,5	3,3	3,3	2,2	2,2
<b>DE</b>	2,7	2,7	1,8	1,8	3,8	3,8	2,5	2,5
<b>PT</b>	4,2	4,2	2,8	2,8	3,6	2,9	3,5	3,4
<b>HU</b>	1,9	1,9	1,1	1,1	2,9	2,9	1,7	1,7
<b>PL</b>	2,2	2,2	1,3	1,8	4,1	4,1	2,1	2,3
<b>SK</b>	2,8	2,8	0,4	0,4	2,5	2,5	1,7	1,7

Poznámka: a) Indexy v rozmezí 1 až 6, vyšší hodnota znamená vyšší ochranu zaměstnanosti.

b) ochrana proti individuálnímu propouštění

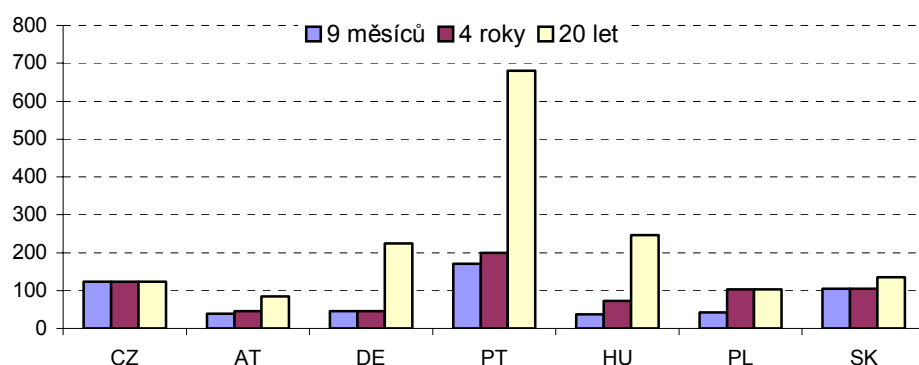
c) pracovní smlouvy na dobu určitou, pracovní agentury

d) nad rámec individuálního propouštění

e) vážený průměr indikátorů stálého, dočasného zaměstnání a kolektivního propouštění.

Zdroj: OECD, vlastní výpočty pro CZ a SK (pro SK jen stálá zaměstnání).

**Graf 31: Náklady na individuální ukončení smlouvy na dobu neurčitou v roce 2006 podle délky trvání pracovní smlouvy (počet dnů vyplácené mzdy)**



Poznámka: Součet údajů za dny výpovědní doby, odstupné a prodlevu do začátku výpovědní doby. CZ, SK: průměr za výpovědi z důvodu nadbytečnosti a ostatní případy; AT: průměr za osoby s vyšší a nižší kvalifikací.

Zdroj: OECD, vlastní výpočty.

Velmi nízká hodnota indexu ochrany zaměstnanosti v případě dočasných zaměstnání při vysoké ochraně stálých zaměstnání v České republice (

Tabulka 48) poukazuje na riziko duality trhu práce, kdy osoby v dočasných zaměstnáních mají malou šanci získat stálá zaměstnání. Z hlediska kolektivního propouštění zaměstnanců (nad rámec individuálního propouštění) uplatňuje Česká republika ve srovnání se sledovanými zeměmi nejnižší omezení. Z pohledu souhrnného indexu ochrany zaměstnanosti, který je váženým průměrem uvedených třech složek, patřila Česká republika v roce 2006 ve srovnávaném vzorku k zemím s průměrnou regulací trhu práce.<sup>116</sup> Při hodnocení je však nutné brát v úvahu, že za tímto průměrem stojí odlišná intenzita ochrany stálých a dočasných zaměstnání, což může vést k výše zmíněnému problému duality trhu práce.

Podle nového zákoníku práce, který vstoupil v platnost v lednu 2007, se podmínky pro propouštění zaměstnanců téměř nezměnily. Výpovědní doba v případě propouštění z důvodu nadbytečnosti se snižuje ze 3 na 2 měsíce, zatímco odstupné se zvyšuje ze 2 na 3 měsíční platy. Tyto podmínky nejsou ani podle této úpravy odstupňovány podle délky trvání pracovního poměru. Z analýzy těchto a dalších faktorů v nové legislativě je patrné, že index ochrany stálých zaměstnání se z hodnoty 3,3 v roce 2006 snižuje jen nepatrně na hodnotu 3,2.<sup>117</sup> Indexy dočasných zaměstnání a podmínek pro kolektivní propouštění se ve srovnání se stavem roku 2006 nemění. Tyto hodnoty jsou platné i v roce 2008, protože nebyla přijata žádná další opatření, která by ovlivnila výši indexu ochrany zaměstnanosti.<sup>118</sup> Negativní dopad ochrany stálých zaměstnání na tvorbu pracovních míst a na dlouhodobou nezaměstnanost tak je nadále vyšší než ve srovnávaných zemích s výjimkou Portugalska.

### **Zdanění práce**

Zdanění práce má přímý vliv na pracovní náklady a na tvorbu pracovních míst zejména pro osoby s nízkou kvalifikací a pro specifické skupiny, jako jsou ženy, mladiství a starší osoby. Vysoké zdanění práce kromě toho zvyšuje podíl podnikatelů na pracovní síle a podíl šedé ekonomiky (Brandt a kol., 2005). Vyšší zdanění práce může mít výraznější dopad do růstu nezaměstnanosti v případě vysoké minimální mzdy (Bassanini a Duval, 2006).<sup>119</sup> V podmínkách mezinárodní konkurence je důležité i zdanění osob s vyššími příjmy, protože osoby s vyšší kvalifikací a vyššími příjmy mají větší sklon migrovat.

Celkové zdanění práce<sup>120</sup> je v České republice v roce 2007 na podobné úrovni jako v Polsku, je nižší než v Rakousku, Německu a Maďarsku (

Tabulka 49). Zdanění práce na úrovni průměrné mzdy je v ČR vyšší než v Portugalsku a na Slovensku. Zdanění osob s nízkými příjmy je v roce 2007 v ČR na podobné úrovni jako v Polsku, je nižší než v Rakousku, Německu a Maďarsku. Nižší zdanění práce ve srovnání s ČR je uplatňováno v Portugalsku a na Slovensku.

---

<sup>116</sup> Evropské trhy práce jsou obecně poměrně nepružné, srovnávací měřítko v tomto případě tak poskytuje spíše nízký standard.

<sup>117</sup> Obtížnost propouštění zaměstnanců se od ledna 2007 nepatrně snižuje z toho důvodu, že zaměstnavatelé v případě propouštění z důvodu nadbytečnosti nebudou mít povinnost zvážit možnost přeložení zaměstnance na jinou práci nebo přeškolení.

<sup>118</sup> Ve druhé polovině roku 2007 byly přijaty drobné úpravy zákoníku práce, které nemají vliv na výši indexu ochrany zaměstnanosti.

<sup>119</sup> Vyšší zdanění v tomto případě nemůže být přeneseno na zaměstnance.

<sup>120</sup> Celkové zdanění práce („tax wedge“) se uvádí jako odvody z mezd placené zaměstnanci a zaměstnavateli a daně z příjmu ve vztahu k celkovým nákladům práce. Údaje o zdanění práce v Tabulce 49 jsou vypočteny podle platných daňových zákonů pro modelový typ domácností.

**Tabulka 49: Celkové zdanění práce**

	100 % průměrné mzdy				67 % průměrné mzdy			
	2000	2006	2007	Změna*	2000	2006	2007	Změna*
<b>CZ</b>	42,7	42,6	42,9	0,2	41,4	40,1	40,5	-0,9
<b>AT</b>	47,3	48,3	48,5	1,2	43,2	43,7	44,1	0,9
<b>DE</b>	54,0	53,3	52,2	-1,8	48,6	48,4	47,4	-1,2
<b>PT</b>	37,3	37,4	37,4	0,1	33,2	32,6	32,6	-0,6
<b>HU</b>	54,6	51,9	54,4	-0,2	51,4	43,3	45,9	-5,5
<b>PL</b>	43,1	43,7	42,8	-0,3	42,0	42,5	41,6	-0,4
<b>SK</b>	41,7	38,5	38,5	-3,2	40,5	35,5	35,6	-4,9

Poznámka: Daň z příjmu a odvody placené zaměstnanci a zaměstnavateli jako podíl na celkových nákladech práce v %. Údaje za zaměstnance (jednotlivci bez dětí) pobírající 100 % (levá část tabulky) a 67 % (pravá část tabulky) průměrné mzdy. \* Rozdíl v procentních bodech za období 2000-2007.

Zdroj: OECD(2008b), výpočet ČNB.

Skutečnou daňovou zátěž ve smyslu podílu agregátních daňových příjmů a potenciálního daňového základu zachycují **implicitní daňové sazby** (Tabulka 50). Tento ukazatel byl v ČR a v Rakousku v roce 2006 nejvyšší ze srovnávaných zemí. O něco nižší implicitní míra zdanění byla v Německu a Maďarsku, výrazně nižší implicitní míra zdanění byla zaznamenána v Portugalsku, Polsku, Slovinsku a na Slovensku. V Německu, Maďarsku, Polsku, na Slovensku a nepatrně i ve Slovinsku tento ukazatel mezi roky 1998-2006 poklesl, v ČR zhruba stagnuje, zatímco v Rakousku a Portugalsku se zvyšuje. Z údajů, které zobrazuje v Graf 32, je patrné, že ve všech srovnávaných zemích má pojistné na sociální a zdravotní zabezpečení větší vliv na výši implicitních daňových sazeb než daň z příjmu. V ČR je ze všech srovnávaných zemí z pracovních příjmů placeno nejvyšší pojistné.

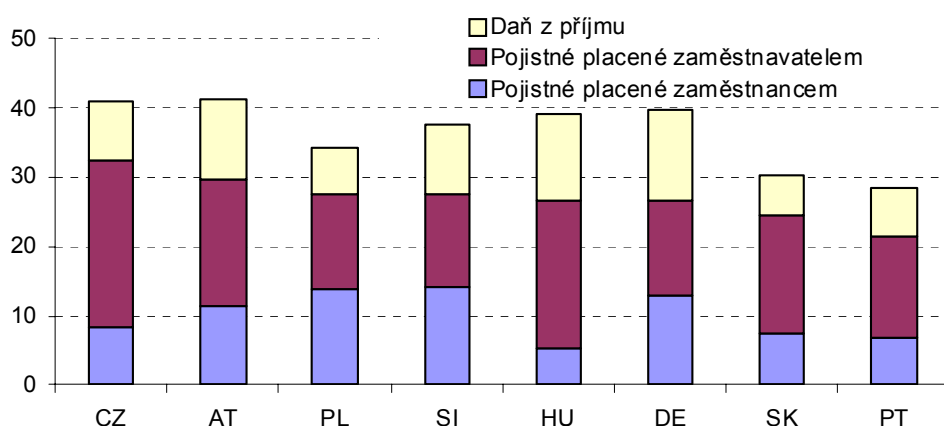
**Tabulka 50: Implicitní míra zdanění práce (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Změna (p.b.)
<b>CZ</b>	40,7	40,5	40,7	40,3	41,2	41,4	41,8	41,7	41,0	0,3
<b>AT</b>	40,5	40,6	40,2	40,7	40,8	40,9	41,1	41,0	41,2	0,8
<b>DE</b>	40,6	40,4	40,7	40,5	40,4	40,3	39,1	38,6	39,6	-1,0
<b>PT</b>	26,2	26,5	27,0	27,4	27,6	27,8	27,9	28,4	28,5	2,3
<b>HU</b>	42,9	42,7	41,8	41,0	40,6	38,8	37,7	37,8	39,0	-3,8
<b>PL</b>	35,6	35,8	33,6	33,2	32,4	32,7	32,7	33,1	34,4	-1,3
<b>SI</b>	37,7	38,4	37,7	37,5	37,7	37,8	37,5	37,5	37,6	-0,2
<b>SK</b>	38,0	37,4	36,3	37,1	37,0	36,3	34,3	32,9	30,3	-7,7

Poznámka: Implicitní míra zdanění vyjadřuje podíl agregátních daňových příjmů a potenciálního daňového základu v %. Změna v p.b. za období uvedené v tabulce.

Zdroj: Eurostat (2008)

**Graf 32: Složky implicitní míry zdanění práce v roce 2006 (%)**



Poznámka: Rozklad implicitní míry zdanění na daň z příjmu a příspěvky placené zaměstnancem a zaměstnavatelem. Země jsou řazeny sestupně podle výše celkového pojistného.

Zdroj: Eurostat (2008)

Z uvedených údajů se dá usoudit, že vliv zdanění práce na tvorbu pracovních míst a dlouhodobou nezaměstnanost je zhruba podobný jako v Rakousku, Německu a v Maďarsku, avšak vyšší než v Portugalsku, Polsku, Slovinsku a na Slovensku. V ČR se zdanění práce v období 2000–2006 výrazněji neměnilo s výjimkou roku 2006, kdy se mírně snížilo u nízkopříjmových skupin. Zdanění práce v ČR zhruba stagnuje, výrazněji se snižuje v Maďarsku (do roku 2005) a na Slovensku. V ČR jsou mezi srovnávanými zeměmi nejvyšší sazby pojistného z pracovních příjmů.

### Indikátory motivace k práci

Čisté nahrazovací poměry udávají, do jaké míry kombinace daní a dávek ovlivňuje finanční zisk z práce a tím motivaci nezaměstnaných nebo neaktivních osob k nástupu do zaměstnání. Tento ukazatel je definován jako podíl čistého příjmu domácnosti ve stavu, kdy je uvažovaná osoba bez práce, a ve stavu, kdy tato osoba má zaměstnání. Tabulka 51 porovnává čisté nahrazovací poměry pro krátkodobou a dlouhodobou nezaměstnanost a dva typy domácností.

**Tabulka 51: Čisté nahrazovací poměry<sup>a</sup>**

	Počáteční fáze nezaměstnanosti <sup>b</sup>						Dlouhodobá nezaměstnanost <sup>c</sup>					
	Jednotlivci bez dětí			Rodina (2 děti) <sup>d</sup>			Jednotlivci bez dětí			Rodina (2 děti) <sup>d</sup>		
	2001	2005	2006	2001	2005	2006	2001	2005	2006	2001	2005	2006
<b>CZ</b>	59	56	59	65	57	59	53	45	42	92	76	74
<b>AT</b>	55	55	55	73	72	75	55	51	51	88	79	80
<b>DE</b>	60	60	63	81	78	82	57	48	48	81	79	79
<b>PT</b>	78	77	77	76	85	89	24	26	27	72	78	79
<b>HU</b>	58	52	71	61	66	77	28	25	31	54	60	77
<b>PL</b>	72	74	98	67	69	81	43	42	41	62	62	61
<b>SK</b>	67	61	59	76	57	56	75	26	28	122	52	53

Poznámka: a) Podíl čistého příjmu domácnosti ve stavu bez zaměstnání a se zaměstnáním (údaje v %). Příjem ze zaměstnání osoby v čele domácnosti na úrovni 67% průměrné mzdy.

b) Nezaměstnaní s nárokem na podporu v nezaměstnanosti, bez dávek sociální potřebnosti.

c) Nezaměstnaní po 5 letech.

d) Druhá dospělá osoba ekonomicky neaktivní, děti ve věku 4 a 6 let.

Zdroj: OECD tax benefit models.

Z údajů pro krátkodobě nezaměstnané je zřejmé, že finanční motivace k přijetí zaměstnání je v České republice vyšší nebo na podobné úrovni jako v ostatních sledovaných zemích. Zejména v Portugalsku a v Polsku a v případě rodin s dětmi i v ostatních zemích kromě Slovenska mají krátkodobě nezaměstnaní nižší motivaci k hledání pracovního místa, než je tomu v ČR. Finanční důvody k hledání zaměstnání jsou u dlouhodobě nezaměstnaných v ČR nižší než na Slovensku a v Polsku. Dlouhodobě nezaměstnaní však mají vyšší motivaci k hledání zaměstnání než v Rakousku a Německu. Snížení daňového zatížení nízkopříjmových osob v ČR od ledna 2006 mělo pouze nevýrazný dopad na čisté nahrazovací poměry. Výše čistých nahrazovacích poměrů se u dlouhodobě nezaměstnaných osob z domácností s ekonomicky neaktivním partnerem a dětmi mírně snížila z 76 % v roce 2005 na 74 % v roce 2006. Systém daní a dávek patrně přispívá k vytlačování těchto osob do neaktivity a šedé ekonomiky.<sup>121</sup>

Změny v systému sociálních dávek, které byly zavedeny v lednu 2007, tyto strukturální problémy na trhu práce dále prohloubily. Nová konstrukce dávek sociální potřeby sice finančně znevýhodňuje domácnosti bez příjmu ze zaměstnání, distorze však způsobuje nově definovaný příspěvek na bydlení (Galuščák, Pavel, 2007; OECD, 2008a). Simulace v práci Galuščák a Pavel (2007) ukazují, že se finanční motivace k hledání zaměstnání oproti roku 2006 oslabil u domácností s dětmi, zatímco pro jiné typy domácností se změnila méně výrazně. Výrazné navýšení rodičovského příspěvku může oslabit motivaci nepracujících rodičů k hledání zaměstnání, čímž se dále prohlubuje ztráta jejich pracovních dovedností.<sup>122</sup>

Reforma daní a dávek, která byla zavedena v lednu 2008, zastavila nepříznivé trendy v oblasti motivace k hledání zaměstnání, nicméně nepřinesla významnější zmírnění strukturálních problémů na trhu práce (Graf 33).<sup>123</sup> Odstranění vazby výše některých dávek na životní minimum, resp. odstranění automatické valorizace životního minima, snižuje riziko zvyšování mandatorních výdajů státního rozpočtu. Na druhou stranu je zřejmé, že dílčí úprava parametrů některých dávek neodstraňuje distorze v motivaci k hledání zaměstnání. Problematický je nadále zejména příspěvek na bydlení, který je oproti roku 2007 ještě vyšší z důvodu zvýšení normativních nákladů na bydlení. Čistý příjem domácností je ve srovnání s předchozím rokem nižší u domácností, která pobírají snížený rodičovský příspěvek ve výši 3800 Kč. Příjem těchto domácností je částečně kompenzován vyšším příspěvkem na bydlení, zejména u domácností s nízkými příjmy a u domácností nezaměstnaných.<sup>124</sup>

Snížení daňového zatížení fyzických osob v roce 2008 zvyšuje ve srovnání s předchozím rokem čistý příjem především těch domácností, které mohou uplatnit slevu na dani za nepracující manželku nebo za děti. Zvýšení čistého příjmu z důvodu nižší daně z příjmu je méně znatelné u domácností s dětmi, které využily v minulých letech společné zdanění.<sup>125</sup>

---

<sup>121</sup> Údaje, které uvádí Tabulka 51, zřejmě plně nepostihují možné dílčí zlepšení motivace k hledání zaměstnání v souvislosti s platností Zákona o zaměstnanosti od října 2004 a dalšími následnými opatřeními, které zpříšňují podmínky nároků na podpory v nezaměstnanosti a na registraci na úřadech práce.

<sup>122</sup> Nezávisle provedené simulace v IMF (2008) ukazují, že došlo ke zvýšení mezních efektivních daňových sazeb u nízkopříjmových domácností.

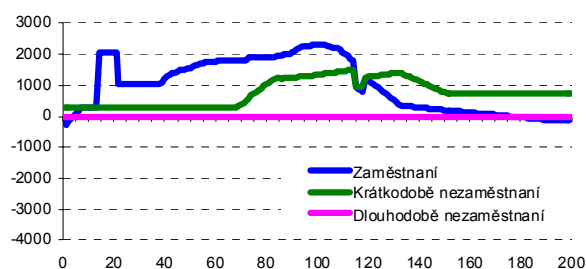
<sup>123</sup> Zatímco došlo ke snížení daně z příjmu, vliv na výši čistých nahrazovacích poměrů mají především pojistné a nároky na sociální dávky (Carone a Salomáki, 2005; viz též část Zdanění práce).

<sup>124</sup> Pozitivní vliv na motivaci k hledání zaměstnání mají od ledna 2008 přísnější podmínky pro nároky na dávky, které jsou vázány na nižší existenční minimum u dlouhodobě nezaměstnaných, kteří nevyvíjejí dostatečnou aktivitu při hledání zaměstnání.

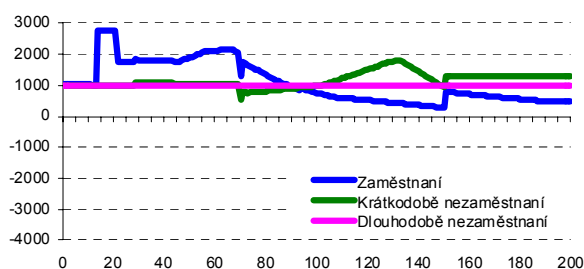
<sup>125</sup> Bičáková aj. (2008) odhadují reakci nabídky práce na změnu v příjmech pomocí individuálních údajů z Mikrocensu 2002. Mzdová elasticita nabídky práce je v mezinárodním srovnání nízká a je ještě nižší pokud uvažované změny v příjmu jsou očištěny od daní a zahrnují sociální dávky. Podle autorů toto poukazuje na

**Graf 33: Změna čistého příjmu domácností s nepracujícím partnerem v roce 2008 ve srovnání s rokem 2007 (Kč)**

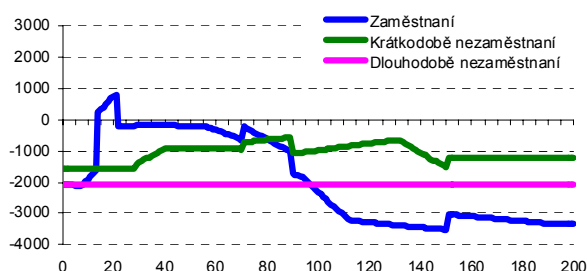
Bez nároku na rodičovský příspěvek



S nárokem na rodičovský příspěvek ve výši 7600 Kč



Rodičovský příspěvek ve výši 3800 Kč



Poznámka: Změna čistého příjmu domácnosti v závislosti na výši mzdy zaměstnaných, resp. potenciální mzdy nezaměstnaných (v procentech průměrné mzdy, vodorovná osa). Krátkodobě nezaměstnaní s nárokem na podporu v nezaměstnanosti. Domácnosti s nepracujícím partnerem a dvěma dětmi ve věku 6 a 4 roky (vlevo) a 4 a 2 roky (vpravo).

Zdroj: Výpočet ČNB, metodologie převzata z Galuščák, Pavel (2007).

## 2.4 Pružnost trhu produktů

### 2.4.1 Administrativní překážky v podnikání

Vysoké náklady a překážky při zakládání podniků a složitost administrativních předpisů v oblasti podnikání snižují konkurenční tlaky, produktivitu a tím pružnost na trzích produktů. To má v delším období také negativní vliv na tvorbu pracovních míst a zaměstnanost (Nicoletti a Scarpetta, 2004). Podle Bassanini a Duval (2006) regulace na trzích produktů zvyšuje celkovou nezaměstnanost.

Pro mezinárodní srovnání výše administrativních překážek v podnikání je použit index OECD (Conway a kol., 2005). Ačkoliv se poslední dostupné hodnoty tohoto indexu vztahují k roku 2003, jsou užitečnou srovnávací základnou. Administrativní překážky v podnikání byly v roce 2003 v České republice vyšší než ve srovnávaných zemích s výjimkou Polska (Tabulka 52, poslední sloupec). Oproti roku 1998 se celkový index v ČR téměř nezměnil, zatímco v Německu, Portugalsku a Polsku se významně snížil. V mezinárodním srovnání byla v roce 2003 v ČR poměrně vysoká složitost regulatorních a administrativních podmínek, zejména v oblasti licencí a povolení.

pracovně demotivující prvky v systému sociálních dávek. Citlivost nabídky práce je relativně vyšší u žen a u osob s nižšími příjmy.

**Tabulka 52: Index administrativních překážek v podnikání<sup>a</sup>**

	Náklady při zakládání podniků <sup>b</sup>		Složitost regulatorních a administrativních podmínek <sup>c</sup>		Překážky v konkurenčním prostředí <sup>d</sup>		Administrativní překážky v podnikání celkem	
	1998	2003	1998	2003	1998	2003	1998	2003
<b>CZ</b>	2,2	2,3	2,7	2,3	0,6	0,5	2,0	1,9
<b>AT</b>	2,6	2,8	0,6	0,4	1,0	0,8	1,7	1,6
<b>DE</b>	2,4	1,6	2,6	2,2	0,4	0,5	2,0	1,6
<b>PT</b>	2,1	1,7	1,8	1,2	1,0	0,5	1,8	1,3
<b>HU</b>	2,4	2,3	0,4	0,4	1,5	1,1	1,6	1,4
<b>PL</b>	3,8	3,7	2,0	1,5	1,6	0,3	2,8	2,3
<b>SK</b>	.	1,9	.	0,7	.	0,3	.	1,2

Poznámka: a) Indexy v rozmezí 1 až 6, vyšší hodnota znamená vyšší překážky. Souhrnný index je vážený součet indikátorů v 7 základních oblastech, které se seskupují do 3 oblastí, které jsou uvedeny v tabulce.  
 b) Administrativní náklady podniků, administrativní náklady samostatných podnikatelů (fyzických osob), administrativní náklady v odvětvích.  
 c) Systém licencí a povolení, vládní strategie komunikace a zjednodušování pravidel a procedur.  
 d) Právní překážky vstupu do odvětví, protimonopolní výjimky pro veřejné podniky.

Zdroj: Conway a kol. (2005).

Novela obchodního zákoníku s platností od července 2005, která zjednodušila a zrychlila zápisy do obchodního rejstříku, působí ve směru usnadnění vzniku podnikatelských subjektů. Tím se pravděpodobně snižuje index v oblasti složitosti regulatorních a administrativních podmínek, který byl v roce 2003 v České republice mezi srovnávanými zeměmi nejvyšší. K dalšímu uvolnění, které by se projevilo snížením indexu v této oblasti, došlo novelou živnostenského zákona od srpna 2006 zavedením centrálních registračních míst, které zjednodušují zakládání podniků.<sup>126</sup> Touto novelou zároveň došlo ke snížení nákladů při zakládání podniků tím, že je vyžadováno méně dokladů. Dalším krokem ve směru snižování administrativních překážek byla digitalizace obchodního rejstříku od ledna 2007.

V červenci 2008 vstoupila v platnost novela živnostenského zákona, která snižuje náklady při zakládání a provozování živností. Živnostenské listy a koncesní listiny jsou nahrazeny výpisem z živnostenského rejstříku, přičemž se zkracuje doba pro vydání výpisu. Kromě toho jsou sníženy poplatky za vydávání oprávnění a je zrušena místní příslušnost živnostenských úřadů. Zároveň je zpřehledněn a zjednodušen systém živností. V oblasti administrativních podmínek tak v ČR dochází k dílčímu zlepšení, které zároveň zmírňuje jejich možný negativní dopad do pružnosti trhu práce v oblasti tvorby pracovních míst.

Údaje Světové banky o podmínkách pro podnikání potvrzují, že v ČR došlo v roce 2008 k meziročnímu zlepšení relativní pozice vůči ostatním zemím z hlediska podmínek pro zakládání podniků (Tabulka 53). Ve srovnání s ostatními zeměmi, které jsou zahrnuty v databázi Doing Business, v roce 2008 ČR zaujímá 86. místo. Lepší podmínky pro zakládání podniků jsou ze sledovaných zemí v Portugalsku, Maďarsku, Slovinsku a Slovensku, horší podmínky ve srovnání s ČR jsou zaznamenány v Rakousku, Německu a Polsku. V oblasti uzavírání podniků je umístění ČR mezi srovnávanými zeměmi nejhorší a oproti roku 2007 se o dvě příčky zhoršilo.<sup>127</sup>

<sup>126</sup> Zjednodušení komunikace s úřady a institucemi umožňuje i zavedení a rozšíření asistovaných míst výkonu veřejné správy (tzv. Czech POINT - Český Podací Ověřovací Informační Národní Terminál).

<sup>127</sup> Údaje o pořadí zemí v roce 2007 byly přepočítány o ohledem na změny v metodologii a výběru zemí. Pořadí za předchozí roky není k dispozici, publikovány jsou jen dílčí údaje, ze kterých bylo pořadí zemí odvozeno.

**Tabulka 53: Podmínky pro zakládání a uzavírání podniků**

	Zakládání podniků		Uzavírání podniků	
	2007	2008	2007	2008
<b>CZ</b>	93	86	111	113
<b>AT</b>	83	104	21	20
<b>DE</b>	75	102	31	33
<b>PT</b>	40	34	20	21
<b>HU</b>	72	27	56	55
<b>PL</b>	134	145	91	82
<b>SI</b>	124	41	37	38
<b>SK</b>	76	48	39	37

Poznámka: Pořadí zemí v podmínkách pro zakládání a rušení podniků. Zakládání podniků: počet procedur, doba (dny), náklady a minimální požadovaný kapitál v % příjmu na hlavu. Rušení podniků: doba (roky), náklady v % hodnoty majetku, míra návratnosti v centech na dolar.

Zdroj: World Bank (2008).

## 2.4.2 Daňové zatížení podniků

Daňové zatížení podniků má významný vliv na pružnost trhu produktů. S ohledem na vysokou mezinárodní mobilitu kapitálu může být míra zdanění jedním z rozhodujících faktorů pro alokaci investic. Míru zdanění podniků hodnotíme pomocí výše statutární daňové sazby z příjmu korporací a implicitní míry zdanění.

V roce 2008 je v České republice uplatňována **daň z příjmu korporací** ve výši 21 % (Tabulka 54). Vyšší daňová sazba je zaznamenána v Rakousku, Německu, Portugalsku, Maďarsku a Slovinsku. Menší daňové zátěže z pohledu statutárních daňových sazeb jsou vystaveny podniky v Polsku a na Slovensku. S výjimkou Maďarska a Slovinska, které měly v průměru za celé sledované období nejnižší daňové zatížení, daňové sazby z příjmu korporací ve srovnávaných zemích výrazně klesají.

**Tabulka 54: Nejvyšší statutární daňové sazby z příjmu korporací (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Změna (p.b.)
<b>CZ</b>	35,0	35,0	31,0	31,0	31,0	31,0	28,0	26,0	24,0	24,0	21,0	-14,0
<b>AT</b>	34,0	34,0	34,0	34,0	34,0	34,0	34,0	25,0	25,0	25,0	25,0	-9,0
<b>DE</b>	56,0	51,6	51,6	38,3	38,3	39,6	38,3	38,7	38,7	38,7	29,8	-26,2
<b>PT</b>	37,4	37,4	35,2	35,2	33,0	33,0	27,5	27,5	27,5	26,5	26,5	-10,9
<b>HU</b>	19,6	19,6	19,6	19,6	19,6	19,6	17,6	17,5	17,5	21,3	21,3	1,7
<b>PL</b>	36,0	34,0	30,0	28,0	28,0	27,0	19,0	19,0	19,0	19,0	19,0	-17,0
<b>SI</b>	25,0	25,0	25,0	25,0	25,0	25,0	25,0	25,0	25,0	23,0	22,0	-3,0
<b>SK</b>	40,0	40,0	29,0	29,0	25,0	25,0	19,0	19,0	19,0	19,0	19,0	-21,0

Poznámka: Změna v p.b. za období uvedené v tabulce.

Zdroj: Eurostat (2008)

Výše daňových sazeb je jednoduchým indikátorem míry zdanění, daňovou zátěž však určuje i rozsah daňového základu, jehož výše je ovlivněna odpisy a uplatňovanými výjimkami ze zdanění. Doplňkovým ukazatelem míry zdanění jsou proto **implicitní daňové sazby**, které jsou definovány jako výše agregátních příjmů z daní z příjmu podniků a potenciálního daňového základu (Tabulka 55). Implicitní míra zdanění v České republice byla poněkud nižší, než statutární a mezi lety 2004 a 2006 společně se statutární sazbou poklesla. V roce



2006 byla ČR implicitní míra zdanění vyšší než v Rakousku, Portugalsku, Polsku a na Slovensku.<sup>128</sup>

**Tabulka 55: Implicitní míra zdanění příjmu korporací (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Změna (p.b.)
<b>CZ</b>	28,0	30,1	26,2	28,3	30,3	32,0	29,8	25,1	23,4	-4,7
<b>AT</b>	26,8	25,2	24,7	33,5	26,1	23,3	23,4	21,8	21,6	-5,2
<b>PT</b>	20,1	21,5	25,5	22,7	22,4	19,2	19,2	18,9	.	-1,2
<b>PL</b>	42,7	42,7	37,7	37,9	39,2	22,6	18,7	22,4	.	-20,3
<b>SK</b>	41,5	37,3	30,3	25,2	27,0	28,6	22,2	21,6	18,4	-23,1

Poznámka: Implicitní míra zdanění vyjadřuje podíl agregátních daňových příjmů a potenciálního daňového základu v %. Změna v p.b. za období uvedené v tabulce.

Zdroj: Eurostat (2008)

### 2.4.3 Náklady spojené s výstupem z odvětví

Podmínky pro ukončení ztrátových podnikatelských projektů významně ovlivňují existenci konkurence a efektivní umístění ekonomických zdrojů, a mají tak důležitý dopad na pružnost na trhu produktů. Insolvenční právo je standardní součástí právních systémů všech standardních ekonomik. Česká republika přijala zákon č. 328/1991 Sb., o konkursu a vyrovnání v roce 1991. Tento zákon byl následně mnohokrát novelizován a od 1.1. 2008 byl nahrazen zákonem č. 182/2006 Sb., o úpadku a způsobech jeho řešení (insolvenční zákon). Nový zákon by měl přispět ke zrychlení, vyšší transparentnosti, efektivitě a posílení právní jistoty vztahů mezi dlužníky a věřiteli. Tento zákon navíc nově zavedl možnost oddlužení fyzické osoby nepodnikatele.

Počet konkurzů v podnikové sféře od roku 2004 neustále roste. V roce 2007 došlo ke zcela mimořádnému 19% ročnímu nárůstu počtu návrhů na konkurzní řízení (Tabulka 56). Od 1. ledna 2008 začal platit nový insolvenční zákon, který může vést ještě k větší motivaci podávání návrhů na konkurz jak ze strany dlužníků, tak věřitelů. V České republice tak bylo možno sledovat opačný trend než v zemích západní Evropy, kde docházelo ke znatelnému, i když zpomalujícímu poklesu podnikové platební neschopnosti (pokles o 5 % v roce 2007 oproti poklesu o 12,3 % v roce 2006).<sup>129</sup> Předběžná čísla za rok 2008 naznačují spíše stagnaci vývoje podnikových úpadků v západní Evropě.

**Tabulka 56: Počet insolvenčních řízení v české republice**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Počet návrhů na konkurz	4306	4339	4650	4036	4002	3918	3643	3882	4227	5015
Vyřízené návrhy na konkurz	2418	2964	4087	4539	4429	4639	4778	4870	5106	5386
Zahájená insolvenční řízení	2022	2000	2491	2473	2155	1728	1441	1236	1245	1115
Běžící insolvenční řízení	8087	9706	10560	10537	10217	9744	8876	8135	7456	7256

Zdroj: Ministerstvo spravedlnosti České republiky

Nový insolvenční zákon platný od ledna 2008 zavádí možnost oddlužení i pro české domácnosti. Dosavadní zkušenost ukazuje, pozvolný náběh počtu bankrotů tak, jak lidé získávají informace a jsou schopni doložit všechny nezbytné náležitosti požadované zákonem ke schválení procesu oddlužení. Pozitivní vliv na správné ohodnocení rizika věřiteli by měl mít i nově zavedený insolvenční rejstřík, který je společně s databází úpadců spravovaný Ministerstvem spravedlnosti ČR. Na základě údajů z tohoto rejstříku bylo v prvních třech

<sup>128</sup> Pro Německo, Maďarsko a Slovinsko nejsou údaje o implicitním zdanění příjmů podniků k dispozici.

<sup>129</sup> Z důvodu dostupnosti dat se vzorek srovnávaných zemí v této analýze liší od ostatních částí dokumentu (viz Metodická část).

měsících od účinnosti novely soudy povoleno 135 oddlužení. Představu o možném budoucím vývoji si lze vytvořit z údajů o ročních počtech osobních bankrotů na 10 tisíc obyvatel v Německu (15), resp. Rakousku (9), kde jsou tyto počty řádově vyšší.<sup>130</sup>

Zavedení nového insolvenčního zákona znamená zlepšení pozice pro věřitele i dlužníky a přispívá k vyšší transparentnosti a efektivitě prostředí, které by následně mělo podporovat stabilitu finančního systému v České republice.

## 2.5 Pružnost bankovního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky

Schopnost finančního sektoru absorbovat vnější šoky závisí mimo jiné na jeho výkonnosti a stabilitě. Zatímco ziskový a zdravý finanční sektor dokáže účinně spolupůsobit při eliminaci dopadů ekonomických šoků, nestabilní finanční instituce mohou nepříznivé účinky negativních šoků zesílit.<sup>131</sup> V následujících analýzách se soustředíme na bankovní sektor, který má ve srovnávaných zemích ve finančním sektoru největší váhu.

V minulých letech došlo v České republice ke kvalitativnímu zlepšení bankovních úvěrových portfolií. Vedle zlepšeného splácení úvěrů však mohl být skrytým faktorem pro zlepšení kvality portfolií proces ředění nekvalitních úvěrů větší emisí nových úvěrů. Ke konci roku 2007 vykázal český bankovní sektor nejlepší **kvalitu úvěrových portfolií** z pohledu minulosti, a lepší kvalitu než bankovní sektor v Polsku a v Německu (viz Tabulka 57).

**Tabulka 57: Podíl úvěrů v selhání na úvěrech celkem v bankovním sektoru (%)**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 <sup>a</sup>
CZ <sup>b</sup>	19,9	13,7	8,9	4,8	4,0	3,9	3,7	2,8
AT	2,9	3,1	3,9	3,7	3,3	2,6	2,1	2,4
DE	4,7	4,6	5,0	5,3	5,1	4,8	4,0	.
PT	2,2	2,1	2,3	2,4	2,0	1,6	1,2	1,3
HU	2,5	2,7	3,1	2,7	2,7	2,5	2,5	2,4
PL	14,9	17,8	21,1	21,2	14,9	11,0	7,2	5,2
SI	5,2	7,0	7,0	6,5	5,5	4,8	4,1	1,8
SK	21,7	22,0	11,2	9,2	7,2	5,6	3,3	2,8
EA-13 <sup>c</sup>	3,3	4,1	3,3	3,4	3,1	3,0	2,1	.

Poznámka: a) Předběžná data.

b) Česká republika bez Konsolidační banky a bank v nucené správě.

c) Prostý průměr. Vážený průměr do r. 2005 za EA-12.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky, data na nekonsolidované bázi.

**Kapitálová přiměřenost** českého bankovního sektoru dosáhla v průměru 11,5 %, <sup>132</sup> pohybuje se nad stanoveným limitem 8 % a je na podobné výši jako v ostatních srovnávaných zemích (Tabulka 58).<sup>133</sup> Tento ukazatel tedy vypovídá o dostatečnosti krytí potenciálních rizik i o relativně méně rizikových obchodních aktivitách tuzemských bank, k nimž patří obchody se státními cennými papíry a podle evidence bank i hypoteční úvěry obyvatelstvu. Podíl úvěrů v selhání na celkových úvěrech obyvatelstvu činil nízkých 2,6 %; jejich horší kvalita

<sup>130</sup> Osobní platební neschopnost, na rozdíl od podnikové platební neschopnosti, v minulých letech v západní Evropě poměrně výrazně rostla. Výrazný meziroční nárůst byl zaznamenán zejména v roce 2006 (31,9 %), v roce 2007 došlo k určitému zpomalení (8,3 %).

<sup>131</sup> Nestabilní sektor může zároveň sám být zdrojem asymetrických šoků.

<sup>132</sup> V 1. pololetí 2008 dosáhla úrovně 12,4 %.

<sup>133</sup> Snižování kapitálové přiměřenosti v letech 2004 až 2006 bylo zejména spojeno s použitím nerozděleného zisku z minulých let k výplatě dividend a tantiém, resp. s repatriací zisku zahraničním vlastníkům bank.

v segmentu spotřebitelských úvěrů by však mohly signalizovat určité riziko. Rovněž zhoršení podmínek pro exportní podniky vede k růstu podílu úvěrů v selhání.<sup>134</sup>

**Tabulka 58: Kapitálová přiměřenost bankovního sektoru (%)**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 <sup>a</sup>
CZ <sup>b</sup>	14,9	15,4	14,2	14,5	12,6	11,9	11,4	11,5
AT <sup>c</sup>	10,6	11,5	11,3	12,1	11,9	11,5	11,6	12,1
DE <sup>c</sup>	11,7	12,0	12,7	13,4	13,2	12,2	11,9	11,7
PT <sup>c</sup>	9,2	9,5	9,8	10,0	10,4	11,3	11,8	11,0
HU <sup>b</sup>	13,7	13,9	13,0	11,8	12,4	11,6	11,0	10,8
PL <sup>b</sup>	12,9	15,0	14,2	13,8	15,5	14,5	13,1	11,9
SI <sup>b</sup>	13,5	11,9	11,9	11,5	11,8	10,5	10,8	10,6
SK <sup>b</sup>	2,4	13,4	21,3	21,6	18,7	14,8	13,0	12,8
EA-13 <sup>c,d</sup>	11,6	12,1	11,9	11,9	11,8	11,8	12,1	11,6

Poznámka: a) Předběžná data.

b) Data na nekonsolidované bázi.

c) Data na konsolidované bázi.

d) Prostý průměr. Vážený průměr do r. 2005 za EA-12.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

Stabilita bankovního sektoru se odvíjí od vývoje **prosperity bankovního podnikání**. V českém bankovním prostředí bylo možné v posledních letech dosáhnout poměrně stabilní čisté úrokové marže ve výši kolem 2,4 %, když tato se v roce 2007 zvýšila na 2,6 % (

<sup>134</sup> V srpnu 2008 bylo ohroženo nesplácením 1,5 % úvěrů určených na bydlení a 6,5 % spotřebitelských úvěrů. Nefinanční podniky vykázaly 3,7 % úvěrů v selhání.

Tabulka 59). V prostředí zesilující konkurence při mírném zvýšení základních sazeb od konce roku 2005 se úrokové sazby z úvěrů a vkladů postupně zvyšovaly. Do konce roku 2007 zůstaly však na relativně nízké úrovni. Dostupnost úvěrů domácnostem i prosperujícím podnikům byla zachována. Stabilní resp. mírně se zvyšující čisté úrokové marže se dařilo zajistit vyšším úrokovým rozpětím a zisky z rozvíjených retailových operací s domácnostmi. Banky v České republice v porovnání s bankami v některých nových členských zemích Evropské unie fungují v přísnějších ekonomických podmínkách – to se odráží jak v nižších maržích, tak i v nižších provozních nákladech. V poměrně nízkých maržích se odráží i relativně nízká úroveň úrokových sazeb. Porovnání čistých neúrokových výnosů na jednotku aktiv přináší Tabulka 60. V tomto ukazateli jsou hodnoty pro český bankovní sektor v posledních letech vyšší než pro srovnávané země eurozóny, avšak s výjimkou Slovenska nižší než ve srovnávaných nových členských zemích.

**Tabulka 59: Čistá úroková marže (NIM, %)**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 <sup>a</sup>
CZ <sup>b</sup>	2,53	2,47	2,35	2,26	2,36	2,37	2,51	2,61
AT <sup>b,c</sup>	1,20	1,21	1,23	1,17	1,09	0,98	0,90	0,87
DE <sup>b,c</sup>	1,14	1,12	1,20	1,16	1,18	1,17	1,15	1,12
PT <sup>b,c,d</sup>	2,25	2,31	2,21	2,04	2,00	1,86	1,89	1,85
HU <sup>b</sup>	4,00	4,05	4,19	3,96	4,00	3,92	3,60	3,25
PL <sup>b</sup>	4,26	3,38	3,39	3,13	3,24	3,30	3,26	3,40
SI <sup>b</sup>	4,41	3,37	3,41	3,05	2,70	2,42	2,19	2,30
SK <sup>d</sup>	1,85	2,28	2,69	2,91	2,85	2,15	2,42	2,34

Poznámka: a) Předběžná data.

b) Data na nekonsolidované bázi.

c) Podíl čistých úrokových výnosů z celkových průměrných bilančních aktiv, v případě DE od roku 1999.

d) Data od r. 2005 na konsolidované bázi.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

**Tabulka 60: Čisté neúrokové výnosy / průměrná aktiva (%)**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 <sup>a</sup>
CZ <sup>b</sup>	1,22	1,37	1,46	1,43	1,69	1,61	1,48	1,44
AT <sup>c</sup>	1,59	0,89	0,75	0,83	0,84	0,94	0,98	0,94
DE <sup>b</sup>	0,42	0,36	0,34	0,35	0,35	0,37	0,39	0,39
PT <sup>c</sup>	1,07	0,88	0,88	1,02	1,06	1,39	1,47	1,27
HU <sup>b</sup>	1,06	1,34	1,50	1,70	1,67	1,66	1,77	1,53
PL <sup>b</sup>	2,73	3,05	2,73	2,52	2,37	2,32	2,10	2,10
SI <sup>b</sup>	1,41	1,47	1,84	1,63	1,72	1,60	1,67	1,60
SK <sup>b</sup>	1,14	1,09	1,25	0,95	1,44	1,48	1,36	1,19
EA-13 <sup>c,d</sup>	1,07	0,84	0,90	1,11	0,82	0,96	1,10	1,06

Poznámka: a) Předběžná data.

b) Data na nekonsolidované bázi.

c) Data na konsolidované bázi. Čisté neúrokové výnosy / aktiva ke konci roku.

d) Prostý průměr. Vážený průměr do r. 2005 za EA-12.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

Český bankovní sektor v posledních letech vykázal vysokou **rentabilitu aktiv** ze zisku po zdanění. Vyšší zhodnocení aktiv si zajistil zejména úrokovou a poplatkovou politikou a menší potřebou opravných položek k podstupovaným rizikům. S výjimkou Maďarska, Polska a Slovinska, které vykázaly v roce 2007 vyšší rentabilitu aktiv, byly banky v ČR podle konsolidovaných výsledků v souhrnu rentabilnější než v ostatních sledovaných zemích. V porovnání se zeměmi eurozóny dosáhly vyšší rentability kapitálu i rentability aktiv. V rentabilitě kapitálu se českému bankovnímu sektoru v roce 2007 přiblížil polský bankovní sektor (viz Tabulka 61 a Graf 34).

**Tabulka 61: Zisk po zdanění / aktiva bank (ROA, %)**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 <sup>a</sup>
CZ <sup>b</sup>	0,56	0,93	1,59	1,64	1,76	1,76	1,23	1,31
AT <sup>c</sup>	1,39	1,25	0,53	0,60	0,96	0,65	0,94	0,75
DE <sup>b</sup>	0,29	0,20	0,15	0,03	0,14	0,44	0,29	0,18
PT <sup>c</sup>	1,05	0,96	0,78	0,89	0,84	1,03	1,01	0,89
HU <sup>b</sup>	1,31	1,58	1,68	1,86	2,34	2,40	1,43	1,20
PL <sup>b</sup>	1,51	1,36	0,82	0,95	1,57	1,96	1,56	1,72
SI <sup>b</sup>	1,14	0,45	1,11	1,00	1,06	1,00	0,89	0,91
SK <sup>b</sup>	0,54	1,02	1,16	1,17	1,15	1,05	1,27	1,04
EU-13 <sup>c,d</sup>	0,83	0,47	0,40	0,47	0,58	0,61	0,75	0,77

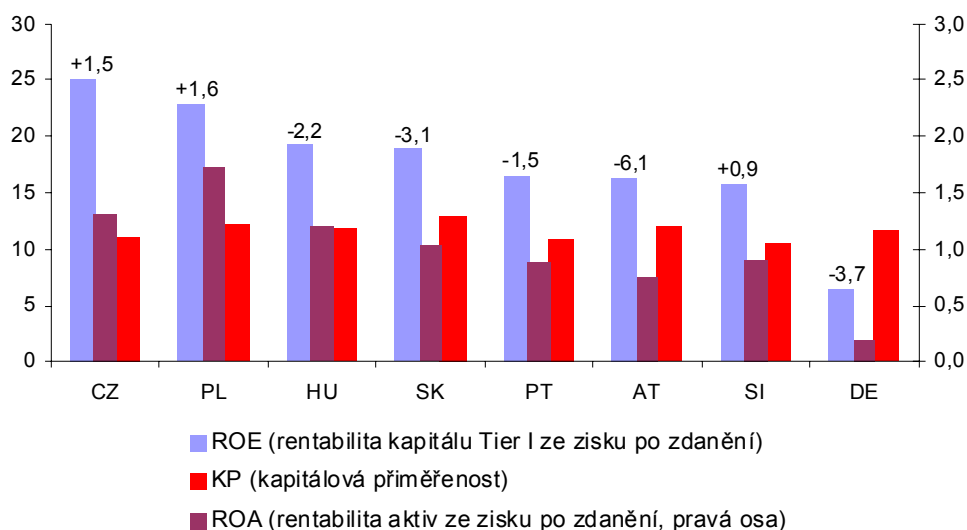
Poznámka: a) Předběžná data. Od roku 2006 ROA na konsolidované bázi pro všechny země.

b) Data na nekonsolidované bázi, zisk před zdaněním / průměrná aktiva bank do konce r. 2005.

c) Data na konsolidované bázi. Zisk před zdaněním / aktiva ke konci roku, do konce r. 2005

d) Prostý průměr. Vážený průměr do r. 2005 za EA-12.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

**Graf 34: Rentabilita a kapitálová přiměřenost bank v roce 2007 (%)**

Poznámka: Údaje na konsolidované bázi. Číselné hodnoty u ROE označují meziroční změnu.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky, ECB

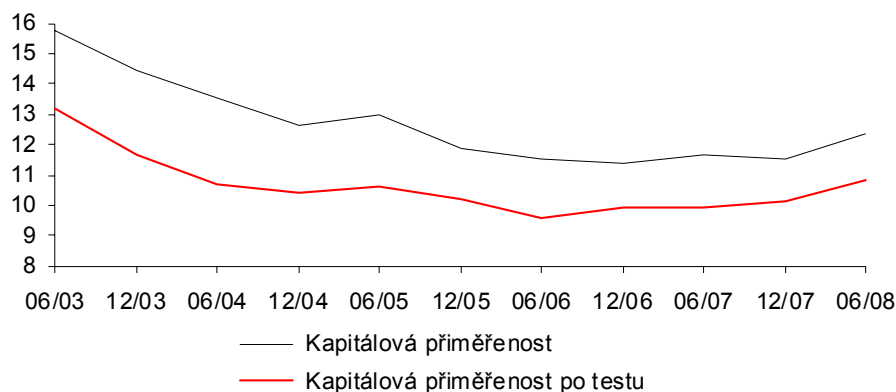
Ukazatel ROE dosahuje v ČR vysokých hodnot. Je to tím, že banky v minulých letech dosahovaly nadprůměrné zisky, když relativně snížily náklady na provoz k čistým výnosům z bankovní činnosti a celkově zhospodárnily svoji činnost. Na konci roku 2007 vykazovaly banky v ČR nejnižší provozní náklady v poměru k čistým výnosům z 27 zemí EU.

Ostatní subjekty ve finančním systému ČR zejména pojišťovny, penzijní fondy i otevřené podílové fondy byly v roce 2007 vystaveny propadům cen aktiv v důsledku turbulencí na finančních trzích. České domácí pojišťovny a penzijní fondy byly schopny ztráty z přecenění aktiv krýt rezervami a kapitálem, a minimalizovat případné ztráty tím, že většinu investic v dluhových instrumentech drží do splatnosti. Ke stabilitě pojišťoven, které mají velmi dobrou solventnost, přispěla i vysoká rentabilita kapitálu téměř 22 %. Penzijní fondy za rok 2007 zhodnotily příspěvky klientů v průměru o 2,7%.

Finanční sektor - a zejména bankovní sektor - si vysokou ziskovostí v minulých letech vytvořil dostatečné kapitálové zdroje pro tlumení případných vnějších šoků a lze ho tak považovat za poměrně odolný vůči nepříznivému působení makroekonomických faktorů. **Výsledky standardizovaných zátěžových testů** bankovního sektoru indikují, že bankovní sektor jako celek by obstál s kapitálovou přiměřeností 10,1 % po výrazných hypotetických šocích na datech ke konci roku 2007 a s 10,8 % na datech za pololetí 2008 (viz Graf 35).<sup>135</sup>

Zpráva o finanční stabilitě ČNB (ČNB, 2008) zveřejněná v červnu 2008 popisovala výsledky zátěžových testů se třemi nepříznivými scénáři, které využívaly projekci makroekonomických veličin z prognózy ČNB a modelů vývoje objemu úvěrů a úvěrového rizika. Tyto scénáře odrážely možnosti dalšího vývoje globální úvěrové krize. Český bankovní sektor vykázal v těchto testech dobrou odolnost vůči většině šoků. Nejhorší makroekonomický scénář (v ČNB, 2008 nazvaný jako „ztráta důvěry“) s výraznými nepříznivými dopady do úrokových sazeb, měnového kurzu a růstu HDP by však vyvolal nutnost kapitálových injekcí pro udržení dostatečné kapitálové přiměřenosti finančních institucí.

**Graf 35: Výsledky zátěžových testů pro český bankovní sektor (kapitálová přiměřenost, %)**



Zdroj: ČNB

Po proběhlých strukturálních změnách, zakotvení principů Basel II a po letech vysoké rentability má český bankovní sektor vytvořeny vhodné předpoklady ke zvládnutí případných ekonomických šoků. V průběhu rozvíjející se globální finanční krize zatím český finanční sektor vykázal schopnost odolat nepříznivému vývoji. Další prohloubení problémů v zahraničí a výraznější zpomalení ekonomické aktivity by se však mohlo významněji odrazit i v českém finančním systému.

<sup>135</sup> Šlo o zátěž plynoucí ze scénáře hypotetického zvýšení úrokových sazeb o 2 p.b., znehodnocení kurzu měny o 20 % a zvýšení poměru ohrožených úvěrů vůči celkovým úvěrům o 3 p.b.

### 3. SHRNUÍ VÝSLEDKŮ ANALÝZ – SROVNÁNÍ S DOKUMENTY 2006 A 2007

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>o</sup>	Hodnota 2007 <sup>a</sup>	Hodnota 2008 <sup>b</sup>	Komentář	
<b>CYKlickÁ A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST</b>							
<b>Přímé ukazatele sladěnosti</b>							
Reálná ekonomická konvergence	HDP na hlavu, PPP, EA-13=100	1.1.1	68,5	72,1	74,1 <sup>c</sup>	Konvergence ČR pokračuje. Ukazatel nad úrovní PT, HU, SK a PL.	
	Cenová hladina HDP, EA-13=100	1.1.1	55,0	57,8	59,8 <sup>c</sup>	V roce 2007 došlo k dalšímu přiblížení, přetrvává velké zaostávání za AT, DE, PT i SI. V roce 2008 je očekáván další poměrně výrazný posun vzhůru v relativní cenové hladině.	
	Reálný kurz vůči euru, 1998=100	1.1.1	123	129	133	Přítomnost reálného zhodnocování (v průměru od roku 1998 vyšší než všechny srovnávané země s výjimkou SK a HU).	
	3M reálné úrokové sazby	1.1.1	0,4	0,2	0,1	V roce 2007 společně s HU výrazně nejnižší úroveň. Nízká úroveň sazeb je příhodná pro přijetí eura, další reálné zhodnocování však může vést k nízkým či záporným krátkodobým sazbám peněžního trhu v reálném vyjádření.	
Korelační koeficienty reálné ekonomické aktivity (CZ a EA-13).	HDP (Metoda 1)	1.1.2	0,29	0,62	0,73	Korelace podle Metody 1 je statisticky významně odlišná od nuly a dochází k růstu koeficientu v čase. Vztah však může být ovlivněn souběhem cyklického vývoje v eurozóně a trendového vývoje v ČR. Hodnota korelačního koeficientu srovnatelná s PL a SK, vyšší než v HU, nižší než ve srovnávaných zemích eurozóny.	
	HDP (Metoda 2)	1.1.2	0,26	0,33	0,34		
	HDP (Metoda 1, dynamická korelace, průměr pro uvažované délky cyklu)	1.1.2	0,33	0,7	0,8		
	Hodnota 2006: 2001:Q1–2006:Q1 Hodnota 2007: 2002:Q1–2007:Q1 Hodnota 2007: 2002:Q1–2008:Q1	IPP (Metoda 1)	1.1.2	0,77	0,77	0,74	Korelace statisticky významná, hodnota podle Metody 1 srovnatelná nebo vyšší než ve většině srovnávaných zemí s výjimkou DE. Ukazatel však popisuje jenom část ekonomiky.
		IPP (Metoda 2)	1.1.2	0,41	0,25	0,31	
	Metoda 1: meziroční diference Metoda 2: mezičtvrtletní (resp. meziměsíční) diference	Celkový vývoz (Metoda 1)	1.1.2	0,64	0,63	0,63	Statisticky významná korelace, na rozdíl od loňských výsledků potvrzena oběma metodami.
	Celkový vývoz (Metoda 2)	1.1.2	0	-0,04	0,36		
	Vývoz ČR do EA-13 vs. HDP EA-13 (Metoda 1)	1.1.2	0,42	0,38	0,38	Statisticky významný vztah jen podle Metody 1.	
	Vývoz ČR do EA-13 vs. HDP EA-13 (Metoda 2)	1.1.2	0,24	0,30	0,27		



Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>o</sup>	Hodnota 2007 <sup>a</sup>	Hodnota 2008 <sup>b</sup>	Komentář
Synchronizace poptávkových šoků	Strukturální vektorová autoregrese, korelace	1.1.3	asymetrie	asymetrie	asymetrie	Nulová korelace šoků, beze změny mezi zkoumanými obdobími. Ostatní srovnávané země s výjimkou DE též nevykazují statisticky významnou korelaci.
Synchronizace nabídkových šoků	Strukturální vektorová autoregrese, korelace	1.1.3	asymetrie	asymetrie	asymetrie	Nulová korelace šoků, beze změny mezi zkoumanými obdobími. Nejsilnější sladěnost šoků vykazuje DE. Od roku 2001 též PT a SI vykazují statisticky významné korelace.
Analýza cyklické sladěnosti pomocí Taylorova pravidla	Součet čtverců odchylek od implikovaných sazeb pro eurozónu (I/2003-I/2008)	1.1.4	-	-	poměrná sladěnost	Hodnota srovnatelná s PL a SI, nižší než v HU a SK, vyšší než země eurozóny. Nižší hodnoty znamenají vyšší sladěnost.
Strukturální podobnost ekonomik CZ a EA-12	Landesmannův index	1.1.5	0,15	0,15	0,16	ČR má nejvyšší strukturální odlišnost ze srovnávaných zemí, v posledním období srovnatelnou s SK. Hodnota ukazatele však nadále poměrně blízko nulové hodnoty, která by představovala shodnou strukturu.
Konvergence úrokového diferenciálu	Rozdíl tříměsíčních a pětiletých sazeb	1.1.6	konvergence	konvergence	konvergence	ČR má nulový až mírně záporný úrokový diferenciál.
Konvergence měnových kurzů k euru	Bivariate GARCH	1.1.7	vysoká korelace	vysoká korelace	vysoká korelace	Vysoká korelace v minulém a letošním roce mírně poklesla v souvislosti s volatilitou měnových kurzů v důsledku krize.
Volatilita měnového kurzu (kurz k euru, anualizováno, v %)	historická (denní výnosy v období šesti měsíců)	1.1.8	<5 (2006)	4 (2007)	5-8 (2008)	Česká koruna patřila k měnám s průměrnou až nižší volatilitou. Nárůst volatility v posledním období v souvislosti s nejistotou na světových finančních trzích.
	implikovaná (opce)	1.1.8	<5,5 (2006)	4 (2007)	5-7 (2008)	
	historická (čtvrtletní výnosy, 1999–2006)	1.1.8	3,8	3,6	3,6	Variabilita nižší než HU, PL a SK.
	fundamentální (vývoj OCA kritérií)	1.1.8	6,0	5,9	5,8	Fundamentální variabilita podobná ve všech srovnávaných středoevropských zemích.
<b>Vliv mezinárodních ekonomických vztahů</b>						
Podíl zahraničního obchodu s eurozónou na celkovém zahraničním obchodě	Vývoz, %	1.2.1	59,3	58,4	57,1 <sup>c</sup>	Vysoká obchodní provázanost. Na straně vývozu patří k vyšším, i když mírně klesá. Na straně dovozu roste.
	Dovoz, %	1.2.1	52,9	58,4	59,1 <sup>c</sup>	
Podíl přímých investic z/do eurozóny na HDP	Přiliv přímých investic, % (stav)	1.2.1	38 (2004)	42 (2005)	43 <sup>c</sup> (2006)	Vysoká vlastnická provázanost, především na straně přílivu PZI.
	Odliv přímých investic, % (stav)	1.2.1	1 (2004)	1 (2005)	1 <sup>c</sup> (2006)	
Podíl vnitroodvětvového obchodu	Grubelův-Lloydův index	1.2.2	0,8 (2004)	0,8 (2005)	0,7 <sup>c</sup> (2006)	Poměrně vysoký podíl vnitroodvětvového obchodu (vyšší má pouze AT a DE) v čase mírně kolísá. Oproti loňské analýze je výpočet proveden na nižším stupni agregace dat, což vede k nižším hodnotám ukazatele.

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>o</sup>	Hodnota 2007 <sup>a</sup>	Hodnota 2008 <sup>b</sup>	Komentář
<b>Finanční trh</b>						
Finanční sektor	Aktiva finančního systému % HDP	1.3.1	135	133	142	
	Úvěry bank nebankovním klientům, % HDP	1.3.1	40,5	45,3	51,9 <sup>c</sup>	Podíl aktiv finančního systému na HDP i podíl úvěrů na HDP jsou výrazně nižší než v AT, DE a PT, mírně nižší než v SI a vyšší než SK a PL. Z hlediska struktury český finanční sektor podobný průměru eurozóny. Podíl úvěrů poskytnutých domácnostem dynamicky roste.
	Aktiva bankovního sektoru/aktiva finančního systému, %	1.3.1	73,6	73,3	74,2	
	Bankovní úvěry domácnostem % úvěrů celkem	1.3.1	34,7	38,2	40,9	
Struktura finančních aktiv a pasiv podniků a domácností		1.3.2	-	-	existence odlišností	
Integrace finančních trhů	Peněžní trh	1.3.3	-	-0,6	-0,6	Do poloviny roku 2007 vysoká rychlost přizpůsobení na akciovém a dluhopisovém trhu (větší než u AT a PT). Na devizovém trhu srovnatelná s ostatními sledovanými zeměmi, na peněžním trhu nižší. V poslední době však došlo na všech analyzovaných trzích k určitému poklesu rychlosti přizpůsobení v důsledku finanční krize.
Rychlost sblížení výnosů s výnosy v eurozóně (koeficient beta-konvergence, 2001–2007)	Devizový trh	1.3.3	-	-0,9	-0,8	
	Dluhopisový trh (2002–2007)	1.3.3	-	-0,9	-0,8	
	Akciový trh	1.3.3	-0,9	-0,9	-0,9	
<b>Možné zdroje asymetrických šoků</b>						
Dopad asymetrického šoku vyvolaného přílivem finančních prostředků z EU	Propočet metodou fiskálního impulzu v makroekonomickém modelu QPM ČNB	1.4.2.	nevýrazný dopad	nevýrazný dopad	nevýrazný dopad	Pokračuje spíše pomalé čerpání finančních prostředků z EU. Nebude vytvářet výrazný tlak na měnovou politiku a kurz.

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>o</sup>	Hodnota 2007 <sup>a</sup>	Hodnota 2008 <sup>b</sup>	Komentář
<b>PRIZPUSOBOVACI MECHANISMY</b>						
<b>Fiskální politika</b>						
Deficit vládního sektoru	Odhad ČNB % HDP, ESA 95	2.1.2	-3,5 (2006)	-3,5 (2007)	-1,0 (2007) -0,8 (2008)	Zlepšení v roce 2007 z velké míry cyklické (vyšší daňové příjmy). Pro rok 2008 je očekáván ještě další mírné snížení schodku.
Vládní dluh	Odhad ČNB % HDP, ESA 95	2.1.2	30,6 (2006)	30,5 (2007)	28,9 (2007) 27,6 (2008)	V roce 2007 došlo k zlepšení díky příznivému makroekonomickému vývoji.
<b>Pružnost mezd a strnulost inflace</b>						
Míra přizpůsobení růstu reálných mezd míře nezaměstnanosti	Phillipsova křivka	2.2.1	-0,008	-0,019	-0,030	Pružnost mezd se oproti minulé analýze statisticky významně nezměnila. Oproti loňskému vyhodnocení došlo k nárůstu koeficientu v absolutní hodnotě, ale nedošlo ke změně statistické významnosti. Nízká pružnost je pozorována i u ostatních srovnávaných zemí.
Pružnost mezd směrem dolů - dotazníkové šetření podniků	Nominální mzdy	2.2.2	-	-	0,259	Česká republika má nejvyšší hodnotu rigidity nominálních mezd směrem dolů, pružnost reálných mezd směrem dolů je průměrná.
	Reálné mzdy	2.2.2	-	-	0,113	
Inflační perzistence 1998–2006	Metoda 1 (neparametrická)	2.2.3	0,93	0,92	0,79 <sup>c</sup>	Metody poskytují odlišné výsledky. Metoda 3, která zřejmě nejlépe zohledňuje tranzitivní charakter české ekonomiky, hodnotí strnulost inflace jako nejnižší mezi srovnávanými zeměmi.
	Metoda 2 (suma AR koef., konst.střednědobá hodnota)	2.2.3	-	0,74	0,83	
	Metoda 3 (suma AR koef., středněd. hodnota se mění)	2.2.3	-	0,45	0,32	
<b>Pružnost trhu práce</b>						
Dlouhodobá nezaměstnanost	Míra dlouhodobé nezaměstnanosti, %	2.3.1	4,2	3,9	2,8	Mírné snížení míry dlouhodobé nezaměstnanosti, vyšší hodnoty než AT a SI, nižší než bDE, PT, HU, PL a SK. Podíl dlouhodobě nezaměstnaných je však stále po SK a DE třetí nejvyšší.
	Podíl dlouhodobě nezam. na celk. nezam., %	2.3.1	53	54	52	
Regionální rozdíly nezaměstnanosti	Variační koeficient míry nezaměstnanosti (na úrovni krajů, NUTS-3)	2.3.1	44 (2004)	47 (2005)	47 (2007)	V roce 2007 pokles oproti letům 2005 a 2006 (nová data Eurostatu). Nadále však zřejmě nejvyšší mezi srovnávanými zeměmi.
Mobilita obyvatelstva	Vnitřní stěhování - na tis. ob.	2.3.1	20,9	21,9	24,9	Vnitrostátní stěhování zřejmě nižší než v AT a DE a vyšší než v PL, SI a SK.
Mezinárodní migrace	Přistěhovalí na 10 000 obyv.	2.3.2	59	66	101	Po roce 2005 vysoký růst související s růstem hospodářství. Menší intenzita než v AT a SI, více než HU, PL, SK a než poslední údaj pro DE (2006). Silný příliv zahraničních zaměstnanců představuje znak flexibility, zároveň je ale projevem jiných rigidit na českém trhu práce.

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>o</sup>	Hodnota 2007 <sup>a</sup>	Hodnota 2008 <sup>b</sup>	Komentář
Institucionální prostředí	Odbory a kolektivní vyjednávání - pokrytí zaměstnanců kolektivními smlouvami (%)	2.3.3	nízký vliv	nízký vliv	51	V ČR vyšší než v HU a PL a nižší než v DE, AT, PT a SI. Praxe rozšiřování závaznosti vyšších kolektivních smluv není v ČR příliš častá. Pružnost mezd tak v oblasti tvorby mezd není v podnikatelské sféře zásadně omezena.
	Minimální mzda jako % podíl prům. mzdy v prům. a služ.	2.3.3	38,8 (2004)	39,1 (2005)	38,2	Zastavení růstu a mírný pokles je pozitivní vývoj.
	Index ochrany zaměstnanosti – stálá zaměstnání (OECD)	2.3.3	3,3 (2003)	3,3 (2006)	3,2 (2007, odhad ČNB)	Po PT nejvyšší ze srovnávaných zemí (data OECD pro 2006). V souvislosti se změnou pracovního práva v ČR v roce 2007 došlo podle odhadu ČNB pouze k nepatrnému snížení indexu. Hodnoty platné i pro rok 2008).
	Index ochrany zaměstnanosti – dočasná zaměstnání (OECD)	2.3.3	0,5 (2003)	1,1 (2006)	1,1 (2007, odhad ČNB)	Po SK nejnižší hodnota ze srovnávaných zemí. Podle odhadu ČNB hodnota platí i pro rok 2008
	Celkové zdanění práce (osoby na úrovni průměrné mzdy, %)	2.3.3	43,8	42,6	42,9	Mírný růst. Nižší než AT, DE, HU, vyšší než v ostatních srovnávaných zemích.
	Celkové zdanění práce (osoby na úrovni 2/3 průměrné mzdy, %)	2.3.3	42,1	40,1	40,5	
	Podíl čistého příjmu domácnosti bez a se zaměstnáním, % <sup>d</sup>	2.3.3	81 (2004)	74 (2006)	74 (2006)	Pokles ukazatele v roce 2006, finanční motivace k hledání zaměstnání dlouhodobě nezaměstnanými (rodiny s dětmi) je však stále spíše nízká. Simulace ukazují oslabení finanční motivace k hledání zaměstnání pro domácnosti s dětmi po reformě sociálních dávek v roce 2007 i 2008.
<b>Pružnost trhu produktů</b>						
Regulatorní omezení podnikání	Index administrativních překážek v podnikání (OECD)	2.4.1	1,9 (2003)	1,9 (2003)	1,9 (2003)	Po PL nejvyšší. V letech 2005-2008 došlo k dílčím zlepšením (novely obchodního a živnostenského zákona, digitalizace obchodního rejstříku).
	Podmínky pro zahájení podnikání (pořadí, Světová banka)	2.4.1.	-	-	86 (2008)	Meziroční zlepšení. Lepší podmínky pro zakládání podniků jsou v PT, HU, SI a SK, horší podmínky ve srovnání s CZ mají AT, DE a PL.
	Podmínky pro ukončení podnikání (pořadí, Světová banka)	2.4.1.	-	-	113 (2008)	Meziroční zhoršení pořadí v žebříčku, ze srovnávaných zemí nejhorší.
Míra zdanění	Implicitní míra zdanění	2.4.2	-	-	23,4 (2006)	Implicitní míra zdanění v roce 2006 vyšší, než AT, PT, PL a SK. Statutární daňová sazba z příjmu korporací patří mezi srovnávanými zeměmi k nižším.
Výstup z odvětví	Náklady spojené s výstupem z odvětví	2.4.3	-	-		Růst počtu konkurzů od roku 2004, silný v roce 2007. V roce 2008 platnost nového insolvenčního zákona, který může zvýšit motivaci podávat návrhy na konkurz.

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>o</sup>	Hodnota 2007 <sup>a</sup>	Hodnota 2008 <sup>b</sup>	Komentář
<b>Pružnost bankovního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky</b>						
Úvěry v selhání	% podíl na úvěrech celkem	2.5	3,9	3,7	2,8	Zlepšení na historicky nejnižší hodnotu.
Čistá úroková marže	%	2.5	2,4	2,4	2,6 <sup>c</sup>	Úroková marže v posledních dvou letech mírně vzrostla, nižší než v HU a PL. Vyšší než srovnávané země eurozóny.
Čisté neúrokové výnosy	% průměrných aktiv	2.5	1,6	1,5	1,4	Vyšší než srovnávané země eurozóny a SK.
Zisk před zdaněním/pr. aktiva	%	2.5	1,8	1,6	1,3 <sup>c</sup>	Po PL nejvyšší ze srovnávaných zemí.
Kapitálová přiměřenost bank	%	2.5	11,9	11,4	11,5	Stagnace, zůstává na přijatelné úrovni, která je podobná jako v ostatních srovnávaných zemích.
Kapitálová přiměřenost bank po zátěžových testech	%	2.5	10,2	9,9	10,8	Dostatečná úroveň

Poznámka: 0/ „Hodnota 2006“ je nejaktuálnější hodnota srovnávaného indikátoru v dokumentu z roku 2006. Pokud není uvedeno jinak, jedná se o údaj za rok 2005.

a/ „Hodnota 2007“ je nejaktuálnější hodnota srovnávaného indikátoru v dokumentu z roku 2007. Pokud není uvedeno jinak, jedná se o údaj za rok 2006.

b/ „Hodnota 2008“ je nejaktuálnější hodnota srovnávaného indikátoru v dokumentu z roku 2008. Pokud není uvedeno jinak, jedná se o údaj za rok 2007.

c/ Hodnota 2008 není plně srovnatelná s hodnotou 2007. Důvody spočívají zejména v revizi dat pozorované veličiny, změně výpočtu, či jiné realizaci (u fiskálu).

d/ Nezaměstnaní po 5 letech, potenciální příjem ze zaměstnání na úrovni 67 % průměrné mzdy. Druhá osoba ekonomicky neaktivní, děti ve věku 4 a 6 let.

## E. Metodická část

---

### 1. CYKLIČKÁ A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST

#### 1.1 Přímé ukazatele sladěnosti

##### 1.1.1 Reálná ekonomická konvergence

Srovnání HDP na hlavu v paritě kupní síly a průměrné cenové hladiny HDP je prezentováno na základě dat Eurostatu, odvozených z mezinárodního srovnávacího projektu ICP. Reálný kurz je počítán vůči euru na bázi harmonizovaného indexu spotřebitelských cen (resp. národního CPI tam, kde harmonizovaný index nebyl k dispozici). Roční tempo zhodnocování je získáno jako geometrický průměr zhodnocení od roku 1993, resp. 1998.

Odhad budoucího reálného zhodnocení na následujících pět let vychází ze dvou metod. Metoda 1 je založena na panelovém odhadu, který dává do souvislosti cenovou hladinu konečné spotřeby domácností a HDP v paritě kupní síly na hlavu pro 32 evropských zemí v letech 1995–2007 (podobně viz Čihák, Holub, 2003 a 2005). Dvoustupňovou panelovou metodou nejmenších čtverců bez fixních či náhodných efektů byl odhadnut vztah

$$P_{C,t} = 31,95 + 0,71 HDP_{PPP,t} + 0,92 AR(1)_t,$$

kde  $P_{C,t}$  je cenová hladina konečné spotřeby domácností v roce  $t$ ,  $HDP_{PPP,t}$  je hrubý domácí produkt v paritě kupní síly na hlavu v roce  $t$  (v obou případech EA-13=100) a  $AR(1)_t$  je autoregresní člen prvního stupně.<sup>136</sup> Simulace tempa rovnovážné reálné apreciacie berou jako výchozí bod odhad HDP a cenové hladiny pro rok 2008, založený na prognózách Evropské komise a Eurostatu pro růst reálného HDP, nominální měnové kurzy a inflaci jednotlivých zemí v tomto roce. Dále počítají s beta-konvergencí HDP k úrovni EA-13 o rychlosti 3 % ročně. Kolem středního odhadu apreciacie je získán interval odhadů tak, že koeficient u autoregresního členu je zvýšen či snížen o jednu směrodatnou odchylku svého odhadu (tj. pohybuje se zhruba v intervalu 0,90–0,95).

Metoda 2 přebírá aktualizované odhady rovnovážné reálné apreciacie pro Českou republiku, Maďarsko, Polsko, Slovensko a Slovinsko z analýzy Brůhy a Podpiery (2007). Tato analýza je postavena na kalibrovaném dynamickém modelu všeobecné rovnováhy pro dvě nestejně rozvinuté země, v němž dochází k reálné apreciaci převážně na základě investic do kvality výrobků.

Reálné úrokové sazby jsou odvozeny z tříměsíčních úrokových sazeb peněžního trhu. Tříměsíční úrokové sazby byly zvoleny z důvody dostupnosti dat pro všechny sledované země za celé sledované období v databázi Eurostatu; z ekonomického pohledu by byly vhodnější dvanáctiměsíční úrokové sazby, rozdíly oproti tříměsíčním sazbám jsou však v průměru malé (obvykle v řádu 0,1-0,2 procentního bodu). Průměrná roční úroveň úrokových sazeb je deflována průměrnou roční mírou inflace v dané zemi na bázi harmonizovaného indexu spotřebitelských cen. Odhad reálných sazeb do budoucna vychází z předpokladu úplné eliminace rizikové prémie díky přijetí eura a 1,8% rovnovážné tříměsíční reálné sazby v eurozóně, od níž je odečten interval odhadů rovnovážného reálného zhodnocování pro každou zemi (viz výše), resp. jemu odpovídající očekávaný inflační diferenciál vůči průměru eurozóny.

---

<sup>136</sup> Jako instrumentální proměnné byly použity konstanta,  $P_{C,t-1}$ ,  $P_{C,t-2}$ ,  $HDP_{PPP,t-1}$  a  $HDP_{PPP,t-2}$ .

### 1.1.2 Korelace ekonomické aktivity

K hodnocení sladění ekonomické aktivity vybraných zemí s eurozónou je použita korelační analýza. Vzájemný vztah mezi jednotlivými zeměmi a eurozónou je posuzován pomocí párových korelačních koeficientů aplikovaných na časové řady reálného HDP a ukazatele průmyslové produkce (IPP) a vývozu.

Pro prosouzení síly lineárního vztahu je využit **jednoduchý (Pearsonův) korelační koeficient**:

$$r_{xy} = \frac{s_{xy}}{\sqrt{\sigma_x^2 \sigma_y^2}},$$

kde  $s_{xy}$  je odhad kovariance a  $\sigma_x$  a  $\sigma_y$  jsou odhady směrodatné odchylky časových řad  $x$  a  $y$ .

Průběžnou změnou intervalu dat, na kterém se jednoduché korelace počítají, se získá **klouzavá korelace**. Pro dané čtvrtletí je odpovídající interval stanoven jako minulých 20 pozorování (5 let). Klouzavá korelace má napomoci k odhalení trendů ve vývoji sladění.

V případě zkoumání sladění cyklického chování mezi vybranými ekonomikami pro účely hodnocení dopadů hospodářské politiky je vhodné sledovat korelaci pouze v rámci určitého pásma. Nejčastěji jsou uvažovány cykly délky přibližně od jednoho a půl roku do osmi let. Jako třetí metoda byla proto použita tzv. **dynamická korelace**<sup>137</sup>, která umožňuje tento požadavek řešit. Dynamická korelace vychází ze spektrální analýzy časových řad, nabývá hodnot z intervalu  $\langle -1, 1 \rangle$  a je analogicky ke statickému korelačnímu koeficientu definována vztahem:

$$\rho_{xy}(\lambda) = \frac{C_{xy}(\lambda)}{\sqrt{S_x(\lambda)S_y(\lambda)}},$$

kde  $S_x(\lambda)$  a  $S_y(\lambda)$  jsou funkce spektrální hustoty,  $C_{xy}(\lambda)$  je ko-spektrum, přičemž  $\lambda$  nabývá hodnot z intervalu  $\langle -\pi, \pi \rangle$ . Jednoduchá statická korelace je pak funkcí (přibližně průměrem) dynamických korelací v celém sledovaném spektru.

V analýze jsou použity čtvrtletní časové řady reálného HDP ve stálých cenách roku 2000 vyjádřené v národních měnách, měsíční časové řady indexu průmyslové produkce očištěného o počet pracovních dnů a měsíční, resp. čtvrtletní časové řady celkového vývozu a vývozu do eurozóny vyjádřené v národní měně. Zdrojem dat o HDP a IPP je Eurostat, údaje o vývozu jsou získány z databáze IMF.

Analýza korelace reálného HDP, stejně jako v minulých letech, neobsahuje výsledky za Portugalsko, pro které nejsou k dispozici srovnatelné údaje. Údaje o vývozu jsou v databázi IMF k dispozici pouze v amerických dolarech, a proto bylo třeba je převést na národní měny. Při převodu byly využity průměrné měsíční, resp. čtvrtletní kurzy dle IMF.

Časové řady jsou vyjádřené v přirozených logaritmech, očištěné o sezónnost a trend. Vzhledem k tomu, že v literatuře<sup>138</sup> neexistuje jednotný názor na optimální metodu odstranění trendu, jsou v analýze pro srovnání aplikovány dvě různé metody odstranění trendu – meziroční diference původních časových řad a mezičtvrtletní, resp. meziměsíční diference sezónně očištěných časových řad:

<sup>137</sup> Croux, Forni a Reichlin (2001).

<sup>138</sup> Např. Frankel a Rose (1997). Vlastnosti jednotlivých metod jsou popsány v Canova (1998).

## Metoda 1

Meziroční diference sezónně neočištěných (logaritmovaných) časových řad jsou dány vztahem:

$$\ln y_t - \ln y_{t-s},$$

kde  $y$  označuje zkoumanou veličinu,  $t$  časové období a  $s$  sezónnost (v případě čtvrtletních údajů je  $s = 4$ , v případě měsíčních údajů je  $s = 12$ ).

## Metoda 2

Korelaci ekonomické aktivity můžeme současně analyzovat pomocí mezičtvrtletních, resp. meziměsíčních změn sezónně očištěné časové řady ( $\ln y_{sa,t}$ ):

$$\ln y_{sa,t} - \ln y_{sa,t-1},$$

kde  $y_{sa}$  je sezónně očištěná řada metodou TRAMO/SEATS.

Ve většině případů můžeme z průběhu výsledných řad usuzovat, že výše zmíněné metody jsou v odstranění trendu úspěšné. V případě HDP u České republiky nebo Slovenska nejsou výsledky zcela jednoznačné. Krátkost časových řad ovšem v těchto případech neumožní dostatečně spolehlivě ověřit, zda jsou výsledné časové řady stacionární. Navíc z důvodu srovnatelnosti je nutné zvolit shodnou metodu detrendace pro všechny srovnávané řady.

Z důvodu požadavku na posouzení vývoje ve sladění hospodářského cyklu jednotlivých zemí s eurozónou jsou v případě čtvrtletních časových řad reálného HDP korelační koeficienty (statické i dynamické) počítány odděleně pro dva časové úseky 1997:Q1–2001:Q4 a 2002:Q1–2008:Q1. Pro posouzení vývoje je jako alternativa k rozdělení na dvě období zpracována analýza pomocí klouzavých korelací. Časové řady indexu průmyslové produkce mají pro různé země různý počátek a proto jsou časové úseky v tomto případě zvoleny jako 1999:M1–2001:M12 a 2002:M1–2008:M5. V případě údajů o vývozu jsou k dispozici relativně dlouhé časové řady, a proto bylo možné spočítat všechny korelační koeficienty, podobně jako v případě HDP, také pro dva časové úseky. Konkrétně jde o 1997:Q1–2001:Q4 a 2002:Q1–2007:Q3 pro data čtvrtletní a 1997:M1–2001:M12 a 2002:M1–2007:M11 pro data měsíční. Volba jednotlivých intervalů byla vedena snahou o maximální možné sjednocení, aby byly výsledky navzájem porovnatelné.

### 1.1.3 Synchronizace ekonomických šoků

Pro identifikaci agregátních šoků poptávky a nabídky je aplikována dvourozměrná strukturální vektorová autoregresivní (SVAR) procedura (viz Blanchard, Quah, 1989, Bayoumi, Eichengreen, 1993, a Babelskii, 2004 a 2005). Vstupem VAR modelu jsou čtvrtletní sezónně očištěné řady HDP ve stalých cenách a HDP deflátoru pro vybrané nové země EU (Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovenská republika, Slovinsko) a současné členy eurozóny (Německo, Portugalsko, Rakousko). Data pocházejí z Eurostatu a pokrývají období 1996 Q1–2008 Q2.

Metoda identifikuje nabídkové a poptávkové šoky následovně: nejprve jsou identifikovány šoky s dlouhodobým vlivem na HDP a bez tohoto vlivu. Pomocí overidentifying restriktce je následně ověřeno, zda u prvně jmenovaných šoků dochází k protisměrnému pohybu HDP a cenové hladiny. Splnění této podmínky umožňuje šok považovat za nabídkový. U šoků bez dlouhodobého dopadu na HDP je ověřeno, zda dochází ke stejnosměrnému pohybu HDP a cenové hladiny. Takový šok je pak považován za poptávkový. Výpočet korelace šoků mezi skupinou nových členských zemí Evropské unie a stávajících členů eurozóny a celku EU-13 indikuje stupeň asymetrie šoků vůči eurozóně.



Vzhledem k tomu, že pro nové členské země průměrná korelace šoků za celé odhadované období představuje zjednodušený pohled a může být poznamenána procesem přechodu k tržní ekonomice a jednáním o rozšíření EU, je korelace vypočítána jak pro dřívější, tak pro pozdější období, tj. 1996 – 2001 a 2002 – současnost.

#### 1.1.4 Analýza sladění cyklu pomocí Taylorova pravidla

Výše sazby je odhadnuta pomocí klasického Taylorova pravidla (Taylor (1993)).<sup>139</sup> Na rozdíl od komplikovanějších variant má toto pravidlo tu výhodu, že pracuje pouze se současnými hodnotami mezery výstupu a odchylkou inflace od cíle (exogenně jsou ještě dodány rovnovážné reálné úrokové míry). Obecně se má za to, že toto pravidlo poměrně realisticky zachycuje chování centrálních bank a současně je vysoce robustní.

Pro výpočet „adekvátních“ úrokových sazeb je použit odhad mezery HDP pomocí HP filtru. Stejně jako v práci Taylor (1993) jsou rovnovážné úrokové sazby a inflační cíl na 2%. Při srovnávání tedy předpokládáme, že úroveň rovnovážných sazeb je všude stejná. Inflační cíle však některé země mimo eurozónu mají jiné, obvykle vyšší. Po vstupu do měnové unie však budou muset přijmout i společný inflační cíl.<sup>140</sup> Při vyhodnocování výsledků je třeba mít na paměti i to, že odhad mezery výstupu pomocí HP filtru je jen přibližnou a nedokonalou metodou odhadu.

Časové řady pro sezónně očištěné HDP, anualizované tříměsíční sazby na peněžním trhu a HICP jsou získány z databáze Eurostatu. Časová řada měnověpolitické inflace v ČR je získána z databáze ČNB.

Implikované (nominální) sazby jsou pro zemi X získány z Taylorova pravidla jako:

$$X\_TR_t = \pi_{x,t} + \frac{1}{2} y_{x,t} + \frac{1}{2} (\pi_{x,t} - \pi_t^*) + r^{eq}$$

kde  $\pi_t$  je míra inflace,  $y_t$  mezera výstupu (získána pomocí Hodrick-Prescottova (HP) filtru),  $\pi_t^*$  inflační cíl a  $r^{eq}$  jsou rovnovážné sazby. V souladu s původní Taylorovou specifikací volíme  $\pi_t^* = 2$  a  $r^{eq} = 2$ .

Součty čtverců odchylek země X od implikované sazby pro celou eurozónu ( $EU\_TR$ ) jsou sestrojeny jako:

$$S_x = \sum_t \left( \frac{X\_TR_t - EU\_TR_t}{EU\_TR_t} \right)^2$$

<sup>139</sup> Odhadování reakčních pravidel centrálních bank je komplikovanou úlohou. Sofistikovanější varianty reakčních funkcí jsou vpředhledící, jejich odhad je však poměrně komplikovaný. Jednoduché zpěthledící pravidlo (jako je například Taylorovo pravidlo) je sice primitivnější, současně je však přímo interpretovatelné jako určitá statistika o aktuálním cyklickém stavu dané ekonomiky. Nevýhodou tohoto jednoduchého pravidla je ale fakt, že aktuální inflace může zahrnovat i vliv dočasných šoků (například ze změn regulovaných cen), které jsou necyklické (exogenní) a/nebo jednorázové a centrální banky by na ně nestihly nebo nechtěly reagovat (a uplatnily by například tzv. institut výjimek).

<sup>140</sup> Společný inflační cíl na úrovni celé eurozóny ale může implicitně znamenat jiný inflační cíl pro každou ekonomiku dle její rovnovážné reálné apreciacie.

Z postupu vyplývá, že platí  $S_{EU} = 0$ . Pro sledování vývoje v čase je  $S_x$  spočítáno na třech různých intervalech: 1999Q1-2008Q1, 2001Q1-2008Q1 a 2003Q1-2008Q1.

### 1.1.5 Hodnocení strukturální podobnosti ekonomik

Strukturální podobnost ekonomik je srovnávána pomocí Landesmannova strukturálního koeficientu. Výpočet koeficientu vychází z porovnání podílů jednotlivých odvětví, například průmyslu nebo stavebnictví, na celkové přidané hodnotě ve srovnávané zemi A (v našem případě ČR, Německu, Rakousku, Portugalsku, Maďarsku, Polsku, Slovinsku a Slovensku) vůči porovnávanému celku B (tj. EA-12). Rozdíl v podílech je vážen podílem dotyčného odvětví v zemi A na celku a vážené podíly jsou poté sečteny.

Formálně lze výpočet koeficientu zapsat následovně:

$$SL = \sum_{i=1}^n \sqrt{(sh_A^i - sh_B^i)^2} \cdot \left( \frac{sh_A^i}{100} \right)$$

kde  $sh_A^i$  je procentuální podíl i-tého odvětví na přidané hodnotě jako celku v zemi A a  $sh_B^i$  je procentuální podíl i-tého odvětví na přidané hodnotě jako celku v zemi B. Výpočet je proveden zvlášť pro každé zvolené období. V našem případě vycházíme z ročních údajů. Konstrukce koeficientu je podrobně popsána Landesmann (1995) a také Flek a kol. (2001).

Koeficient byl pro účely analýzy upraven na tvar  $SL/100$ .<sup>141</sup> Takto upravený koeficient nabývá hodnoty z intervalu  $[0, 1]$ , přičemž platí, že čím je hodnota koeficientu blíže k nule, tím je struktura ekonomik podobnější.

Kvůli chybějícímu pozorování za rok 2007 pro ČR v databázi Eurostatu byla pro ČR použita pro výpočet celé časové řady data ČSÚ. Pro roky 1998–2006 jsou hodnoty ukazatele shodné pro oba zdroje dat.

### 1.1.6 Konvergence úrokového diferenciálu

Pro analýzu konvergence úrokových sazeb České republiky, Maďarska, Polska, Slovinska a Slovenska je použita jednoduchá metoda grafického znázornění úrokového diferenciálu vůči eurozóně.<sup>142</sup> K měření úrokových diferenciálů mezi tříměsíčními a pětiletými sazbami eurozóny a odpovídajícími sazbami sledovaných zemí byla použita data publikovaná Eurostatem (tříměsíční sazby) a agenturou Bloomberg (pětileté vládní dluhopisy).<sup>143</sup>

Časová řada tříměsíčních úrokových sazeb začíná v lednu 1998 pro všechny sledované země kromě Slovinska, pro které časová řada začíná od května 1998. Časová řada pětiletých úrokových sazeb začíná lednem 1998 pro eurozónu, Českou republiku a Maďarsko, březnem

$$^{141} SL = \sum_{i=1}^n \sqrt{(I_{sh_A^i} \cdot 100 - I_{sh_B^i} \cdot 100)^2} \cdot \left( \frac{I_{sh_A^i} \cdot 100}{100} \right) = 100 \sum_{i=1}^n \sqrt{(I_{sh_A^i} - I_{sh_B^i})^2} \cdot I_{sh_A^i} = 100 \cdot I_{SL}$$

V tomto případě jde o indexy, ne procentuální podíly jednotlivých odvětví na celku.

<sup>142</sup> Konvergence v úrokových sazbách může být zkoumána pomocí testu jednotkového kořene (viz např. Lee a Wu, 2004, a Kočenda, 2001). Ve zpracovaných analýzách je však nutno vzít v úvahu relativně malou délku časových řad, které jsou k dispozici, a jejich přerušení.

<sup>143</sup> Kódy v systému Bloomberg jsou následující: GECU5YR Index, CZGB5YR Index, GHGB5YR Index, POGB5YR Index, a CTSKK5YR Govt.

1999 pro Polsko a únorem 2002 pro Slovensko; pro Slovinsko nejsou údaje k dispozici. Časové řady končí červencem 2008 pro tříměsíční sazby a srpnem 2008 pro pětileté sazby.

Pro srovnání výnosů desetiletých vládních dluhopisů byly použity časové řady „EMU convergence criterion bond yields“ z databáze New Cronos (Eurostat). Tyto časové řady jsou založeny na hrubém výnosu vládních bondů na sekundárním trhu se zbývajícím splatností přibližně deset let. Pro agregát eurozóny je Eurostatem konstruován vážený výnos, kde váhami jsou nominální stavy vládních bondů v dané zemi. Pro období před rokem 1999 jsou váhy založeny na národních HDP v paritě kupní síly. Srovnávaná data pokrývají období leden 1990–červenec 2008 a mají měsíční periodicitu.

### 1.1.7 Konvergence měnových kurzů

Aguilar a Hördahl (1998) vyjadřují pravděpodobnost přijetí jednotné měny eura v té době kandidátskými zeměmi EMU pomocí korelace kurzů jejich měn a německé marky (jako zástupné proměnné pro euro) k americkému dolaru;<sup>144</sup> kurzy obou měn jsou tedy vyjádřeny k měně třetí země, která není v EMU. Protože takto vyjádřená korelace mezi pohyby dvou měn v měnové unii by z definice měla být rovna jedné, vyšší korelace odpovídá vyšší pravděpodobnosti účasti v evropské měnové unii od jejího začátku.

Analýza v tomto dokumentu používá stejnou metodu k hodnocení blízkosti České republiky, Maďarska, Polska, Slovenska a Slovinska k přijetí eura.

Korelační koeficient je založen na GARCH odhadu a spočítán podle následujícího vzorce:

$$corr = \frac{\text{cov}(NM / USD, EUR / USD)_t}{\sqrt{\text{var}(NM / USD)_t * \text{var}(EUR / USD)_t}}, \text{ kde } NM \text{ zastupuje národní měny.}$$

Tato technika poskytuje korelační koeficient, který se mění v čase, a proto poskytuje více informace než jednoduchý korelační koeficient kurzu národní měny k euru. Použití techniky GARCH navíc umožňuje využití veškeré informace v datech. Vyšší GARCH korelace znamenají podobný vývoj volatility měnových kurzů, což může být interpretováno jako synchronizace kurzových šoků ve zkoumaných zemích.

Analýza pokrývá období 1. 1. 1998 až 4. 9. 2008. Použita byla data v denní frekvenci z Eurostatu.

### 1.1.8 Analýza volatility kurzu

Historická volatilita měnového kurzu je počítána jako výběrová směrodatná odchylka logaritmických denních výnosů za období šesti měsíců:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2},$$

$\sigma$  je směrodatná odchylka,  $r_t$  je denní výnos a  $T$  je počet pracovních dnů v období šesti měsíců (126 pro rok s 252 pracovními dny). Pro převedení výběrové směrodatné odchylky logaritmických denních výnosů do anuální formy použijeme následující vztah:

$$\sigma_{ann} = \sigma \sqrt{N}, \text{ přičemž } N = 252 \text{ představuje přibližný počet obchodních dní v roce.}$$

---

<sup>144</sup> Stejná metoda je použita v Castrén a Mazzotta (2005).

Výpočet historické volatility měnových kurzů srovnávaných zemí vůči euru je proveden na datech fixingu kurzů ČNB.

Implikovaná volatilita je odvozená z tržních cen opcí na základě daného oceňovacího modelu. Tato volatilita je přímo kotovaná v obchodovacím systému. Zdroj dat je Bloomberg, kódy indexů jsou EURCZKV6M, EURSKKV6M, EURPLNV6M, EURHUFV6M.

Fundamentálně podložená volatilita kurzu ( $FVOL_{ij}$ ) je počítána jako vážený průměr vybraných ekonomických veličin zachycujících sladěnost mezi analyzovanými zeměmi a eurozónou:

$FVOL_{ij} = \alpha + \beta OPENNESS_{ij} + \chi FIN_{ij} + \mu DISSIM_{ij} + \rho TRADE_{ij}$ , kde  $OPENNESS_{ij}$  zachycuje otevřenost ekonomik,  $FIN_{ij}$  finanční vyspělost,  $DISSIM_{ij}$  rozdílnou komoditní skladbu exportu a  $TRADE_{ij}$  integraci mezinárodního obchodu. Dané váhy ( $\alpha, \beta, \chi, \mu, \rho$ ) jsou přejaty na základě odhadů v práci Horváth (2005) stejně jako metodika výpočtu výše zmíněných ekonomických veličin. Zdůvodnění výběru daných ekonomických veličin lze nalézt v práci Bayoumi a Eichengreen (1997) a Horváth (2005).

Protože je výpočet fundamentální volatility založen na čtvrtletních ekonomických datech, je i historická volatilita kurzu pro porovnání s fundamentální volatilitou počítána na čtvrtletních datech v letech 1999–2006 následovně:  $VOL_{ij} = SD[\Delta(\log e_{ij})]$ , kde  $SD$  je směrodatná odchylka mezikvartální změny ( $\Delta$ ) logaritmu nominálního kurzu ( $e_{ij}$ ) mezi zemí  $i$  a  $j$ . Fundamentální i historická volatilita je pak převedena na svou anualizovanou hodnotu podle výše uvedeného vzorce.

## 1.2 Vliv mezinárodních ekonomických vztahů

### 1.2.1 Propojení ekonomiky s eurozónou

Data pro výpočet podílů exportu do eurozóny a importu z eurozóny na celkovém exportu a importu pocházejí z databáze Mezinárodního měnového fondu (IMF) Direction of Trade Statistics.

Zdrojem dat pro analýzu regionální struktury přímých investic je databáze Eurostatu. Byly použity údaje o stavu přílivu přímých zahraničních investic (PZI) ze zemí eurozóny a o stavu odlivu přímých investic (PI) do zemí eurozóny.

### 1.2.2 Vnitroodvětvový obchod

Pro analýzu vnitroodvětvového obchodu byl použit Grubelův-Lloydův index (GLI). GLI udává poměr absolutní hodnoty vnitroodvětvového obchodu k obratu zahraničního obchodu.  $X_{it}$  a  $M_{it}$  označují celkový vývoz a dovoz  $i$ -té komodity v čase  $t$ . Index nabývá hodnoty od 0 do 1. Hodnota 0 naznačuje, že dochází pouze k meziodvětvovému obchodu a ke specializaci na odlišné komodity. Hodnota 1 indikuje, že všechen obchod je vnitroodvětvový (Flek a kol., 2001).

$$GLI_t = 1 - \frac{\sum_i |X_{it} - M_{it}|}{\sum_i |X_{it} + M_{it}|}$$

GLI je počítán na datech vývozu a dovozu do a z eurozóny ve sledovaných zemích. Používáme rozdělení zahraničního obchodu podle trojmístné klasifikace SITC (komodity

i jsou tudíž dány jednotlivými skupinami trojmístný SITC). Zdrojem dat je databáze OECD OLISnext.

## 1.3 Finanční trh

### 1.3.1 Finanční sektor

**Aktiva finančního systému / HDP** (Aktiva finančního systému v čisté účetní hodnotě na HDP v běžných cenách) – ukazatel vyjadřuje majetkovou sílu zprostředkování bankami a ostatními finančními nebankovními institucemi: pojišťovnami, penzijními fondy, úvěrovými a spotřebními družstvy – záložnami, investičními společnostmi a investičními (podílovými) fondy, finančními leasingovými společnostmi a ostatními finančními společnostmi (forfaitingové, factoringové společnosti, obchodníci s cennými papíry, směnárníci apod.). S rozvinutostí trhu se zpravidla zvětšuje rozsah majetku a hloubka finančního zprostředkování na hrubém produktu.

Metodologický problém spočívá v zahrnutí aktiv poskytnutých rezidentům i nerezidentům. Pro ekonomickou interpretaci je vhodné zkoumat také podíl samotných rezidentských aktiv.

Úvěry bank nebankovním klientům / HDP (Úvěry nebankovním klientům, podnikům a domácnostem, v hrubé účetní hodnotě na HDP v běžných cenách) – ukazatel vyjadřuje hloubku finančního zprostředkování bankami. Úvěry poskytnuté rezidentům i nerezidentům podávají podnikatelský rozměr finančního zprostředkování.

Pro ekonomickou interpretaci by bylo vhodnější vycházet z poměru úvěrů poskytnutých rezidentům, které tvoří součást měnového přehledu a makroekonomických analýz. Ze statistiky je však někdy obtížné oddělit úvěry vládě, které bývají zahrnovány do klientských úvěrů.

**Aktiva bankovního sektoru / Aktiva finančního systému** – ukazatel vyjadřuje podíl bankovního sektoru na finančním systému dané země a současně také potenciál bank k finančnímu zprostředkování. S rozvinutostí trhu se zpravidla zvětšuje rozsah aktiv a hloubka finančního zprostředkování ostatních finančních nebankovních institucí, současně se tyto internalizují zpravidla v silných bankovních i nebankovních finančních skupinách.

Pro ekonomickou interpretaci je důležitá strukturální přeměna v čase, kdy u rozvíjejících se tržních ekonomik zpravidla klesá podíl bank ve finančním systému (pokud nepřihlížíme k formování bankovních finančních skupin).

**Úvěry domácnostem** v ČR zpravidla zahrnují debetní zůstatky na běžných účtech a zůstatky na úvěrových účtech fyzických osob, jde o úvěry obyvatelstvu (rezidenti), úvěry živnostníkům – podnikatelům (rezidenti), a dále jsou zahrnuty úvěry neziskovým institucím poskytujícím služby domácnostem (např. bytová družstva).

### 1.3.2 Struktura finančních aktiv a pasiv nefinančních podniků a domácností

Vstupními daty pro analýzu sladění struktury finančních aktiv a pasiv podniků a domácností jsou údaje finančních účtů Eurostatu a národních centrálních bank. Analýza rozlišuje pět hlavních druhů finančních aktiv a pasiv: oběživo a vklady, cenné papíry jiné než účasti, úvěry, účasti a ostatní pohledávky. Jedná se o stavové veličiny k danému hodnocenému období.

**Finanční aktiva a pasiva** jsou definována následovně. Oběživo a vklady se skládají z oběživa, které je v oběhu, a ze všech typů vkladů v národní a cizí měně. Cenné papíry jiné než účasti představují dluhové cenné papíry, které však neposkytují držitelům žádná vlastnická

práva v institucionální jednotce, která je vydala. Úvěry představují dluhy věřitelů, které musí být splaceny v době splatnosti a které nesou úrok. Účasti jsou vlastnická práva ve společnostech. Obecně dávají držitelům právo na podíl na zisku společnosti a v případě likvidace těchto subjektů na podíl z jejich čistých aktiv. Ostatní pohledávky a závazky zahrnují pojistně technické rezervy a jiné pohledávky a závazky. Pojistně technické rezervy jsou produkty pojišťovacích společností a penzijních fondů. Jiné pohledávky a závazky představují finanční nároky, které vznikají jako protějšek k finanční nebo nefinanční transakci v případě časového nesouladu mezi touto transakcí a odpovídající platbou. Dělí se na obchodní úvěry a zálohy a na jinde neklasifikované pohledávky a závazky. Údaje za Polsko o finančních aktivech a pasivech domácností a podniků nejsou k dispozici.

**Zadluženost nefinančních podniků - úvěry a emitované dluhové cenné papíry / HDP** - ukazatel indikuje hloubku zadluženosti podniků. Ta významně ovlivňuje citlivost investic na pohyb úrokových sazeb. Zvýšení úrokových sazeb nutí zadlužené podniky vynakládat větší podíl svých výdajů na splátky úroků, což má za následek bezprostřední snížení dalších investic a naopak. S rozvinutostí finančního systému obvykle dochází *ceteris paribus* k růstu zadluženosti podniků.

**Zadluženost domácností - úvěry od bankovních i nebankovních institucí / HDP** - ukazatel je využíván jako indikátor úrovně zadluženosti domácností. Vychází-li se z role domácností jako spotřebitele a vkladatele úspor do finančního systému, tak změna v jejich chování způsobená vysokým dluhovým zatížením může mít významný dopad na reálnou aktivitu a vývoj celého finančního systému. V rozvíjejících se tržních ekonomikách dochází zpravidla k přizpůsobování (tj. růstu) úrovně zadluženosti domácností úrovní ve vyspělých zemích.

**Euroizace** je proces substituce domácí měny měnou zahraniční k zabezpečení nezbytných funkcí peněz jako prostředku směny a uchovatele hodnot. Obecně lze rozeznávat oficiální a neoficiální eurizaci. Uvedená analýza se zabývá neoficiální spontánní eurizací, která je významná pro hodnocení účinnosti samostatné měnové politiky. Porovnání úrovně euroizace České republiky a vybraných střeoevropských zemí, tj. Polska, Maďarska a Slovenska, bylo provedeno s využitím výběrového šetření Rakouské národní banky o držbě hotovostí a úsporných vkladů domácností v roce 2007.

### 1.3.3 Integrace finančních trhů

Pro kvantifikaci beta-konvergence je využita běžná regresní analýza nebo metoda panelových odhadů (jako v práci Babetskii a kol., 2007), ve formě rovnice:

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta R_{i,t-1} + \sum_{l=1}^L \gamma_l \Delta R_{i,t-l} + \varepsilon_{i,t},$$

kde  $R_{i,t} = Y_{i,t} - Y_{i,t}^B$  představuje rozdíl mezi výnosy aktiv země  $i$  a zvoleného referenčního teritoria (benchmarku, evropského akciového indexu) v čase  $t$ ,<sup>145</sup>  $\Delta$  představuje operátor difference,  $\alpha_i$  je dummy proměnná pro jednotlivou zemi,  $L$  je maximální uvažované zpoždění a  $\varepsilon_{i,t}$  je náhodný člen. Velikost koeficientu  $\beta$  lze interpretovat jako přímé měření rychlosti konvergence. Negativní koeficient beta signalizuje výskyt konvergence, samotná absolutní

<sup>145</sup>  $Y_{i,t} = [\ln(A_{i,t}) - \ln(A_{i,t-1})]$ , kde  $Y$  označuje výnos příslušného aktiva,  $A$  bazický cenový index příslušného aktiva (vyjádřené jako bazický index) a  $i$  jednotlivou zemi.

hodnota koeficientu beta pak výši rychlosti konvergence. Koeficient  $\beta$  může nabývat hodnot od 0 do -2. Čím je absolutní hodnota koeficientu  $\beta$  blíže jedné, tím je rychlost konvergence vyšší, pokud  $\beta=0$  nebo  $\beta=-2$ , pak konvergence není pozorována. Hodnoty  $\beta$  od 0 do -1 poukazují na monotónní konvergenci, pro hodnoty od -1 do -2 konvergence probíhá s kolísáním.

Pro kvantifikaci sigma-konvergence je aplikován výpočet (průřezové) směrodatné odchylky ( $\sigma$ ) dle vzorce:

$$\sigma_t = \sqrt{\left(\frac{1}{N-1}\right) \sum_{i=1}^N [\log(y_{it}) - \log(\bar{y}_t)]^2}$$

kde symbol  $y$  představuje výnos aktiva,  $\bar{y}$  střední hodnotu výnosu v čase  $t$  a  $i$  jednotlivé země ( $i = 1, 2, \dots, N$ ). Pro účely této analýzy používáme  $N = 2$ , tedy zkoumáme vývoj sigma-konvergence v čase mezi eurozónou a jednou ze sledovaných zemí.<sup>146</sup>  $\sigma$  teoreticky nabývá pouze kladných hodnot. Čím je  $\sigma$  nižší, tím vyššího stupně konvergence bylo dosaženo. Plného stupně integrace je z teoretického pohledu dosaženo, když směrodatná odchylka nabývá nulové hodnoty, naopak vysoké (několikamístné) hodnoty  $\sigma$  odrážejí velmi nízký stupeň integrace. Pro grafické znázornění byly výsledky filtrovány Hodrickovým-Prescottovým filtrem s doporučeným koeficientem pro týdenní časové řady  $\lambda = 270400$ .

Výpočty byly provedeny na týdenních datech (průměry z denních dat) pocházejících z agentury Thomson Datastream a zahrnující období od ledna 1995 pro devizový a akciový trh, od ledna 1999 pro peněžní trh, resp. od ledna 2002 pro dluhopisový trh, přičemž datový soubor je u všech trhů ukončen srpnovými údaji roku 2008 – viz Tabulka E.1. Z oblasti peněžního trhu byly použity tříměsíční sazby mezibankovního trhu, pro devizový trh kotace kurzu národních měn oproti USD, pro dluhopisový trh pětileté vládní dluhopisy a pro akciový trh národní akciové indexy.

**Tabulka E.1: Datové zdroje**

	<b>Peněžní trh 1999-2008</b>	<b>Devizový trh 1995-2008</b>	<b>Dluhopisový trh 2001-2008</b>	<b>Akciový trh 1995-2008</b>
<b>CZ</b>	PRIBK3M	PRUSDSP	BMCZ05Y-(RY)	CZPXIDX
<b>AT</b>	n.a.	n.a.	BMOE05Y-(RY)	ATXINDEX
<b>DE</b>	n.a.	n.a.	BMBD05Y-(RY) <sup>B</sup>	DAXINDEX
<b>PT</b>	n.a.	n.a.	BMPT05Y-(RY)	POPSI20
<b>HU</b>	HNIBK3M	HNUSDNB	BMHN05Y-(RY)	BUXINDEX
<b>PL</b>	POIBK3M	POUSDSP	BMPO05Y-(RY)	POLWIGI
<b>SI</b>	SJIBK3M	SJUSDSP	n.a.	SLOESBI
<b>SK</b>	SXIBK3M	SXUSDSP	SXGOVT1-(RY) <sup>b</sup>	SXSAX16
<b>EU-13</b>	BBEUR3M <sup>B</sup>	USECBSP <sup>B</sup>	n.a.	DJES50I <sup>B,a</sup>

Poznámka: B – benchmark, n.a. – údaje nejsou k dispozici, a) – DJES50I je tvořen následujícími váhami národních akciových indexů vybraných zemí eurozóny (34,9 % Francie, 23,3 % Německo, 13,5 % Španělsko, 12 % Nizozemí, 11,8 % Itálie, 3,5 % Finsko a 0,9 % Irsko), b – údaje od roku 2002.

Zdroj: Thomson Datastream

<sup>146</sup> Pro dvojice zemí odpovídají vypočítané hodnoty v každém období v podstatě polovině druhé mocniny diferenciálu výnosů.

## 1.4 Asymetrické šoky

### 1.4.2 Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU

Analýza makroekonomických dopadů přílivu prostředků z fondů EU vychází z pracovních odhadů Ministerstva financí o očekávaných finančních tocích mezi ČR a EU v letech 2008 – 2013. Očekávané finanční toky jsou primárně vyjádřeny v eurech a převedeny na české koruny podle výhledu kurzu CZK/EUR vyplývajícího z červencové makroekonomické prognózy ČNB. Současně jsou využity údaje o skutečně realizovaných finančních tocích mezi ČR a EU v letech 2005 – 2007.

Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU jsou simulovány pomocí čtvrtletního predikčního modelu QPM.<sup>147</sup> Do rovnice výstupové mezery je nad rámec standardního fiskálního impulsu (reprezentujícího vliv domácí fiskální politiky) ve formě rezidua vložen i dodatečně identifikovaný impuls z titulu přílivu prostředků z EU. Makroekonomické dopady jsou vyjádřeny v podobě odchylek sledovaných ukazatelů od scénáře makroekonomického vývoje, který s čerpáním prostředků z fondů EU neuvažuje.<sup>148</sup>

Ekonomický impuls z titulu přílivu prostředků z EU je odvozen od skutečného čerpání zdrojů EU soukromým sektorem. Soukromý sektor je příjemcem zejména předvstupních nástrojů Sapard a Phare (čerpání těchto nástrojů bylo pro ČR již ukončeno), prostředků na podporu zemědělství, přibližně 70 % prostředků na projekty ze strukturálních fondů a zdrojů na vnitřní politiky. Pokud je konečným příjemcem vládní sektor, jsou tyto prostředky součástí bilance vládního sektoru a jsou tak již zohledněny ve výchozím scénáři (tj. scénáři bez uvažování čerpání prostředků z fondů EU). Těmito příjmy jsou zdroje z kohezního fondu a předvstupního nástroje Ispa<sup>149</sup>, které jsou cíleny na velké infrastrukturní projekty a na projekty na ochranu životního prostředí. Přímým příjmem státního rozpočtu jsou současně rozpočtové kompenzace.

Skutečné čerpání strukturálních fondů v období 2005–1. pololetí 2008 je odvozeno od tzv. uskutečněných výdajů<sup>150</sup>, které MMR vykazuje v dokumentu „Průběh čerpání strukturálních fondů“.<sup>151</sup> Prognóza uskutečněných výdajů pro období 2008–2013 je expertním odhadem ČNB. Vyloučeny jsou např. zálohové platby, které zatím nebyly použity k proplacení realizovaných projektů. V propočtech je uvažováno, že neexistuje velké zpoždění mezi realizací projektu a následným zasláním žádosti o platbu konečnými příjemci. V případě přímých plateb v rámci společné zemědělské politiky jsou finanční toky pro účely simulací posunuty o jeden rok zpět, neboť jsou ve skutečnosti propláceny s ročním zpožděním. U čerpání ostatních prostředků z EU (na vnitřní politiky a ostatní oblasti zemědělství) se předpokládá, že budou přibližně odpovídat předpokládaným evidovaným finančním tokům.

---

<sup>147</sup> Více informací o tomto modelu viz Beneš a kol. (2003).

<sup>148</sup> Ačkoliv se tento scénář liší od platného základního scénáře červencové prognózy ČNB, který byl zpracován modelem g3, jedná se o odpovídající simulaci makroekonomických dopadů na klíčové veličiny uváděných v textu analýzy.

<sup>149</sup> Předvstupní nástroj Ispa je předchůdcem finanční pomoci z KF z období před vstupem ČR do EU.

<sup>150</sup> Uskutečněné výdaje zahrnují prostředky, které jsou požadovány v zasláných žádostech o platbu konečnými příjemci na zprostředkující subjekt.

<sup>151</sup> [www.strukturalni-fondy.cz](http://www.strukturalni-fondy.cz)



Hodnota impulzu vyjadřující dodatečný dopad příjmů z EU do meziročního růstu reálného HDP v p.b. je odhadnuta na základě metody výpočtu fiskálního impulzu využívané v rámci prognostického aparátu ČNB. Jedná se o meziroční změnu dodatečných příjmů z EU vyjádřených v procentech HDP a přenásobené odhadnutým multiplikátorem. Údaje o vývoji českého HDP v letech 2008–2013 jsou převzaty z červencové prognózy ČNB.

## **2. PŘÍZPUSOBOVACÍ MECHANISMY**

### **2.1 Fiskální politika**

#### **2.1.1 Stabilizační funkce veřejných rozpočtů**

##### **Dekompozice fiskálního deficitu na cyklickou a strukturální část**

Saldo hospodaření vládního sektoru (deficit nebo přebytek) v sobě odráží jak zamýšlené účinky fiskální politiky, tak vliv ekonomického cyklu. Vliv fáze ekonomického cyklu se projevuje prostřednictvím daňového inkasa přímých i nepřímých daní a některých cyklicky citlivých výdajových položek, jakými jsou například výdaje spojené s nezaměstnaností. Pozornost při hodnocení fiskální politiky se pak obvykle soustřeďuje na cyklicky očištěnou složku salda vládního sektoru, neboť to je část salda, kterou má veřejný sektor plně pod svou kontrolou.

Celkové saldo vládního sektoru lze tedy rozdělit na část cyklickou a část strukturální (nazývanou někdy též částí cyklicky očištěnou v závislosti na tom, jak se vypořádáme s jednorázovými fiskálními opatřeními). Pro odhad cyklické složky jsme použili metodu ESCB<sup>152</sup>, která pracuje na více desagregovaném principu oproti alternativním přístupům Evropské komise, Mezinárodního měnového fondu nebo OECD. Cyklicky očištěná složka salda je pak reziduem vypovídajícím o vlivu samotné fiskální politiky. Pomocí cyklicky očištěného salda si tak jsme schopni odpovědět na otázku, jak by vypadalo hospodaření vládního sektoru, pokud by se ekonomika nacházela na svém potenciálu.

#### **2.1.2 Deficit a dluh vládního sektoru a prostor pro aktivní stabilizační fiskální politiku**

Veškeré uváděné hodnoty dluhu a deficitu jsou v metodice ESA 95, která je pro úvahy o přistoupení k eurozóně rozhodující, kromě části tabulky obsahující vývoj mandatorních výdajů v České republice, kde jsou použity i hodnoty ze státního rozpočtu, který je sledován na peněžní (neakruální) bázi.

Vymezení mandatorních výdajů odpovídá definici používané Ministerstvem financí, jedná se o mandatorní výdaje vyplývající ze zákona a ostatní mandatorní výdaje (zejména výdaje vyplývající z mezinárodních smluv nebo soudních a mimosoudních rozhodnutí sporů, které jsou pro Českou republiku závazné). Jedná se zejména o dávky důchodového pojištění, platby státu do zdravotního pojištění, státní sociální podporu, dávky nemocenského pojištění, výdaje na dluhovou službu, příspěvek státu na podporu stavebního spoření a penzijního připojištění, dotace státním fondům, výdaje na příspěvky politickým stranám, odvody do rozpočtu EU, prohrané arbitráže apod.

---

<sup>152</sup> Viz Bouthevillain a kol. (2001).

Kromě takto chápaných mandatorních výdajů se lze setkat i s tzv. *kvazi-mandatorními* výdaji, které představují např. mzdy zaměstnancům veřejného sektoru, výdaje na obranu nebo zahraniční humanitární pomoc, investiční pobídky či aktivní politiku zaměstnanosti. Tyto kvazi-mandatorní výdaje nezohledňujeme, neboť je v možnostech vlády je svou aktivitou výrazněji měnit.

Interpretovat výši mandatorních (a kvazi-mandatorních) výdajů z makroekonomického hlediska však není zcela triviální. Tyto výdaje omezují v krátkém období reakční možnosti vlády provádět aktivní diskreční politiku (v případě nečekaného ekonomického šoku), na druhé straně však svou setrvačností do určité míry stabilizují průběh ekonomického cyklu. Problematické je na růstu mandatorních výdajů zejména to, že jejich očekávaný růst není kompenzován adekvátním poklesem ostatních výdajů a / nebo růstem daní, což vede k nárůstu fiskální nerovnováhy.

### 2.1.3 Dlouhodobá udržitelnost veřejných financí

Extrapolace dlouhodobé udržitelnosti byla převzata z publikace Public Finance in EMU (Evropská komise, 2008).

## 2.2 Pružnost mezd a strnulost inflace

### 2.2.1 Míra přizpůsobení reálných mezd míře nezaměstnanosti (Phillipsova křivka)

Pro odhad elasticity mezd na národní míru nezaměstnanosti je použita jednorovnicová základní Phillipsova křivka (viz například Alogoskoufis a Smith, 1991, Hycklak a Johnes, 1992, či Babetskii, 2006).

$$\Delta w_t = c_1 + c_2 u_t + c_3 \Delta p_{t-1} + \varepsilon_t$$

kde  $\Delta w_t = \ln(w_t) - \ln(w_{t-1})$ ,  $\Delta p_{t-1} = \ln(p_{t-1}) - \ln(p_{t-2})$ ,  $w_t$  je mzdová složka nominálních jednotkových nákladů práce,  $p_t$  je index CPI, a  $u_t$  je přirozený logaritmus standardizované míry nezaměstnanosti. Koeficient  $c_2$  představuje elasticitu mezd na míru nezaměstnanosti, tj. charakterizuje pružnost mezd. Přestože na levé straně rovnice jsou nominální mzdové náklady, koeficient  $c_2$  hodnotí ve skutečnosti pružnost reálných mzdových nákladů, protože na pravé straně rovnice je rovněž přítomna cenová inflace. Zbytek variability mzdových nákladů (například v důsledku změn produktivity, nárůstu dovozních cen apod.) je zahrnut do konstanty  $c_1$ . Data (čtvrtletní, sezonně očištěné řady) pocházejí z Eurostat, Newcronos. Pro hodnocení vývoje v čase je elasticita mzdových nákladů vypočítána jak za celé odhadované období (1996:Q1–2008:Q2), tak pro dvě subperiody, tj. 1996–2001 a 2002–2008.

### 2.2.2 Rigidita nominálních a reálných mezd směrem dolů – Evidence z dotazníkového šetření podniků

Použité indikátory nepružnosti mezd pocházejí z dotazníkového šetření mezi podniky, které bylo koordinováno Evropskou centrální bankou v rámci pracovní skupiny zkoumající vývoj mezd (Wage Dynamics Network. Podrobnější informace o činnosti skupiny a o dotazníkovém šetření jsou dostupné na [www.ecb.int/home/html/researcher\\_wdn.en.html](http://www.ecb.int/home/html/researcher_wdn.en.html)).

Jednotný dotazník byl sestaven ve spolupráci ekonomů z národních centrálních bank ESCB, statistiků ECB a externích poradců ECB. Dotazníkové šetření proběhlo ve druhé polovině

roku 2007 v 17 zemích EU. V každé z těchto zemí vzorek pokrýval podniky s více než 5 zaměstnanci v odvětvích zpracovatelského průmyslu, energetiky, stavebnictví, služeb, obchodu a finančního zprostředkování.

Informace o stupni nominální a reálné nepružnosti mezd směrem dolů byla získána přímo z odpovědí podniků. Nepružnost nominálních mezd směrem dolů (Downward Nominal Wage Rigidity) je měřena jako podíl podniků ve vzorku, které v průběhu posledních pěti let zmrazily nominální mzdy. Rigidity reálných mezd směrem dolů (Downward Real Wage Rigidity) je definována jako podíl podniků, které reportovaly *automatický* vztah mezi nominálními mzdami a minulou nebo očekávanou inflaci. Podrobnější informace o měření rigidity mezd jsou uvedeny v Babecký a kol. (2008).

### 2.2.3 Inflační perzistence

Inflační perzistence je zkoumána pomocí tří metod. Pro výpočet jsou použita čtvrtletní data HICP inflace (meziroční změny indexu HICP) od 1997:Q1 do 2008:Q2. Zdrojem dat je Eurostat.

#### Metoda 1

Pro odhad inflační perzistence Metodou 1 využíváme neparametrickou techniku navrhnou v práci Marquez (2004). V tomto pojetí je inflační perzistence,  $\gamma$ , definována jako  $\gamma = 1 - n/T$ , kde  $n$  je počet, kolikrát skutečná inflace „protne“ střednědobou hodnotu inflace a  $T$  je počet pozorování. Střednědobá inflace je aproximována Hodrick-Prescottovým (HP) filtrem. Vzhledem k tomu, že HP filtr na okrajích časové řady poskytuje vychýlený odhad trendu, k vlastnímu výpočtu inflační perzistence použijeme data 1998:Q1–2007:Q4.

#### Metoda 2

Perzistence inflace je měřena jako suma autoregresních koeficientů. Pro její výpočet je inflace modelována jako autoregresní proces a odhadované jsou koeficienty při autoregresních členech. Při metodě 2 je modelovaný proces popsán jako

$$\pi_t = \mu + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t,$$

přičemž  $\pi_t$  je pozorovaná inflace v čase  $t$ . Suma autoregresních koeficientů je pak definována jako

$$\rho_K = \sum_{i=1}^4 \alpha_i$$

a odhadována metodou navrženou v Hansen (1999), která zabezpečuje nevychýlený odhad a asymptoticky korektní intervaly spolehlivosti.

#### Metoda 3

Perzistence inflace je taktéž měřena jako suma autoregresních koeficientů. Je uvažován následující model:

$$\pi_{t+1}^T = \pi_t^T + \eta_{1t}$$

$$\pi_{t+1}^P = (1 - \delta)\pi_t^P + \delta\pi_{t+1}^T, 0 < \delta < 1,$$

$$\pi_t = \left(1 - \sum_{i=1}^4 \varphi_i\right) \pi_t^P + \sum_{i=1}^4 \varphi_i L^i \pi_t + \varepsilon_{1t}, \sum_{i=1}^4 \varphi_i < 1,$$

kde  $\pi_t^T$  je střednědobá inflace (neboli implicitní inflační cíl centrální banky),  $\pi_t^P$  je inflační cíl vnímaný veřejností,  $\eta_{1t}$  a  $\varepsilon_{1t}$  reprezentují nezávislé bílé šумы,  $L^i$  je operátor zpoždění a  $\sum_{i=1}^4 \varphi_i$  je suma autoregresních koeficientů. Pozorovanou proměnou je inflace  $\pi_t$ , střednědobá inflace  $\pi_t^T$  je aproximována časovou řadou inflace vyhlazené pomocí HP filtru. Pro odhadování parametrů modelu je použit Kalmanův filtr a bayesovský odhad. Použitá metodologie navazuje na článek Franta, Saxa a Šmídková (2007), kde je aplikovaná na data z jiného zdroje a za jiné časové období.

## 2.3 Pružnost trhu práce

### 2.3.1 Nezaměstnanost a vnitrostátní mobilita pracovní síly

Analýza **dlouhodobé nezaměstnanosti** je provedena porovnáním míry dlouhodobé nezaměstnanosti (podíl počtu osob bez práce 12 a více měsíců v metodice ILO a pracovní síly) a podílem dlouhodobě nezaměstnaných a všech nezaměstnaných. Zdrojem údajů je Eurostat.

**Regionální rozdíly nezaměstnanosti** měříme variačním koeficientem. Variační koeficient regionální míry nezaměstnanosti je poměr směrodatné odchylky vážené podle velikosti okresů a průměrné míry nezaměstnanosti. Velikost variačního koeficientu závisí na stupni desagregace. Porovnatelné jsou údaje získané pro srovnatelné velikosti regionů (např. NUTS 2 nebo NUTS 3) a vývoj variačního koeficientu v čase. Zdrojem údajů je Eurostat.

**Beveridgeova křivka** je často používaný nástroj pro rozlišení cyklické a strukturální nezaměstnanosti (Jackman, Pissarides a Savouri, 1990; Petrongolo a Pissarides, 2001; Galuščák, München, 2007). Vyjadřuje závislost mezi vývojem volných pracovních míst a nezaměstnaností. Zatímco snižování (zvyšování) nezaměstnanosti při rostoucím (klesajícím) počtu volných pracovních míst je spojeno se změnami cyklické složky nezaměstnanosti, současné pohyby nezaměstnanosti a volných pracovních míst stejným směrem signalizují změny strukturální nezaměstnanosti. Současné zvyšování (snižování) počtu volných pracovních míst a nezaměstnanosti je spojeno se zvyšování (snižování) strukturální nezaměstnanosti. Údaje o nezaměstnanosti a volných pracovních místech z MPSV.

ČSÚ publikuje objem **vnitřního stěhování** (stěhování z obce do obce). Údaje o evidovaném vnitřním stěhování v jiných zemích jsou publikovány ve statistických ročenkách. Od roku 2001 se v ČR do statistiky zahrnují stěhování cizinců s dlouhodobým pobytem (více než 1 rok), zatímco před rokem 2001 se sledovalo pouze stěhování občanů ČR a cizinců s oprávněním k trvalému pobytu. Data z období před rokem 2001 nejsou proto s novějšími údaji srovnatelná. Údaje od roku 2001 nejsou srovnatelné s dřívějšími daty i z důvodu zahrnutí výsledků Sčítání lidu 2001.

### 2.3.2 Mezinárodní mobilita pracovní síly

**Zahraniční stěhování.** Údaje o evidované mezinárodní mobilitě za jednotlivé země (přistěhovalí a vystěhovalí) a údaje o podílu cizinců v populaci podle Eurostatu, údaje o evidované zahraniční zaměstnanosti v ČR jsou z MPSV.

**Analýza zahraniční zaměstnanosti a výdělků cizinců** je provedena na anonymizovaných individuálních údajích z Informačního systému o průměrném výdělku (ISPV), který je realizován firmou Trexima pro Ministerstvo práce a sociálních věcí a obsahuje podniky podnikatelské sféry s 10 a více zaměstnanci. Analyzovaný soubor vztahující se k roku 2006 zahrnuje 957279 zaměstnanců, zatímco soubor roku 2002 obsahuje 541145 zaměstnanců. Agregátní výsledky jsou převažovány pomocí váhových koeficientů a jsou tak reprezentativní na úrovni všech podniků podnikatelské sféry s 10 a více zaměstnanci.

Dekompozice mzdových rozdílů (cizinci oproti domácím pracovníkům, 2006 oproti 2002) na příspěvky pozorovaných charakteristik a koeficientů (výnosů z charakteristik značící možnou diskriminaci) jsou vypočteny pomocí metody Machado, Mata (2005) a Albrecht aj. (2004). Výsledky jsou převzaty z Dybczak, Galuščák (2008).

Pomocí kvantilových regresí jsou odhadnuty mzdové rovnice v jednotlivých decilech mzdové distribuce, vysvětlující proměnné jsou věk, vzdělání, doba zaměstnání, profese a odvětví. Odhadnuté koeficienty jsou použity v dekompozici mzdových rozdílů mezi cizinci a domácími pracovníky (Machado, Mata 2005; Albrecht aj. 2003) podle vztahu

$$w_I^\theta - w_N^\theta = (\bar{x}_I^\theta - \bar{x}_N^\theta)' \hat{\beta}_N^\theta + \bar{x}_I^\theta' (\hat{\beta}_I^\theta - \hat{\beta}_N^\theta) + (\bar{\varepsilon}_I^\theta - \bar{\varepsilon}_N^\theta)$$

kde  $w_I^\theta$  a  $w_N^\theta$  je logaritmus hodinové mzdy cizinců, resp. domácích pracovníků, v decilu  $\theta$ .

Na pravé straně rovnice  $\bar{x}_I^\theta$  a  $\bar{x}_N^\theta$  představují průměrné pozorované charakteristiky, zatímco koeficienty  $\hat{\beta}_I^\theta$  a  $\hat{\beta}_N^\theta$  jsou odhadnuté výnosy z pozorovaných charakteristik.<sup>153</sup> Třetí člen na pravé straně rovnice jsou rezidua. První člen na pravé straně tak představuje příspěvek rozdílných pozorovaných charakteristik mezi cizinci a Čechy. Druhý člen vyjadřuje příspěvek rozdílu v odměňování při daných pozorovaných charakteristikách, který může znamenat diskriminaci v odměňování. Dekompozice není bezesbýtková, poslední člen na pravé straně rovnice může odrážet vychýlenost odhadnutých koeficientů a tudíž větší nejistotu v uvedeném rozkladu. Rozklad mzdových rozdílů je proveden v roce 2002 a 2006 a pro muže a ženy.

V dalším kroku rozkládáme pozorované mzdové rozdíly mezi roky 2002 a 2006 v jednotlivých decilech  $\theta$ . Dekompozice bere v úvahu, že mzdu  $w^\theta$  v každém decilu lze vyjádřit jako vážený průměr mzdy domácích a zahraničních pracovníků, kde podíl cizinců je  $\alpha^\theta$ . Dekompozice mzdových rozdílů je provedena pomocí vztahu

---

<sup>153</sup> Zatímco koeficienty jsou získány z kvantilových regresí odhadnutých pro první až devátý decil, průměrné charakteristiky jsou vypočteny z opakovaného náhodného výběru. Ze souboru je náhodně vybráno devět pozorování, která jsou seřazena vzestupně podle velikosti hodinové mzdy. Tato pozorování reprezentují jednotlivé decily. Celá procedura je provedena 500 krát pro každou skupinu pracovníků zvlášť, výsledkem jsou průměrné charakteristiky pro jednotlivé decily (podrobnosti viz. Albrecht aj., 2003; Machado, Mata, 2005). Decily představují body mzdové distribuce, například pátý decil je medián.

$$w_{06}^{\theta} - w_{02}^{\theta} = \left\{ \alpha_{06}^{\theta} (\bar{x}_{I,06}^{\theta} - \bar{x}_{N,06}^{\theta}) \hat{\beta}_{N,06}^{\theta} - \alpha_{02}^{\theta} (\bar{x}_{I,02}^{\theta} - \bar{x}_{N,02}^{\theta}) \hat{\beta}_{N,02}^{\theta} \right\} + \\ \left\{ \alpha_{06}^{\theta} \bar{x}_{I,06}^{\theta} (\hat{\beta}_{I,06}^{\theta} - \hat{\beta}_{N,06}^{\theta}) - \alpha_{02}^{\theta} \bar{x}_{I,02}^{\theta} (\hat{\beta}_{I,02}^{\theta} - \hat{\beta}_{N,02}^{\theta}) \right\} + \\ \bar{x}_{N,06}^{\theta} (\hat{\beta}_{N,06}^{\theta} - \hat{\beta}_{N,02}^{\theta}) + (\bar{x}_{N,06}^{\theta} - \bar{x}_{N,02}^{\theta}) \hat{\beta}_{N,02}^{\theta} + (\bar{\varepsilon}_{06}^{\theta} - \bar{\varepsilon}_{02}^{\theta})$$

Celkový rozdíl v logaritmu hodinové mzdy mezi roky 2002 a 2006 je rozložen do pěti příspěvků. První člen na pravé straně rovnice ve složených závorkách představuje příspěvek rozdílných charakteristik cizinců mezi roky 2002 a 2006 vyjádřený jako rozdíl vůči charakteristikám domácích pracovníků. Druhý člen ve složených závorkách je příspěvek rozdílných výnosů cizinců mezi roky 2002 a 2006 vyjádřený jako rozdíl vůči výnosům domácích pracovníků. První člen na třetím řádku zachycuje příspěvek rozdílných výnosů domácích pracovníků mezi roky 2002 a 2006, zatímco druhý člen na třetím řádku je příspěvek rozdílných charakteristik domácích pracovníků mezi roky 2002 a 2006. Poslední člen na pravé straně rovnice je část mzdového rozdílu, která není vysvětlena ostatními příspěvky.

### 2.3.3 Institucionální prostředí

**Pokrytí zaměstnanců kolektivními smlouvami.** Jedním z relevantních ukazatelů v oblasti institucionálního uspořádání kolektivního vyjednávání je stupeň pokrytí kolektivními smlouvami. Údaje z harmonizovaného dotazníkového šetření ECB, národní část dotazníku realizovala ČNB prostřednictvím svých poboček v roce 2007. Velikost vzorku v ČR je 399 podniků. Vážené údaje za odvětví zpracovatelský průmysl, stavebnictví, obchod a tržní služby bez finančního zprostředkování v podnicích s 20 a více zaměstnanci.

**Minimální mzda.** Vztah minimální mzdy k průměrné mzdě a ke mzdě v 1. decilu mzdové distribuce, podíl zaměstnanců pobírajících minimální mzdu. Použitá data pocházejí z Eurostatu a Informačního systému o průměrném výdělků (MPSV).

**Index ochrany zaměstnanosti** je převzat z OECD, údaje pro CZ a SK jsou vlastní výpočty (pro SK jen stálá zaměstnání). Vztahuje se k roku 2003 a 2006. Skládá se z 18 položek, které jsou vyhodnocovány podle platného zákoníku práce. Tyto položky jsou agregovány v oblasti stálá zaměstnání, dočasná zaměstnání a kolektivní propouštění. Aktualizace údajů za ČR v roce 2007 a 2008 je propočítána podle platného zákoníku práce.

**Náklady na individuální ukončení smlouvy** na dobu neurčitou v počtu dnů vyplácené mzdy od podání výpovědi ze strany zaměstnavatele. Zahrnuje dny výpovědní doby, odstupné a prodlevu do začátku výpovědní doby. V České republice a na Slovensku se tyto náklady liší podle důvodu výpovědi a počet dnů vyplácené mzdy je vyšší při výpovědi z důvodu nadbytečnosti. Ukazatel je proto průměrem nákladů při výpovědi z důvodu nadbytečnosti a při výpovědi z jiných důvodů. Pro Rakousko je z podobné příčiny ukazatel průměrem pro osoby s vyšší a nižší kvalifikací.

**Celkové zdanění práce** („tax wedge“) se uvádí jako odvody z mezd placené zaměstnanci a zaměstnavateli a daně z příjmu ve vztahu k celkovým nákladům práce. Tento ukazatel je počítán podle platných daňových předpisů pro modelové typy domácností. Údaje z OECD (2008b).

Průměrnou efektivní daňovou zátěž zachycují **implicitní daňové sazby**, které jsou počítány jako podíl, kde v čitateli je součet agregátních výnosů z přímých daní (v některých státech i nepřímých daní placených zaměstnavatelem) a pojistného placené zaměstnanci a zaměstnavateli, zatímco ve jmenovateli jsou celkové náhrady zaměstnanců (údaje

v metodologii ESA95). Nevýhodou tohoto ukazatele je závislost na hospodářském cyklu. Inlace a růst reálných příjmu zvyšují daňovou část implicitních sazeb v případě, že daň z příjmu je progresivní. Opačný vliv může mít pojistné, které bývá s rostoucím příjmem regresivní. Celkový efekt vlivu cyklu na implicitní sazby závisí na tom, který z těchto dvou vlivů převažuje. Údaje o implicitních daňových sazbách jsou převzaty z Eurostat (2008).

**Indikátory motivace k práci.** Údaje o čistých nahrazovacích poměrech (NRR) pocházejí z modelů daní a dávek vypracovaných v OECD pro jednotlivé typy domácností, osoby v počáteční fázi nezaměstnanosti s nárokem na dávky v nezaměstnanosti a pro osoby bez nároku na dávky v nezaměstnanosti (neaktivní nebo dlouhodobě nezaměstnaní). Podrobnější údaje a distribuce NRR pro ČR jsou vypočteny pomocí mikrosimulačního modelu daní a dávek (Galuščík, Pavel 2007). Aktualizace výpočtů podle parametrů platných v roce 2008.

Čisté nahrazovací poměry udávají, do jaké míry kombinace daní a dávek ovlivňuje finanční zisk z práce, a tím motivaci nezaměstnaných nebo neaktivních osob k nástupu do zaměstnání. NRR je definováno jako poměr čistého příjmu domácnosti ve stavu, kdy uvažovaná osoba je bez práce, a ve stavu, kdy tato osoba pracuje. Hrubé příjmy ostatních členů domácnosti jsou v obou těchto stavech podle předpokladu stejné. NRR zachycují pouze finanční nároky na sociální dávky. V případě dostatečného monitorování aktivity nezaměstnaných při hledání zaměstnání mohou být i vysoké hodnoty NRR spojeny s dostatečnou motivací k hledání zaměstnání.

## 2.4 Pružnost trhu produktů

### 2.4.1 Administrativní překážky v podnikání

**Administrativní překážky v podnikání.** Index překážek v podnikání je převzat z práce Conway, Janod a Nicoletti (2005), kde je součástí širšího indikátoru OECD hodnotícího míru regulace na trzích produktů. Index se skládá ze 7 hodnocených položek, které jsou agregovány do 3 oblastí: Administrativní náklady při zakládání podniků (Administrativní náklady podniků, Administrativní náklady samostatných podnikatelů – fyzických osob a Administrativní náklady na podnikání ve vybraných odvětvích), Složitost administrativních a regulatorních podmínek (Systém licencí a povolení, Vládní strategie komunikace a zjednodušování pravidel a procedur) a Překážky v konkurenčním prostředí (Právní překážky vstupu do odvětví – omezení počtu subjektů a Protimonopolní výjimky pro veřejné podniky).

Aktualizace údajů za ČR v pozdějším období byla provedena podle novelizací obchodního zákoníku a živnostenského zákona.

**Pořadí zemí v oblasti zakládání a uzavírání podniků** je z databáze Světové banky Doing Business (World Bank, 2008). V oblasti zakládání podniků je zohledněn počet procedur, doba ve dnech, náklady a minimální požadovaný kapitál v % příjmu na hlavu. V oblasti uzavírání podniků jsou zahrnuty údaje o době v počtu let, nákladech v % hodnoty majetku a míry návratnosti v centech na dolar. Pořadí zemí zahrnuje všechny země v databázi, pořadí za rok 2007 bylo přepočteno s ohledem na změny v metodologii a výběru zemí. Pořadí za předchozí roky není k dispozici, publikovány jsou jen dílčí údaje, ze kterých bylo pořadí zemí odvozeno.

### 2.4.2 Daňové zatížení podniků

Nejvyšší **statutární daňové sazby** jsou převzaty z Eurostat (2008). Doplnkovým ukazatelem jsou **implicitní daňové sazby z příjmu korporací**, které jsou definovány jako podíl agregátních daňových příjmů a potenciálního daňového základu (údaje z národních účtů v metodologii ESA95). Implicitní daňové sazby na rozdíl od statutárních sazeb zohledňují

odpisy a daňové výjimky a vyjadřují tak skutečnou průměrnou efektivní daňovou zátěž z příjmu podniků, nevýhodou je závislost na hospodářském cyklu. Na výši implicitních sazeb například nemá vliv snížení statutární daňové sazby, pokud je kompenzováno rozšířením daňového základu. Údaje jsou převzaty z Eurostat (2008).

### **2.4.3 Náklady spojené s výstupem z odvětví**

V důsledku malé dostupnosti mezinárodně srovnatelných dat je mezinárodní srovnání počtu konkurzů provedeno s regionem západní Evropa. Porovnání vychází z dat Verband der Vereine Creditreform za 15 původních zemí EU (Belgie, Dánsko, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemí, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Španělsko, Švédsko, Velká Británie) plus Norsko a Švýcarsko.

Údaje Ministerstva spravedlnosti České republiky o počtu insolvenčních řízení v České republice reprezentují s výjimkou počtu běžících insolvenčních řízení toková data pro daný rok. Jedná se o počet návrhů podaných v daném roce, počet návrhů, které byly v daném roce vyřízeny, počet běžících insolvenčních řízení a počet insolvenčních řízení zahájených v daném roce.

## **2.5 Pružnost bankovního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky**

Pro posouzení stability bankovního sektoru a schopnosti tlumit dopady šoků byly vybrány ukazatele, ve kterých se koncentruje velikost úvěrového rizika a míra jeho zvládnutí tvorbou rezerv a opravných položek, a ukazatele vyjadřující úspěšnost podnikání v bankovním odvětví.

### **Úvěry v selhání (NPL) / celkové úvěry (%)**

NPL (v hrubé účetní hodnotě) v bankovním sektoru, pro které v účetní terminologii existuje ekvivalent – úvěry v selhání též dříve označované jako ohrožené úvěry, vyjadřují v poměru k celkovým úvěrům v hrubé účetní hodnotě, jak velkému, respektive koncentrovanému úvěrovému riziku je vystaven bankovní sektor v zemi. Úvěry v selhání jsou úvěry s klasifikací tři a vyšší, tedy nestandardní, pochybné a ztrátové.

### **Kapitálová přiměřenost (%)**

Kapitálová přiměřenost je souhrnným ukazatelem, do kterého se promítají veškeré aktivity banky (rozvahové a podrozvahové) i potenciální ztráty (snižující zisk), které bance vyplývají z podstupovaných rizik a ze znehodnocení aktiv prostřednictvím tvorby opravných položek a rezerv. Banka by měla dosahovat vyšší hodnoty, než je stanovené minimum solventnosti 8 % podle vyhlášky a opatření ČNB.

Kapitálová přiměřenost jako poměr kapitálu banky k odpovídajícímu krytí potenciálních ztrát z podstupovaných rizik vyjadřuje ohodnocení perspektiv finanční situace banky. Hodnota kapitálové přiměřenosti vypovídá o schopnosti krýt případné budoucí ztráty kapitálem. Banka je dostatečně solventní za předpokladu, že bylo použito nejlepší praxe pro ohodnocení rizik a veškeré potenciální ztráty v budoucnosti, spojené se současnými riziky, budou nebo by měly být pokryty kapitálem akcionářů.

Kapitál kromě této funkce obezřetného podnikání naplňuje funkci rozvoje budoucích podnikatelských aktivit. Čím vyšší je hodnota kapitálové přiměřenosti, tím více je banka zabezpečena proti rizikům, ale méně využívá potenciál zisku na jednotku kapitálu. Akcionáři prostřednictvím odpovědného managementu zvyšují rozvojem obchodů zisk při pokrytí rizik kapitálem, tedy v pojetí přiměřeného vynakládání kapitálu.



### **Zisk po zdanění / aktiva (ROA, %)**

Tento ukazatel lze považovat za syntetickou míru rentability podnikání v bankovním odvětví, ve které se agregují výsledky rozsahu a diverzifikace aktivit bank a podstupovaná rizika podnikání. V méně stabilizovaných podmínkách je ukazatel rentability více volatilní, v některých zemích ukazatel se záporným znaménkem vypovídá o ztrátách způsobených většinou selháním systému řízení podnikatelských rizik, nehospodárností a dalšími faktory.

### **Čistá úroková marže (NIM, %)**

$NIM = (\text{úrokové výnosy} - \text{úrokové náklady}) / \text{úročená aktiva}$ . Ukazatel vyjadřuje míru výnosovosti a úspěšnosti podnikání v bankovním odvětví. Zpravidla s poklesem sazeb na mezibankovním trhu se snižuje i marže z úvěrů a vkladů. Jde o citlivý, méně dostupný údaj.

### **Čisté neúrokové výnosy / průměrná aktiva (%)**

Čisté neúrokové výnosy (z poplatků a provizí a z ostatních finančních operací) k průměrným aktivům. Čisté neúrokové výnosy bank nezahrnují ostatní provozní výnosy a náklady. Banky zpravidla vykazují tendenci ke zvýšení neúrokových výnosů, pokud se snižuje marže z úročených bankovních operací zejména zvyšováním poplatků a provizí. Významným korigujícím faktorem je chování konkurence.

Z dostupných dat o čistých neúrokových výnosech se obtížně určuje, zda kromě poplatků a provizí a ostatních čistých výnosů z finančních operací byly zahrnuty i jiné provozní náklady a výnosy. Zpravidla za EU a eurozónu z technických důvodů bývají propočtové ukazatele vztaženy k aktivům ke konci roku než k průměrným aktivům. Ukazatel k průměrným aktivům lépe vystihuje rozložení nákladů a výnosů na jednotku.

### **Základní scénáře zátěžových testů**

Ke zhodnocení odolnosti bankovního sektoru v ČR se využívají zátěžové testy, které podrobují banky hypotetickým změnám klíčových makroekonomických proměnných. Byla použita jednotná metodika zátěžových testů ČNB. Navržené scénáře se skládají z kombinací nepříznivých změn úrokových sazeb, měnového kurzu a kvality úvěrů.

Zvolený základní scénář vychází z výrazných nepříznivých změn a představuje kombinaci zvýšení úrokových sazeb o 2 procentní body, znehodnocení kurzu měny o 20 % a zvýšení poměru úvěrů v selhání vůči celkovým úvěrům o 3 procentní body. Účinky kombinací těchto šoků jsou posuzovány porovnáním kapitálové přiměřenosti před šoky a po působení šoků na portfolia bank. Výpočty předpokládají, že pokud by k žádným šokům nedošlo, banky by generovaly stejný hospodářský výsledek, jakého v průměru dosáhly za posledních pět let, jinak bude v zátěžové situaci nižší než obvykle a nepostačí-li zisky, výpočet odečítá účinky šoku přímo od kapitálu.

Scénáře vycházejí z extrémních historických šoků. V české ekonomice jde o zkušenost z poloviny roku 1997 se znehodnocením měnového kurzu a se zvýšením úrokových sazeb. Scénář růstu podílu úvěrů v selhání vychází z vývoje v letech 1997–1999. Modelové situace se nemusí opakovat, scénáře mají varovný charakter a nemusí se naplnit.

Základní historické scénáře byly rozvinuty a doplněny o makroekonomický zátěžový test s využitím konzistentních modelových scénářů, které vycházejí z predikčního modelu ČNB. Na základě očekávaného vývoje makroekonomických veličin (růst HDP, inflace, úrokových sazeb, měnového kurzu) se pomocí úvěrového modelu odhadl růst úvěrů a současně pomocí kreditního modelu odhadl vývoj ohrožených úvěrů v portfoliích bank. Tím došlo ke

kvalitativnímu posunu v zátěžových testech, které pracují s různě pravděpodobnými scénáři budoucích šoků.<sup>154</sup>

---

<sup>154</sup> Shrnutí výsledků zátěžových testů jsou součástí zpráv o finanční stabilitě zveřejňovaných Českou národní bankou.

## F. Seznam použité literatury

---

- Adam, K., Japelli, T., Menichini, A., Padula, M., Pagano, M. (2002): “Study to Analyze, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union”, *European Commission*, 1 – 5.
- Aguilar J., Hördahl P. (1998): “Exchange Rates and Currency Options as EMU Indicators”, *Sveriges Riksbank Quarterly Review*, 2, pp. 58 – 81.
- Albrecht, J., Björklund, Vroman, S. (2003), “Is There a Glass Ceiling in Sweden?,” *Journal of Labour Economics* 21(1): 145-177.
- Alogoskoufis, G. S., Smith, R. (1991): “The Phillips Curve, The Persistence of Inflation, and the Lucas Critique: Evidence from Exchange-Rate Regimes”, *American Economic Review*, Vol. 81, No. 5, pp. 1254 – 1275.
- Alvarez-Plata P., Brucker H., Siliverstovs B. (2003): “Potential Migration from Central and Eastern Europe into the EU-15 – An Update”, Report for the European Commission, DG Employment and Social Affairs, Berlin: DIW.
- Angeloni, I. Ehrmann, M. (2004): “Euro Area Inflation Differentials”, ECB Working Paper No. 388.
- Artis, M., Galva A. B. and M. Marcellino (2007): “The Transmission Mechanism in a Changing World”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, pp. 39–61.
- Published online in Wiley InterScience
- Babecký, J., Du Caju, P., Kosma, D., Lawless, M., Messina, J. and T. Rõõm (2008): “Downward Wage Rigidity and Alternative Margins of Adjustment: Survey Evidence from European Firms,” paper presented at the ECB WDN Conference, Frankfurt am Main, June 2008. [http://www.ecb.int/events/conferences/html/wage\\_dynamics\\_network.en.html](http://www.ecb.int/events/conferences/html/wage_dynamics_network.en.html)
- Babetskaia-Kukharchuk O., Babetskii I., Podpiera J. (2008): “Convergence in Exchange Rates: The Markets' View on CE-4 Joining EMU”, *Applied Economic Letters*, vol. 15(5), pages 385-390.
- Babetskii, I. (2006): “Aggregate Wage Flexibility in Selected New EU Member States.” Praha, CNB Working Paper Series, č. 1/2006.
- Babetskii, I. (2005): “Trade Integration and Synchronization of Shocks: Implications for EU Enlargement”, *Economics of Transition*, Vol. 13(1), pp. 105 – 138.
- Babetskii, I. (2004): “EU Enlargement and Endogeneity of some OCA Criteria: Evidence from the CEECs”, CNB Working Paper Series, č. 2/2004.
- Babetskii, I., Komárek, L., Komárková, Z. (2007): “Financial Integration of Stock Markets among New EU Member States and the Euro Area”, CNB Working Paper 7/2007.
- Barro, R. J., Sala-I-Martin, X. (1992): “Convergence”, *Journal of Political Economy* 100, pp. 223 – 251.
- Barro, R. J., Sala-I-Martin, X. (1995): “Technological Diffusion, Convergence, and Growth”, NBER Working Papers 5151, *National Bureau of Economic Research*.
- Bassanini A., Duval R. (2006): “Employment Patterns in OECD Countries: Reassessing the Role of Policies”, OECD Economics Department Working Paper No. 486.

- Baldwin, R. (2006): *In or Out: Does It Matter? An Evidence-Based Analysis of the Euro's Trade Effects*, Centre for Economic Policy Research.
- Bayoumi, T., Eichengreen, B. (1993): "Shocking Aspects of European Monetary Integration", in Torres, F., Giavani, F. (eds.), *Growth and Adjustment in the European Monetary Union*, pp. 193 – 230, Cambridge, UK, Cambridge University Press and CEPR.
- Bayoumi, T., Eichengreen, B. (1997): "Ever Closer to Heaven? An Optimum-Currency Area Index for European Countries", *European Economic Review*, 41, pp.761-770.
- Benáček, V., Podpiera J. a Prokop L.(2005): "Determining Factors of Czech Foreign Trade: A Cross-Section Time series Perspective", CNB Working Paper Series, č. 3/2005.
- Beneš, J., Hlédik T., Vávra D. a Vlček J.(2003): "The Quarterly Projection Model and its Properties", in: Coats W., D. Laxton a D. Rose eds., *The Czech National Bank's Forecasting System*, Česká národní banka.
- Bičáková, A., Slačálek, J., Slavík, M. (2008), "Labor Supply after Transition: Evidence from the Czech Republic," ECB Working Paper No. 887.
- Bjorkstén, N., Syrjanen, M. (1999): "Divergences in the Euro Area: a Cause for Concern?", Bank of Finland Discussion Paper 11/99.
- Blanchard, O. J., Perotti, R. (2002): "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), pp. 1329 – 1368.
- Blanchard, O. J., Quah, D. (1989): "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, September, pp. 655 – 673.
- Blanchflower, D. G. (2001): "Unemployment, Well-Being and Wage Curves in Eastern and Central Europe", *Journal of the Japanese and International Economies* 15(4): 364-402.
- Blanchflower, D. G., Oswald, A. J. (1994): *The Wage Curve*, Cambridge: MIT Press.
- Boone, L., Maurel, M. (1999): "An Optimal Currency Area Perspective of the EU Enlargement to the CEECs", CEPR Discussion Paper no. 2119, London, Centre for Economic Policy Research.
- Bouthevillain, C., Cour-Thimann, P., van de Dool, G., Hernández de Cos, P., Langenus, G., Mohr, M., Momigliano, S., Tujula, M. (2001): "Cyclically adjusted budget balances: an alternative approach", ECB Working Paper No. 77.
- Brandt, N., Burniaux, J. M., Duval, R. (2005): "Assessing the OECD Jobs Strategy: Past Developments and Reforms", OECD Economics Department Working Paper No. 429.
- Brůha, J., Podpiera, J. (2007): "Transition Economy Convergence in a Two-Country Model: Implications for Monetary Integration." ECB Working Paper Series, č. 740 (březen).
- Bulíř, A., Šmídková, K. (2004): "Exchange Rates in the New EU Accession Countries: What Have We Learned from the Forerunners", CNB Working Paper 10/2004.
- Calmfors, L., Driffill, J. (1988): "Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance", *Economic Policy* 6: 13 – 61.
- Canova, F.(1998): "Detrending and business cycle facts", *Journal of Monetary Economics*, 41, pp. 475-512.
- Carone, G., Salomäki A. (2005): "Indicators of unemployment and low-wage traps", in Carone, G. and Salomäki A. (eds.): *Indicators and policies to make work pay. Proceedings*

- of the workshop organised by the European Commission, European Economy-Special Report, No. 2.
- Castrén O., Mazzotta S. (2005): “Foreign Exchange Rate Option and Returns Based Correlation Forecasts Evaluation and Two Applications”, ECB Working Paper No. 447.
- Cecchetti, S.G., Debelle, G. (2006): “Has the Inflation Process Changed?”, *Economic Policy*, Vol. 21, No. 46, 311-352.
- Conway, P., Janod V., Nicoletti G. (2005): “Product Market Regulation in OECD Countries, 1998 to 2003”, OECD Economics Department Working Paper No. 419.
- Croux, Ch., Forni, M., Reichlin, L. (2001): “A Measurement of Comovement for Economic Variables: Theory and Empirics”, *Review of Economics and Statistics*, 83 (2), pp. 232 – 241.
- Coricelli, F., Horváth, R. (2009): “Price Setting and Market Structure: An Empirical Analysis of Micro Data in Slovakia”, *Managerial and Decision Economics*, forthcoming.
- Čihák, M., Holub, T. (2003): “Price Convergence to the EU: What Do the 1999 ICP Data Tell Us?” Praha, CNB Working Paper Series, č. 2/2003.
- Čihák, M., Holub, T. (2005): “Price Convergence in EU-Accession Countries: Evidence from the International Comparison”, *Économie Internationale*, č. 102, str. 61 – 84.
- ČNB (2008): Zpráva o finanční stabilitě 2007.  
[http://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2007/FS\\_2007.pdf](http://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2007/FS_2007.pdf)
- De Grauwe, P. (2003): *Economics of Monetary Union*, Fifth Edition, Oxford University Press, New York.
- De Grauwe, P., Mongelli, P. F. (2005): “Endogeneities of Optimum Currency Areas: What Brings Countries Sharing a Single Currency Closer Together?”, European Central Bank Working Paper No. 468.
- Dybczak, K., Galuščák, K. (2008): “The Effect of Immigrants on the Czech Wage Structure,” *mimeo*.
- Dybczak, K., Voňka, D., van der Windt, N. (2008): “The Effect of Oil Price Shocks on the Czech Economy”, CNB Working Paper 5/2008, forthcoming.
- Eichengreen, B. (1997): *European Monetary Unification: theory, practise, and analysis*. Massachusetts Institute of Technology, MIT Press, Cambridge, ISBN 0-262-05054-4.
- Eickmeier, S. (2007): “Business cycle transmission from the US to Germany – A structural factor approach”, *European Economic Review*, Vol. 51, p. 521-551.
- Eickmeier, S., Breitung, J. (2006): “How synchronized are new EU member states with the euro area? Evidence from a structural factor model”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 34, pp. 538-563.
- Engel, C., Rogers, J. (2004): “European Product Market Integration After the Euro”, *Economic Policy*, pp. 347 – 384.
- Erbenová, M. (1997): “Regional Labor Mobility, Wages, and Unemployment in the Czech Republic”, *Prague Economic Papers* 6(1): 53 – 74.
- Eurostat (2008): *Taxation Trends in the European Union*, 2008 Edition.
- Evropská centrální banka (2004): “Oil Prices and the Euro Area Economy”, ECB Monthly Bulletin.

- Evropská komise (2006): *The European Economy: 2006 Review - Adjustment Dynamics in the Euro Area*, [http://ec.europa.eu/economy\\_finance/publications/publication425\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication425_en.pdf)
- Evropská komise (2008a): *Public Finances in EMU*.
- Evropská komise (2008b): EMU@10: successes and challenges after 10 years of Economic and Monetary Union, [http://ec.europa.eu/economy\\_finance/publications/publication12682\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication12682_en.pdf)
- Feldstein, M. (2002): "The Role of Discretionary Fiscal Policy in Low Interest Rate Environment", NBER Working Paper 9203.
- Fidrmuc, Jan (2004): "Migration and Regional Adjustment to Asymmetric Shocks in Transition Economies", *Journal of Comparative Economics* 32: 230-247.
- Fidrmuc, Jan (2005): "Labour Mobility During Transition: Evidence from the Czech Republic", CEPR Discussion Paper No. 5069.
- Fidrmuc, Jarko (1999): "Determinants of EU's Intraindustry Trade with CEECs", Discussion Paper No. 6/99. Praha: CERGE.
- Flanagan, R. J. (1999): "Macroeconomic Performance and Collective Bargaining: An International Perspective", *Journal of Economic Literature* 37(3): 1150 – 1175.
- Flek, V. a kol. (2001): "Výkonnost a struktura nabídkové strany", Výzkumná práce ČNB č. 27.
- Frankel, J. A., Rose, A. K. (1997): "Is EMU more justifiable ex post than ex ante?" *European Economic Review*, Vol. 41, pp. 753 – 760.
- Frankel, J. A., Rose, A. K. (1998): "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria", *The Economic Journal*, pp. 1009 – 1025.
- Franta, M., Saxa, B., Šmídková, K. (2007): "Inflation Persistence: Euro Area and New EU Member States", ECB Working Paper No. 810.
- Freeman, R. B. (2005): "Labour Market Institutions Without Blinders: The Debate Over Flexibility and Labour Market Performance", *NBER Working Paper* No. 11286.
- Galuščák K. (2006): "Labour Market Flexibility", mimeo.
- Galuščák K., Münich, D. (2005), "Regional Wage Adjustments and Unemployment: Estimating the Time-varying Wage Curve": *Czech Journal of Economics and Finance* 55(1-2): 68-81.
- Galuščák K., Münich, D. (2007): "Structural and Cyclical Unemployment: What Can Be Derived from the Matching Function?", *Czech Journal of Economics and Finance*, 57(3-4), 102 – 125.
- Galuščák K., Pavel J. (2007): "Unemployment and Inactivity Traps in the Czech Republic: Incentive Effects of Policies", CNB Working Paper No. 9/2007.
- Giannone, D. and L. Reichlin (2006): "Trends and cycles in the euro area: how much heterogeneity and should we worry about it?", Working Paper Series 595, European Central Bank.
- Gregg, P. (2000): "The Use of Wage Floors as Policy Tools", *OECD Economic Studies* No. 31.
- Hansen, B. E. (1999): "The Grid Bootstrap and the Autoregressive Model", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 4, 594-607.

- Hoekman B., Djankov, S. (1996): “Intra-industry Trade, Foreign Direct Investment and Reorientation of East European Exports”, CEPR Discussion Paper No. 1377.
- Holinka, T. (2005): “Faktory ovlivňující dlouhodobé úrokové sazby v ČR”, *Finance a úvěr*, 55, pp. 363 – 378.
- Horváth, J. (2003): “Optimum Currency Area Theory: A Selective Review”, BOFIT Discussion Paper No. 15.
- Horváth, R. (2005): “Exchange Rate Variability, Pressures and Optimum Currency Area Criteria: Implications for the Central and Eastern European Countries”, Working Paper 2005/08, Czech National Bank.
- Horváth, R. (2007): “The Time-Varying Policy Neutral Rate in Real Time: A Predictor for Future Inflation?”, CNB Working Paper 4/2007.
- Hughes-Hallet, A., Piscitelli, L. (2002): “Does Trade Integration Cause Convergence?”, *Economic Letters*, 75(2), pp. 165 – 170.
- Hycklak, T., Johnes, G. (1992): “Wage Flexibility and Unemployment Dynamics in Regional Labor Markets”, W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, Michigan.
- Ireland P. N. (2008): “On the Welfare Cost of Inflation and the Recent Behaviour of Money Demand”, NBER Working Paper 14098.
- Jackman, R., Pissarides, C., Savouri, S. (1990): “Unemployment Policies and Unemployment in the OECD,” *Economic Policy*, October: 449–490.
- Jurajda Š. (2005): “Czech Firm-Level Bargaining and Wages: Evidence from Matched Employer-Employee Data”, Interim presentation of CNB Research Project No. E1/05.
- Jurajda, Š., Terrell, K. (2006): “Regional Labor Markets in Transition and Initial Human Capital”, mimeo.
- Kalemli-Ozcan, S., Sorensen, B. E., Yosha, O. (2003): “Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence”, *American Economic Review*, 93(3), pp. 903 – 918.
- Kenen, P. B. (1969): “The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View”, in Mundell and Swoboda (eds.) *Monetary Problems in the International Economy*, University of Chicago Press.
- Kenen, P. B. (2000): “Currency Areas, Policy Domains and the Institutionalisation of Fixed Exchange Rates”, CEP Discussion Papers.
- Kočenda, E. (2001): “Macroeconomic Convergence in Transition Countries”, *Journal of Comparative Economics*, 29, pp. 1 – 23.
- Komárková, Z. (2006): *Integrace finančního trhu České republiky s eurozónou*. Doktorská disertační práce, Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, Praha.
- Krieger, H. (2004): “Migration Trends in an Enlarged Europe”, Report on the Quality of Life in Europe, Dublin: European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.
- Krugman, P. (1981): “Intraindustry Specialization and the Gains from Trade”, *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 5, str.: 959 – 973.

- Krugman, P. (1993): “Lessons of Massachusetts for EMU”, in Torres, F., Giavazzi, F. ed. *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, 241-261.
- Landesmann, S. (1995): *Industrial Restructuring and Trade Reorientation in Eastern Europe*, Cambridge (UK): Cambridge University Press.
- Lane, P. R. (2006): “The Real Effects of EMU”, IIS Discussion Paper.
- Lee, H. Y., Wu, J. L. (2004): “Convergence of interest rates around the Pacific Rim”, *Applied Economics*, 36, pp. 1281 – 1288.
- Lucas, R. E. Jr. (2000): Inflation and Welfare, *Econometrica*, Vol. 68, No. 2, pp. 247-274
- Machado, J. A. F., Mata, J. (2005), “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions using Quantile Regression,” *Journal of Applied Econometrics* 20: 445-465.
- Marques, C.R. (2004): “Inflation Persistence: Facts or Artefacts?”, ECB Working Paper No. 371.
- McKinnon, R. I. (1963): “Optimum Currency Areas. The American Economic Review”, Vol. 53, No. 4, str. 717 – 725.
- Micco, A., Stein E., Ordóñez G. (2003): “The Currency Union Effect on Trade: Early Evidence from EMU”, *Economic Policy*, Vol. 18, pp. 315 – 343.
- Mongelli, P. F. (2002): “‘New’ Views on the Optimum Currency Area Theory: What is EMU Telling Us?”, European Central Bank Working Paper No. 138.
- MPSV (2008): “Přehled zaměstnanosti občanů ČR na území států EU/EHP a Švýcarska v letech 2005-2007”, [http://www.mpsv.cz/files/clanky/5296/Obcane\\_CR\\_v\\_EU.pdf](http://www.mpsv.cz/files/clanky/5296/Obcane_CR_v_EU.pdf)
- Mundell, R. A. (1961): “A Theory of Optimum Currency Areas”, *The American Economic Review*, Vol. 51, No. 4, str. 657 – 665.
- National Bank of Slovakia (2004): “Monetary program of the NBS until the year 2008”, Slovenská národná banka, <http://www.nbs.sk/MPOL/MPROG/2008A.PDF>.
- Nickell, S. (1997): “Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America”, *Journal of Economic Perspectives* 11(3): 55 – 74.
- Nicoletti, G., Scarpetta S. (2004): “Do Regulatory Reforms in Product and Labor Markets Promote Employment? Evidence from OECD Countries”, paper presented at the ECB/CEPR Conference on „What Helps or Hinders Labour Market Adjustments in Europe,“ Frankfurt, 28-29 June.
- OECD (1994): *The OECD Jobs Study: Facts, Analysis, Strategies*, Paris: OECD.
- OECD (1995): *The OECD Jobs Study: Implementing the Strategy*, Paris: OECD.
- OECD (1998, 2000, 2004, 2005): *Employment Outlook*, Paris: OECD.
- OECD (2006): *Economic Surveys 2006: Czech Republic*, Paris: OECD.
- OECD (2008a): *Economic Survey of the Czech Republic 2008*, Paris: OECD.
- OECD (2008b): *Taxing Wages 2006 – 2007*, Paris: OECD.
- Petrongolo, B., Pissarides, C. (2001): “Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function,” *Journal of Economic Literature* 39, June: 392–431.



- Reinhart, C. M., Rogoff, K. S. (2004): Background material to “The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation”, *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), pp. 1-48.
- Roisland, O., Torvik, R. (2003): “Optimum Currency Areas Under Inflation Targeting”, *Open Economies Review*, 14, pp. 99 – 118.
- Rose, A. (2000): “One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade”, *Economic Policy*, Vol. 15, pp. 7-45.
- Shapiro, C., Stiglitz, J. E. (1984): “Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device”, *American Economic Review*, 74(3), pp. 433-444.
- Stavrev, E. (2008): “What explains growth and inflation dispersion in EMU?”, *Finance a úvěr*, 58/1-2, pp.57-67.
- Taylor, J. B. (1993): “Discretion versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195-214.
- Vaubel, R. (1990): “Currency Unification, Currency Competition, and the Private ECU: Second Thoughts” in *International and European Monetary Systems*, Emil-Maria Claassen (ed.), Praeger, pp. 171 – 187.
- World Bank (2006): “Internal Migration and Commuting in the New Member States of the EU”.