

ANALÝZY STUPNĚ EKONOMICKÉ SLADĚNOSTI  
ČESKÉ REPUBLIKY S EUROZÓNOU

7  
2007

**ANALÝZY STUPNĚ EKONOMICKÉ SLADĚNOSTI**  
**ČESKÉ REPUBLIKY S EUROZÓNOU**  
**2007**

Autoři:	Oxana Babetskaia-Kukharchuk	1.1.6, 1.1.7
	Ian Babetskii	1.1.3, 1.3.2, 2.2.1
	Kamil Galuščák	2.2.2, 2.3.1, 2.3.2.1, 2.3.3
	Dana Hájková	A, B, C, 3
	Jaroslav Heřmánek	1.3.1, 2.4
	Tomáš Holub	1.1.1
	Martina Horníková	1.1.2
	Roman Horváth	1.1.8, 2.2.3
	Luboš Komárek	1.3.2
	Zlataše Komárková	1.3.2
	Filip Novotný	1.1.5, 1.2
	Eduard Oplatek	2.3.2.2
	Štěpán Radkovský	1.1.2
	Filip Rozsypal	1.1.2
	Branislav Saxa	2.2.3
	Pavel Soukup	2.1
	Radka Štiková	1.1.4
Editor:	Dana Hájková	

Materiál byl schválen Bankovní radou ČNB dne 1.11.2007.

## OBSAH

<b>A.</b>	<b>Úvod.....</b>	<b>5</b>
<b>B.</b>	<b>Exekutivní shrnutí .....</b>	<b>7</b>
<b>C.</b>	<b>Teoretická východiska analýz.....</b>	<b>12</b>
<b>D.</b>	<b>Výsledky analýz.....</b>	<b>14</b>
1.	Cyklická a strukturální sladěnost .....	14
1.1	Přímé ukazatele sladěnosti .....	14
1.1.1	Reálná ekonomická konvergence.....	14
1.1.2	Korelace ekonomické aktivity.....	18
1.1.3	Synchronizace ekonomických šoků .....	22
1.1.4	Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU.....	24
1.1.5	Hodnocení strukturální podobnosti ekonomik .....	27
1.1.6	Konvergence úrokového diferenciálu .....	28
1.1.7	Konvergence měnových kurzů.....	30
1.1.8	Analýza volatility kurzu .....	32
1.2	Vliv mezinárodních ekonomických vztahů.....	34
1.2.1	Propojení ekonomiky s eurozónou.....	34
1.2.2	Vnitroodvětvový obchod.....	36
1.3	Finanční trh .....	37
1.3.1	Finanční sektor .....	37
1.3.2	Integrace finančních trhů.....	40
2.	Přizpůsobovací mechanismy .....	43
2.1	Fiskální politika.....	43
2.1.1	Stabilizační funkce veřejných rozpočtů .....	43
2.1.2	Deficit a dluh vládního sektoru a prostor pro stabilizační fiskální politiku .....	45
2.1.3	Dlouhodobá udržitelnost vývoje veřejných financí .....	48
2.2	Pružnost mezd a strnulost inflace.....	48
2.2.1	Míra přizpůsobení růstu reálných mezd míře nezaměstnanosti – Phillipsova křivka .....	48
2.2.2	Míra přizpůsobení regionálních reálných mezd regionální míře nezaměstnanosti - Mzdová křivka.....	49
2.2.3	Inflační perzistence .....	50
2.3	Pružnost trhu práce.....	51
2.3.1	Nezaměstnanost a vnitřní pružnost trhu práce .....	51
2.3.2	Mezinárodní mobilita pracovní síly .....	55
2.3.3	Institucionální prostředí.....	59
2.4	Pružnost bankovního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky .....	67
3.	Shrnutí výsledků analýz – srovnání s dokumentem 2006 .....	72
<b>E.</b>	<b>Metodická část.....</b>	<b>78</b>
<b>F.</b>	<b>Seznam použité literatury .....</b>	<b>95</b>

## Seznam tabulek

Tabulka 1: HDP na hlavu v paritě kupní síly (EA-12 = 100).....	15
Tabulka 2: Průměrná cenová hladina HDP (EA-12 = 100).....	15
Tabulka 3: Reálný kurz vůči euru (1998 = 100; na bázi HICP).....	16
Tabulka 4: Odhad rovnovážné reálné aprece (v p. b.; roční průměr let 2008-12).....	17
Tabulka 5: Tříměsíční ex-post reálné úrokové sazby (v %; deflováno HICP).....	18
Tabulka 6: Korelační koeficienty ekonomické aktivity – vývoj v čase .....	19
Tabulka 7: Korelační koeficienty celkové exportní aktivity a vývozu do eurozóny s HDP eurozóny – vývoj v čase.....	22
Tabulka 8: Korelace ekonomických šoků vůči eurozóně.....	23
Tabulka 9: Čerpání finančních prostředků ze strukturálních fondů EU v ČR (v mil. Kč).....	25
Tabulka 10: Předpokládané finanční toky z titulu členství České republiky v EU (v mld. Kč) a odhad dopadů čerpání zdrojů EU soukromým sektorem do ekonomiky .....	26
Tabulka 11: Dopad dodatečného impulzu z titulu přílivu finančních prostředků z EU .....	27
Tabulka 12: Podíly ekonomických odvětví na HDP v roce 2006 (%) .....	28
Tabulka 13: Historická a fundamentální volatilita měnových kurzů k euru (%) .....	34
Tabulka 14: Podíl přímých zahraničních investic z eurozóny na HDP (%).....	36
Tabulka 15: Podíl přímých investic do eurozóny na HDP (%).....	36
Tabulka 16: Aktiva finančního systému / HDP (%).....	38
Tabulka 17: Úvěry bank nebankovním klientům / HDP (%).....	38
Tabulka 18: Aktiva bankovního sektoru / Aktiva finančního systému (%) .....	39
Tabulka 19: Vývoj hodnot koeficientu beta.....	41
Tabulka 20: Deficit vládního sektoru (ESA95), odhad Evropské komise (v % HDP).....	45
Tabulka 21: Podíl mandatorních výdajů státního rozpočtu (v %) .....	46
Tabulka 22: Poměr veřejných příjmů, výdajů a daňového břemene k HDP v roce 2006 (%) .....	46
Tabulka 23: Veřejný dluh (ESA95), odhad Evropské komise (v % HDP) .....	47
Tabulka 24: Dluhová služba, odhad Evropské komise (v % HDP).....	47
Tabulka 25: Hrubý veřejný dluh (v % HDP).....	48
Tabulka 26: Elasticita mezd na míru nezaměstnanosti.....	49
Tabulka 27: Vývoj mzdové křivky v ČR (1994–2006).....	50
Tabulka 28: Odhady perzistence inflace .....	51
Tabulka 29: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti (%).....	52
Tabulka 30: Podíl dlouhodobě nezaměstnaných (%) .....	52
Tabulka 31: Variační koeficient míry nezaměstnanosti .....	53
Tabulka 32: Objem vnitřního stěhování (na 1000 obyvatel).....	54
Tabulka 33: Přistěhovalí (počet osob na 10 000 obyvatel) .....	55
Tabulka 34: Zastoupení cizích státních příslušníků v populaci (%).....	56
Tabulka 35: Přetrvávající administrativní bariéry pro nové členy Evropské unie .....	58
Tabulka 36: Odbory a kolektivní vyjednávání .....	60
Tabulka 37: Minimální mzda (%) .....	61
Tabulka 38: Podíl zaměstnanců pobírajících minimální mzdu (%) .....	61
Tabulka 39: Minimální mzda a hrubá měsíční mzda ve vybraných profesích (%) .....	61
Tabulka 40: Index ochrany zaměstnanosti (EPL) .....	62
Tabulka 41: Index administrativních překážek v podnikání .....	64
Tabulka 42: Celkové zdanění práce .....	65
Tabulka 43: Čisté nahrazovací poměry .....	66
Tabulka 44: Podíl úvěrů v selhání na úvěrech celkem v bankovním sektoru (%) .....	67
Tabulka 45: Kapitálová přiměřenost bankovního sektoru (%).....	68
Tabulka 46: Čistá úroková marže (NIM, %).....	68
Tabulka 47: Čisté neúrokové výnosy / průměrná aktiva (%).....	69
Tabulka 48: Zisk před zdaněním / průměrná aktiva (%).....	69

## Seznam grafů

Graf 1: Struktura inflace v ČR (meziroční změny v %, bez vlivu daní).....	16
Graf 2: Meziroční změny reálného HDP (%).....	19
Graf 3: Klouzavá korelace ekonomické aktivity .....	20
Graf 4: Dynamická korelace ekonomické aktivity (meziroční změny reálného HDP) s eurozónou.....	21
Graf 5: Meziroční změny indexu průmyslové produkce (%).....	21
Graf 6: Strukturální podobnost ve vztahu k eurozóně.....	28
Graf 7: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1998-2006 (procentní body).....	29
Graf 8: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1990-2006, dlouhodobé úrokové sazby (procentní body).....	30
Graf 9: Korelační koeficient měnových kurzů k americkému dolaru .....	31
Graf 10: Historická volatilita měnových kurzů k euru (%).....	33
Graf 11: Implikovaná volatilita měnových kurzů k euru (%) .....	33
Graf 12: Podíl vývozu do eurozóny na celkovém vývozu (%).....	35
Graf 13: Podíl dovozu z eurozóny na celkovém dovozu (%).....	35
Graf 14: Intenzita vnitroodvětvového obchodu s eurozónou .....	37
Graf 15: Bankovní úvěry domácnostem (poměr k HDP a podíl na bankovních úvěrech celkem v roce 2006, %).....	39
Graf 16: Vývoj hodnot koeficientu sigma.....	42
Graf 17: Dekompozice historie a výhledu fiskálního deficitu na cyklickou a cyklicky očištěnou část dle analýz ČNB (% HDP) .....	44
Graf 18: Beveridgeova křivka .....	54
Graf 19: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle odvětví (tisíce osob).....	57
Graf 20: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle profesí (tisíce osob) .....	57
Graf 21: Náklady na individuální ukončení smlouvy na dobu neurčitou v roce 2006 podle délky trvání pracovní smlouvy (počet dnů vyplácené mzdy).....	63
Graf 22: Změna čistého příjmu domácností s nepracujícím partnerem v roce 2007 ve srovnání s rokem 2006 (Kč).....	67
Graf 23: Rentabilita a kapitálová přiměřenost bank v roce 2006 (%).....	70
Graf 24: Výsledky zátěžových testů pro český bankovní sektor (kapitálová přiměřenost, %) .....	71

## A. Úvod

---

Realizace výhod spojených se zavedením eura bude záviset na schopnosti české ekonomiky fungovat bez nezávislé měnové politiky a možnosti kurzového přizpůsobení vůči největším obchodním partnerům. Tato schopnost bude ovlivněna podobností hospodářského vývoje české ekonomiky s vývojem v eurozóně, neboť stupeň sladění bude spoluurčovat vhodnost nastavení měnových podmínek pro aktuální situaci. 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 2007 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 výhled vývoje fiskálních proměnných, které jsou do jisté míry současným vývojem předurčeny. Obsah tohoto souboru analýz navazuje na stejnojmenné dokumenty publikované ČNB v předchozích dvou letech. Oproti loňskému roku byl záběr některých analýz mírně rozšířen. Jednotlivé studie byly aktualizovány na základě statistických údajů a informací dostupných v září 2007. V analýze stabilizační funkce veřejných rozpočtů jsou tak zapracovány i odhadované dopady fiskální reformy schválené v září 2007. Dopady této reformy na ostatní oblasti (např. dopady změn daní a dávek na finanční motivaci udržet či hledat si práci) však analyzovány nejsou. 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> nebo na toto členství aspirují (Polsko, Slovensko, 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, stejně jako v loňském dokumentu, definovány na úrovni EA-12, neboť časové pokrytí většiny analýz končí rokem 2006. 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.

---

<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.

Obecně se dá očekávat, že výhody přijetí společné měny porostou s vyšší ekonomickou sladěností a s pružnějšími přizpůsobovacími mechanismy.

## 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.

Z hlediska fungování českého hospodářství dochází v poslední době k určitým zlepšením, některá z těchto zlepšení však souvisí s cyklickým vývojem české ekonomiky. Prozatím nedošlo k zásadním změnám ve fungování fiskální politiky a v nastavení institucionálního rámce na trhu práce, které by vedly k dlouhodobému zlepšení v pružnosti české ekonomiky. Zároveň ale lze konstatovat, že v průběhu minulého roku nenastal ani výraznější nepříznivý vývoj v žádné sledované oblasti. Z hlediska aktuální připravenosti na přijetí eura lze charakteristiky českého hospodářství v současnosti rozdělit na tři skupiny.

Zaprvé, **řada ekonomických ukazatelů hovoří pro přijetí eura v České republice**, některé z nich již relativně dlouhou dobu. Do této skupiny patří 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 zlepšení**. Za pozitivní lze označit zrychlující reálnou ekonomickou konvergenci v České republice včetně dalšího mírného přiblížení cenové hladiny k odpovídající úrovni v eurozóně, i když významný rozdíl v cenové hladině přetrvává. Sladěnost vývoje ekonomické aktivity v ČR a v eurozóně se podle provedených analýz v posledním období zřejmě mírně zvýšila, tyto výsledky však prozatím nejsou dostatečně robustní. Z hlediska sladění je příhodný i posun charakteristik finančního trhu blíže k podmínkám eurozóny při vysoké míře stability bankovního systému a další dílčí zlepšení v podmínkách podnikání.

Třetí skupina obsahuje **oblasti, které nadále představují úzká místa z hlediska pružnosti ekonomiky a její schopnosti přizpůsobení šokům**. Patří sem především nedostatečná stabilizační role veřejných financí a omezená schopnost pružného přizpůsobení na trhu práce a částečně i na trhu produktů. Stávající deficity veřejných financí mají z velké části strukturální charakter a neposkytují dostatečný prostor pro možné stabilizační působení fiskální politiky. K přijetí eura bude nutné provést změny na výdajové straně veřejných financí, které povedou k podstatnému snížení deficitu. V dlouhém období bude zároveň nezbytné zajistit, aby vliv demografických změn negativně neovlivnil akceschopnost fiskální politiky a dlouhodobou udržitelnost veřejných rozpočtů. Schopnost českého trhu práce vstřebávat šoky se od loňského roku zásadně nezměnila a zůstává v evropském srovnání průměrná. Zlepšení v jeho výkonnosti v posledním období do značné míry souvisí s vysokým tempem hospodářského růstu, dlouhodobá a strukturální nezaměstnanost však zůstává relativně vysoká, zatímco regionální mobilita a pružnost mezd jsou spíše nízké. Pozitivním vývojem v poslední době bylo zejména zastavení růstu celkového zdanění práce a růstu poměru minimální mzdy k průměrné mzdě. Systém daní a dávek však nadále vytváří nemotivující prostředí pro dlouhodobě nezaměstnané v nízkopříjmových rodinách s dětmi. Problémem je rovněž nevyhovující kvalifikace dlouhodobě nezaměstnaných osob z hlediska



aktuálních potřeb podnikového sektoru. Náklady na propouštění z pracovních poměrů na dobu neurčitou s krátkým trváním zůstávají v mezinárodním srovnání velmi vysoké. Od loňského roku došlo z hlediska fungování českého hospodářství k určitým zlepšením, některá z těchto zlepšení však souvisí s cyklickým vývojem české ekonomiky. Prozatím nedošlo k zásadním změnám ve fungování fiskální politiky a v nastavení institucionálního rámce na trhu práce, které by vedly k dlouhodobému zlepšení v pružnosti české ekonomiky. Zároveň ale lze konstatovat, že v průběhu minulého roku nenastal ani výraznější nepříznivý vývoj v žádné sledované oblasti. Z hlediska aktuální připravenosti na přijetí eura lze charakteristiky českého hospodářství v současnosti rozdělit na tři skupiny.

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 je **stupeň reálné ekonomické konvergence**. Její vyšší úroveň přispívá k vyšší podobnosti dlouhodobého rovnovážného vývoje. Nepřímo může přispět také k nižší pravděpodobnosti nesladěného vývoje v kratším období. S vyšším stupněm konvergence dosaženým před vstupem do ERM II a přijetím eura by mělo dojít k nárůstu relativní cenové úrovně, což sníží možné budoucí tlaky na růst cenové hladiny a rovnovážné posilování reálného kurzu. Díky zrychlení ekonomického růstu se HDP na hlavu v České republice v posledním období začal rychleji dotahovat k průměru eurozóny. Jeho úroveň je v současnosti srovnatelná s nejméně vyspělými zeměmi měnové unie (Portugalsko a Slovinsko) a vyšší než v jiných nových členských zemích EU. V roce 2006 došlo rovněž k dalšímu přiblížení cenové hladiny, zejména díky nominálnímu posílení kurzu, rozdíl v cenové hladině oproti eurozóně včetně jejích nejméně rozvinutých zemí však nadále zůstává výrazný. Cenová hladina v ČR navíc nadále leží pod úrovní, která by podle empirických odhadů odpovídala dosažené ekonomické úrovni. Vedle tendence ke snižování tohoto rozdílu lze do budoucna očekávat pokračování rovnovážného trendu reálného posilování koruny vůči euru i v důsledku nadále probíhajícího procesu reálné konvergence. Stejně jako doposud se tento proces bude před přijetím eura projevovat poklesem cen obchodovatelných statků a růstem cen neobchodovatelných statků včetně regulovaných cen při celkově nízké inflaci. Jeho přetrvání po vstupu do eurozóny však s sebou zpočátku ponese předstih tempa inflace v České republice před inflací v eurozóně a s ním spojené nižší (v případě krátkodobých sazeb peněžního trhu pravděpodobně 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 možné sblížení vývoje celkové ekonomické aktivity v České republice a eurozóně. Výsledky však nejsou jednoznačné a tento vztah může být částečně zkreslen trendovým vývojem českého hospodářství. Pozorované korelace jsou zároveň nižší než u ostatních sledovaných zemí s výjimkou Maďarska. Analýza výskytu poptávkových a nabídkových makroekonomických šoků sladěnost s eurozónou nenachází. Relativně vysoká sladěnost s eurozónou je však pozorována u aktivity v průmyslu. Výsledky analýz vývozní aktivity ukazují na možnost výrazného sladění mezi ČR a eurozónou v této oblasti, nejsou však robustní. Vývozní aktivita ČR však podle provedených analýz není v posledním období

statisticky významně korelována s vývojem HDP v eurozóně, což může souviset se zapojením českých exportních podniků do výrobních řetězců nadnárodních společností.

Konkrétním asymetrickým šokem, který by mohl zasáhnout českou ekonomiku, by mohlo být zvýšené **čerpání finančních prostředků ze strukturálních fondů Evropské unie**. To by při dostatečné absorpční kapacitě hospodářství mohlo představovat výrazný ekonomický stimul, který by se projevil zejména ve zvýšené investiční aktivitě. Náběh finančních toků mezi ČR a Evropskou unií byl však dosud velmi pozvolný a potenciální ekonomický stimul pro domácí poptávku z tohoto titulu se oproti očekávání v loňských analýzách posunul na období 2008–2010. Podle výsledků analýzy si tento vývoj nevyžádá výraznější reakci měnové politiky či přizpůsobení kurzu koruny, které by ohrozily pobyt v ERM II a případné vyhodnocení maastrichtského kurzového kritéria. Lze očekávat, že finanční toky mezi ČR a EU budou mít vliv i na české veřejné rozpočty, a to v souhrnu do roku 2008 mírně záporný a následně mírně kladný dopad.

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.

Jako asymetrický šok v minulosti působila na některé ekonomiky též rychlá konvergence **nominálních úrokových sazeb** před vstupem do měnové unie. 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 nulový či záporný. Ačkoliv nelze zaručit setrvání tohoto stavu až do přijetí eura, ze současného pohledu lze očekávat spíše malé dopady konvergence úrokových sazeb při budoucím vstupu ČR do eurozóny. **Kurz** české koruny k americkému dolaru se v posledních letech vyvíjí ve velké shodě s kurzem eura k americkému dolaru, v roce 2007 se tento vztah jen velice mírně rozvolnil především v souvislosti se zvýšenou volatilitou kurzu amerického dolaru. Makroekonomické charakteristiky české ekonomiky naznačují potenciál ke zhruba podobné nebo mírně nižší střednědobé kolísavosti měnového kurzu než v ostatních srovnávaných nových členských zemích EU. Pozorovaná střednědobá variabilita české koruny vůči euru je v roce 2007 nižší než u ostatních sledovaných měn nových členských zemí EU.

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. 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 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 vnitroodvětvového obchodu s eurozónou, která je srovnatelná s Rakouskem a Německem.

Analýza českého **finančního sektoru** a v jeho rámci bankovního sektoru ukazuje, že i přes relativně menší velikost ve srovnání s eurozónou není třeba očekávat jejich zásadně odlišné působení na ekonomiku. 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 40 % Portugalska. Za těmito zeměmi Česká republika zaostává zejména v úvěrové emisi. V důsledku dynamického vývoje úvěrů domácnostem i růstu úvěrů podnikům v České republice však dochází k růstu podílu klientských úvěrů na celkových úvěrech i na HDP. Tento vývoj znamená na jedné straně pozvolné přibližování odpovídajícím podílům v eurozóně, na druhé straně by však mohl v případě dalšího zadlužování domácností představovat riziko nesplácení úvěrů. Ačkoliv historická zkušenost některých stávajících zemí eurozóny s vysokým růstem

úvěrů domácnostem ukazuje, že takový vývoj nemusí nutně vést k problémům finančního systému, méně obezřetné posuzování bonity klienta však může být zdrojem růstu úvěrového rizika. Přenos rizika z nedávné krize na americkém hypotečním trhu se v českém finančním sektoru projevil minimálně díky poskytování hypoték z primárních vkladů, vystavení hypotečních zástavních listů na kvalitní pohledávky, dobrému zajištění hypotečních úvěrů a omezenému investování do dluhopisů zajištěných nekvalitními zahraničními hypotékami.

Stupeň **integrace českých finančních trhů** (akciového a dluhopisového) a trhů eurozóny je na podobné úrovni jako v případě Portugalska a Rakouska, přičemž rychlost eliminace šoků na českém akciovém trhu se v poslední době zvýšila. Stupeň integrace českého peněžního trhu s peněžním trhem eurozóny je na úrovni Slovinska před zavedením eura, zatímco stupeň integrace devizového trhu s eurozónou je pro ČR na mírně nižší úrovni než pro Slovinsko před vstupem do eurozóny.

### **Přízpusobovací mechanismy**

Z hlediska **veřejných financí** České republiky bude důležitá schopnost stabilizačního působení v rámci evropských fiskálních pravidel. Pakt stability a růstu zavazuje Českou republiku směřovat ve střednědobém horizontu k dosažení podílu strukturálního (cyklicky očištěného) deficitu veřejných rozpočtů na HDP ve výši maximálně 1 %. Čím blíže vyrovnanosti bude deficit ve své strukturální části, tím větší bude v době hospodářského oslabení prostor pro působení automatických stabilizátorů a v krajním případě pro provádění diskrečních opatření. Stávající deficity veřejných financí však mají z velké části strukturální charakter. V roce 2007 opět dojde ke zvýšení deficitu veřejných financí v době solidního hospodářského růstu, což je v rozporu jak se snahou o proticyklické působení fiskální politiky, tak s přijatými závazky konsolidovat veřejné finance před zavedením eura. Přijetí stabilizačních fiskálních opatření v září 2007 a jejich implementace v roce 2008, včetně dalších reformních kroků, mohou vést k postupnému budoucímu zlepšování této situace. Urychlení konsolidace veřejných financí je nezbytné také pro omezení růstu nominálního vládního dluhu, který by vedl ke zvyšování výdajů na dluhovou službu. Podmínkou pro zachování akceschopnosti fiskální politiky je také zajištění dlouhodobé udržitelnosti veřejných financí, zejména vyřešení vlivu demografických změn na výdaje penzijního systému a systému zdravotní péče. Příspěvek veřejných financí ke schopnosti ekonomiky pružně reagovat na šoky bude do vyřešení těchto problémů zjevně omezený.

**Pružnost mezd** může přispět ke schopnosti ekonomiky vstřebat 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 snížila. Rozdíly ve strnulosti inflace v zemích měnové unie mohou také znamenat rozdílné dopady jednotné měnové politiky. **Strnulost inflace** v ČR patří mezi srovnávanými zeměmi spíše k vyšším, ale je zřejmě podobná jako v Německu a Rakousku.

Schopnost českého **trhu práce** vstřebávat šoky se od loňského roku zásadně nezměnila a zůstává v evropském srovnání průměrná. V posledním období dochází k určitým zlepšením ve výkonnosti českého trhu práce. Tento vývoj však z velké části souvisí s vysokým tempem hospodářského růstu od roku 2005. 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.

Pro český trh práce nadále zůstává charakteristická relativně vysoká dlouhodobá a strukturální nezaměstnanost, přestože situace je poněkud lepší než v některých dalších zemích (zejména v Polsku a na Slovensku). V České republice také přetrvávají nejvyšší regionální rozdíly v míře nezaměstnanosti. Příčinou může být výrazný 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 ani zahraniční stěhování zřejmě nebude účinným přizpůsobovacím mechanismem v případě ekonomických nerovnováh, a to ani po úplném uvolnění pohybu pracovních sil mezi ČR a všemi původními zeměmi EU do roku 2011. Příliv zahraniční pracovní síly do České republiky je naopak v posledním období velice dynamický a podává svědectví o určitém stupni pružnosti českého trhu práce. Na druhé straně však naznačuje přetrvávání jeho některých vážných problémů (zejména nízké motivace dlouhodobě nezaměstnaných s nízkou kvalifikací), neboť k pracovnímu uplatnění cizinců dochází převážně v profesích vyžadujících nižší kvalifikaci. Určité riziko pro nabídku práce zároveň představuje fakt, že přesuny zahraničních pracovníků se odehrávají i v širším kontextu, než je vývoj české ekonomiky, a mohlo by tak dojít k neočekávaným změnám bez vazby na hospodářský cyklus v ČR.

Pružnost trhu práce je významně utvářena **institucionálními pravidly**. Analýzy OECD i některé další nové studie odhadují spíše malý vliv kolektivního vyjednávání na tvorbu mezd v České republice. 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 lze navíc pokládat za pozitivní, neboť vysoké minimální mzdy mohou mít v interakci s vysokým zdaněním práce negativní vliv na tvorbu pracovních míst. Celkové zdanění práce v České republice v roce 2006 mírně pokleslo, výrazněji u nízkopříjmových skupin. Vliv zdanění na dlouhodobou nezaměstnanost a tvorbu pracovních míst je 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 nedošlo ke zlepšení ani v roce 2007 v souvislosti s reformou systému sociálních dávek. Výše sociálních dávek v kombinaci s daňovým zatížením může oslabovat snahu o hledání nebo udržení zaměstnání, zejména u domácností s dětmi. Stupeň ochrany zaměstnanosti patří v oblasti stálých zaměstnání v porovnání s ostatními zeměmi k vyšším, což může být rizikem především pro vstup mladých osob na trh práce. Pozitivní dopad na tvorbu pracovních míst zřejmě naopak mají postupné kroky k zjednodušení zakládání podniků. Přes tato dílčí zlepšení zůstává regulační prostředí pro podnikání v mezinárodním srovnání nadále zatíženo výraznými administrativními překážkami.

**Stabilita a výkonnost bankovního sektoru** je předpokladem jeho schopnosti spolupůsobit při vstřebávání dopadů ekonomických šoků. V České republice v poslední době došlo k celkovému snížení podílu ohrožených úvěrů na úroveň jen mírně vyšší, než mají v průměru země eurozóny. Kapitálová přiměřenost je prozatím na dostatečné úrovni srovnatelné s ostatními sledovanými zeměmi, ale v souvislosti s rozvojem úvěrových aktivit a rozdělením zisků vlastníkům bank dochází během posledních pěti let k jejímu mírnému poklesu. Odolnost sektoru zvyšuje jeho vysoká ziskovost. Český bankovní sektor vykazuje dle výsledků zátěžových testů stabilitu a odolnost vůči vnějším šokům, i když tato odolnost dosud nebyla prověřena obdobím nepříznivého ekonomického vývoje.

## C. Teoretická východiska analýz

---

Základním teoretickým východiskem pro analýzy obsažené v tomto dokumentu je tzv. teorie optimálních měnových zón.<sup>2</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 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 (které zahrnuje například vyšší použitelnost jednotných peněz, snadnější srovnatelnost cen, snížení transakčních nákladů), eliminaci kurzového rizika a nákladů na jeho zajištění a zvýšené makroekonomické a finanční stabilitě (díky odstranění nadměrných výkyvů kurzu, propojení finančních trhů, zvýšení cenové stability a případně celkovému zvýšení kredibility měnové autority).<sup>3</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>4</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 vytváří šoky finanční, na míře sladění ekonomického cyklu s cyklem, na který reaguje měnová politika měnové zóny, a také na schopnosti ekonomiky využít ostatní přizpůsobovací kanály.<sup>5</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 k identifikaci potenciálních zdrojů makroekonomických nerovnováh spojených se vstupem do měnové unie i schopnost dané ekonomiky využít možné výhody takového kroku. Vlastnosti, které snižují užitečnost přizpůsobení nominálního měnového kurzu zvyšováním vnitřní

---

<sup>2</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>3</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.

<sup>4</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>5</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.

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 poměřují 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>6</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>7</sup>

Pro diskuzi o přínosech a nákladech jednotné měny byla důležitá formulace názoru, že schopnosti využít výhody měnové unie a rizika nerovnovážného vývoje v měnové unii 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>8</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 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.

<sup>6</sup> Rozvinutý finanční sektor může být schopný účinně redukovat měnové riziko i vně měnové zóny; celkové čisté přínosy měnové integrace mohou tak být nižší než pro zemi s méně rozvinutým finančním sektorem.

<sup>7</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>8</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.

## D. Výsledky analýz

---

### 1. CYKLICKÁ A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST

Vyšší podobnost ekonomické struktury a hospodářského cyklu České republiky s eurozónou povede k nižším nákladům přijetí eura.<sup>9</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 cyklu 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. Z hlediska vstupu do měnové unie není vysoká míra reálné konvergence nutným předpokladem, přesto však její nízký stupeň může indikovat některé výzvy pro přijetí společné měny. Proces reálné konvergence bývá spojen s přibližováním cenových hladin a struktur k vyspělejšími 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>10</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 (popř. i záporné) reálné úrokové sazby oproti průměru eurozóny. 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.

---

<sup>9</sup> Sladěnost v určitých oblastech, například konvergence nominálních úrokových sazeb, může naopak vést k nižším přínosům zavedení jednotné měny.

<sup>10</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 se zdá být výrazně tolerantnější k posilování kurzu než k jeho znehodnocování.

Jak ukazuje Tabulka 1, česká ekonomika konverguje k eurozóně v **HDP na hlavu** od roku 2001, přičemž v posledních letech se tento proces urychlil. Svou současnou úroveň přes 70 % průměru eurozóny spadá Česká republika do skupiny zemí srovnatelných životní úrovní s nejméně vyspělými zeměmi měnové unie (Portugalsko, Slovinsko). 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-12 = 100)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<b>CZ</b>	61,7	60,9	60,2	62,1	62,7	65,8	68,6	69,5	72,1
<b>AT</b>	116,1	116,1	117,1	112,2	113,3	115,2	116,1	115,8	117,1
<b>DE</b>	107,1	107,0	104,2	103,0	102,4	104,4	104,4	103,1	102,8
<b>PT</b>	67,0	68,6	68,6	68,2	68,5	68,8	67,8	68,0	67,7
<b>HU</b>	46,1	46,9	49,3	51,9	54,7	56,8	57,6	58,4	59,4
<b>PL</b>	41,8	42,5	42,5	42,0	42,9	43,9	45,8	45,9	48,1
<b>SK</b>	45,7	44,5	44,1	46,3	48,3	49,3	51,0	53,9	57,0
<b>SI</b>	67,1	68,7	68,1	68,2	70,8	72,3	75,1	76,4	78,8

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 2005-06. V obou případech se jednalo o důsledek zrychleného nominálního posilování koruny. Odstup cenové hladiny ČR od starých zemí EU však zůstává výrazně vyšší než v případě HDP. Česká republika v tomto ukazateli významně zaostává nejen za Rakouskem a Německem, ale též za Portugalskem a Slovinskem. Ze sledované skupiny zemí je tak cenová hladina nepatrně nižší pouze v Polsku, Maďarsku a na Slovensku.<sup>11</sup>

**Tabulka 2: Průměrná cenová hladina HDP (EA-12 = 100)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<b>CZ</b>	43,4	42,9	45,1	47,6	53,2	50,0	50,7	55,3	57,8
<b>AT</b>	102,5	102,6	101,8	104,6	102,4	100,6	100,1	100,6	100,0
<b>DE</b>	110,3	109,1	109,3	109,0	107,7	104,2	103,1	103,1	102,5
<b>PT</b>	77,5	77,9	79,2	80,5	81,0	80,2	81,5	81,2	81,4
<b>HU</b>	44,0	44,7	46,9	49,2	54,1	54,0	56,9	59,1	56,5
<b>PL</b>	47,6	46,1	51,9	57,8	54,3	47,6	47,0	54,5	55,6
<b>SK</b>	40,3	38,2	42,1	41,4	42,6	45,8	49,6	51,3	53,7
<b>SI</b>	70,2	70,4	69,7	70,9	71,4	71,7	70,4	70,7	70,6

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Tabulka 3 prezentuje **vývoj reálného kurzu** vůči euru. Reálný kurz české koruny od roku 1998 posílil zhruba o 29 %, tj. průměrným tempem 3,2 % ročně (od roku 1993 o 4,2 % ročně). Oproti srovnávaným stávajícím zemím eurozóny je tempo reálného zhodnocování v české ekonomice od roku 1998 i 1993 výrazně vyšší, resp. v případě Rakouska a Německa došlo dokonce k mírnému oslabení reálného kurzu. Poněkud 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.

<sup>11</sup> Analýza empirického vztahu mezi cenovou hladinou finální spotřeby domácností a HDP v paritě kupní síly pro 32 evropských zemí ukazuje, že cenová hladina v ČR leží pod úrovní, která by podle empirických odhadů odpovídala dosažené ekonomické úrovni.



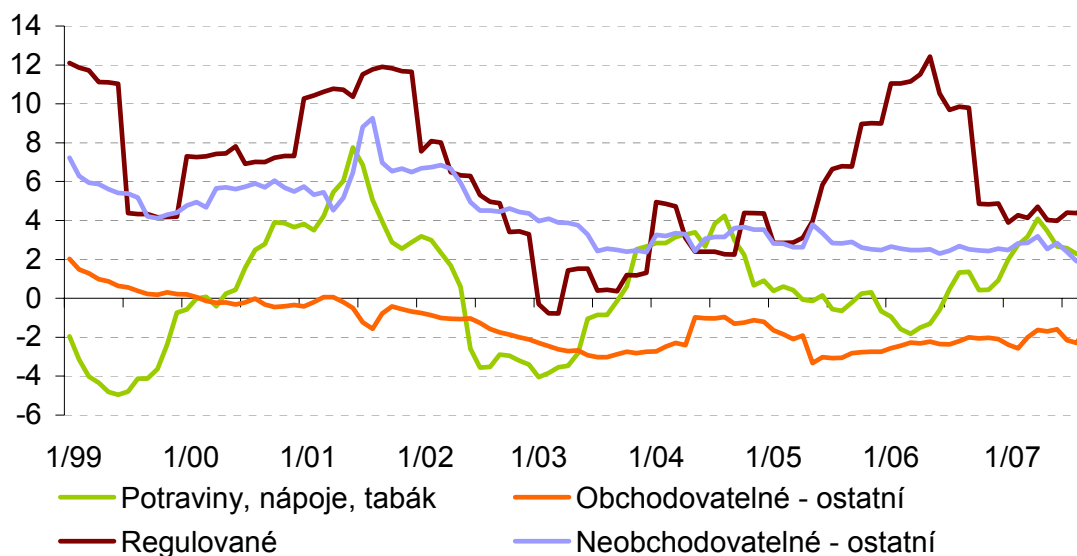
**Tabulka 3: Reálný kurz vůči euru (1998 = 100; na bázi HICP)**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Roční tempo zhodnocení	
									od r. 93	od r. 98
<b>CZ</b>	98	104	111	122	115	115	123	129	4,2%	3,2%
<b>AT</b>	100	100	100	99	99	98	98	98	-0,5%	-0,3%
<b>DE</b>	100	100	99	98	97	97	97	96	-0,6%	-0,5%
<b>PT</b>	102	102	104	106	107	107	107	108	0,5%	1,0%
<b>HU</b>	104	108	117	127	125	132	135	129	2,2%	3,3%
<b>PL</b>	98	112	125	119	103	101	114	117	3,2%	1,9%
<b>SK</b>	98	111	115	118	129	140	146	155	5,0%	5,6%
<b>SI</b>	100	101	101	103	103	102	102	102	1,1%	0,3%

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Posilování reálného kurzu mělo dosud nerovnoměrný dopad do jednotlivých skupin cen. Nejmenší prostor pro dohánění úrovně vyspělých zemí mají obecně ceny obchodovatelných statků, největší naopak ceny tržních neobchodovatelných statků, regulované ceny a částečně i ceny potravin. Graf 1 názorně ilustruje na příkladu České republiky, že v podmínkách cílování inflace a trendového posilování nominálního měnového kurzu může docházet k dlouhodobému poklesu cen nepotravinářských obchodovatelných statků, které vykazují pružnost směrem dolů. Naopak ceny tržních neobchodovatelných statků dlouhodobě rostou, stejně jako regulované ceny, u kterých však zároveň dochází k výrazným výkyvům v čase. V souhrnu pak existence nezávislé měnové politiky umožňuje vstřebat tlaky spojené s reálnou konvergencí prostřednictvím nominálního posilování měnového kurzu při nízké celkové inflaci. Této možnosti se země přirozeně vzdává zavedením eura.

**Graf 1: Struktura inflace v ČR (meziroční změny v %, bez vlivu daní)**



Zdroj: ČSÚ, výpočet ČNB.

Rovnovážné reálné posilování měn zemí usilujících o 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 zhodnocení, odvozený na základě dvou alternativních metod (podrobněji viz metodická část), je prezentován v Tabulce 4. V případě české koruny činí

tento interval 1,4–3,4 % a je širší než u většiny ostatních srovnávaných ekonomik.<sup>12</sup> Jeho střed je podobný jako u ostatních zemí středoevropského regionu a výrazně vyšší než u stávajících členů eurozóny. Vyšší horní hranice tohoto intervalu zohledňuje skutečnost, že zdrojem rovnovážného reálného posilování v ČR bude vedle růstu ekonomické úrovně i dotahování cenové hladiny na hodnoty více v souladu s mezinárodně pozorovaným empirickým vztahem mezi cenovou hladinou a ekonomickou úrovní. 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 na 3,4–5,4 %, podobně jako v dalších zemích aspirujících na vstup do eurozóny.

**Tabulka 4: Odhad rovnovážné reálné apreceiace (v p. b.; roční průměr let 2008–2012)**

	Metoda 1		Metoda 2	Interval odhadů
	Min	Max		
<b>CZ</b>	2,3	3,4	1,4	(1,4 ; 3,4)
<b>AT</b>	0,4	1,0	.	(0,4 ; 1,0)
<b>DE</b>	0,2	0,3	.	(0,2 ; 0,3)
<b>PT</b>	0,3	0,5	.	(0,3 ; 0,5)
<b>HU</b>	2,1	2,8	2,8	(2,1 ; 2,8)
<b>PL</b>	1,7	1,8	3,3	(1,7 ; 3,3)
<b>SK</b>	2,2	3,0	3,3	(2,2 ; 3,3)
<b>SI</b>	1,3	1,8	0,0	(0,0 ; 1,8)

Zdroj: výpočet ČNB.

V důsledku toho by Česká republika i další země regionu čelily nižším **reálným úrokovým sazbám** (viz Tabulka 5) než průměr eurozóny i její srovnávané stávající členské země (Rakousko, Německo, Portugalsko i Slovinsko). S velkou pravděpodobností 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 -1,6 až 0,4 %. V porovnání s výsledky analýz v roce 2006 se jedná o zvýšení odhadu, které odráží zejména vyšší předpoklad o rovnovážných reálných sazbách v eurozóně (viz metodická část). I nadále však uvedený odhad kontrastuje s odhady současné rovnovážné úrovně sazeb.<sup>13</sup> Na druhou stranu je však výhodou České republiky (spolu se Slovenskem) nižší stávající úroveň reálných sazeb v porovnání s Maďarskem a Polskem, což do budoucna vyžaduje menší míru přizpůsobení směrem ke stavu po přijetí eura.

<sup>12</sup> Odhad rovnovážného reálného zhodnocování efektivního kurzu koruny vůči euru používaný v prognózách ČNB činí cca 3 % s pozvolna klesající tendencí, a leží tedy poblíž horní hraně uvedeného intervalu.

<sup>13</sup> Prognózy ČNB aktuálně pracují s předpokladem tříměsíční rovnovážné reálné sazby peněžního trhu mírně pod 1 %.

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

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Průměr	Výhled <sup>a)</sup>
<b>CZ</b>	4,2	5,0	1,4	0,6	2,1	2,4	-0,2	0,4	0,2	1,8	(-1,6;0,4)
<b>AT</b>	2,8	2,4	2,3	1,9	1,6	1,0	0,1	0,1	1,4	1,5	(0,8;1,4)
<b>DE</b>	2,9	2,3	2,9	2,3	1,9	1,3	0,3	0,3	1,3	1,7	(1,5;1,6)
<b>PT</b>	2,1	0,7	1,5	-0,1	-0,4	-0,9	-0,4	0,1	0,1	0,3	(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	3,2	(-1,0;-0,3)
<b>PL</b>	7,7	7,0	7,9	10,2	6,9	4,9	2,5	3,0	2,9	5,9	(-1,5;0,1)
<b>SK</b>	13,5	4,8	-3,2	0,5	4,1	-2,0	-2,6	0,1	0,3	1,7	(-1,5;-0,4)
<b>SI</b>	2,2	2,4	1,9	2,1	0,5	1,0	0,9	1,5	1,1	1,5	(0,0;1,8)

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

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

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 čtyřech letech se zejména konvergence reálného HDP zrychluje. Do budoucna však stále existuje výrazný prostor pro reálnou konvergenci. S tímto procesem spojené rovnovážné reálné posilování koruny tak stále může představovat výzvu pro plnění maastrichtských kritérií i pro fungování ekonomiky v rámci eurozóny z hlediska vyšší inflace a záporných reálných úrokových sazeb.

### 1.1.2 Korelace ekonomické aktivity

Nezávislost rozhodování o vlastní měnové politice je po vstupu do měnové unie nahrazena přejímáním jednotných unijních měnověpolitických rozhodnutí, která reagují na průměrný hospodářský vývoj na úrovni celé unie. Pro zemi, která se nachází v rozdílné fázi ekonomického cyklu, než je unijní průměr, 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 měnové unii 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.

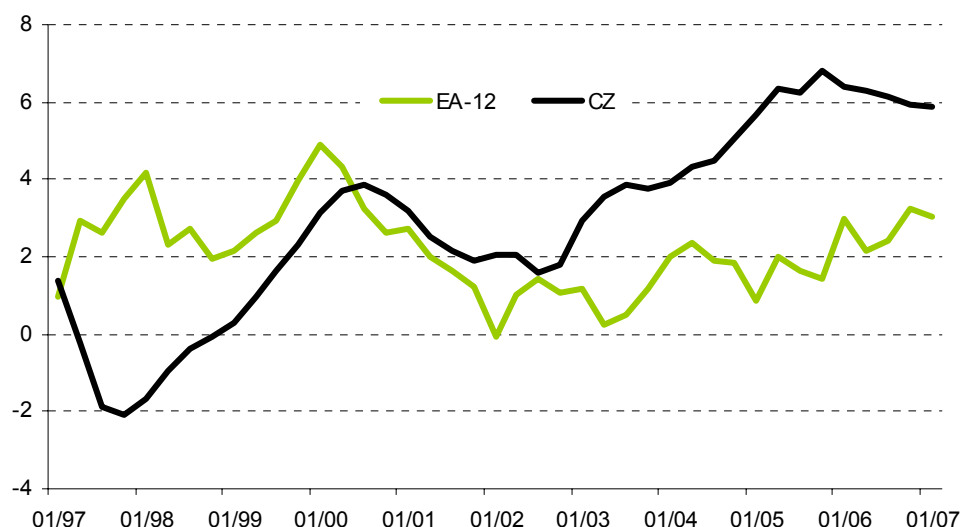
K měření míry sladěnosti cyklického vývoje ekonomické aktivity ve vybraných ekonomikách s vývojem v eurozóně je vedle jednoduchého korelačního koeficientu aplikována metoda dynamické korelace, která vychází ze spektrální analýzy časových řad. Pro srovnání jsou použity dvě metody odstranění trendu ve 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. Další pohled na časový vývoj korelace ekonomické aktivity umožní 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 (použita korelace vývozu země do celého světa a korelace vývozu konkrétní země do eurozóny<sup>14</sup> a HDP eurozóny).

<sup>14</sup> Včetně obchodu mezi jednotlivými zeměmi

**Graf 2: Meziroční změny reálného HDP (%)**



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Vývoj reálného HDP v České republice a eurozóně zobrazuje Graf 2. 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). Vnitřní problémy české ekonomiky zapříčinily, že dynamika českého hospodářského růstu během let 2000 až 2002 do jisté míry kopírovala nepříznivý vývoj v eurozóně. 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.

**Tabulka 6: Korelační koeficienty ekonomické aktivity – vývoj v čase**

		1997:Q1–2001:Q4		2002:Q1–2007:Q1		1999:M1–2001:M12		2002:M1–2007:M5	
		HDP		HDP		IPP		IPP	
Metoda 1	CZ	0,09	(-0,30 ; 0,45)	0,62 **	(0,32 ; 0,80)	0,29 *	(0,01 ; 0,53)	0,77 **	(0,68 ; 0,84)
	AT	0,69 **	(0,42 ; 0,85)	0,85 **	(0,69 ; 0,93)	0,82 **	(0,70 ; 0,89)	0,77 **	(0,67 ; 0,84)
	DE	0,93 **	(0,85 ; 0,97)	0,96 **	(0,92 ; 0,98)	0,98 **	(0,96 ; 0,99)	0,90 **	(0,85 ; 0,93)
	PT					-0,12	(-0,39 ; 0,16)	0,41 **	(0,22 ; 0,57)
	HU	0,74 **	(0,50 ; 0,87)	-0,13	(-0,47 ; 0,25)	0,86 **	(0,76 ; 0,92)	0,58 **	(0,42 ; 0,70)
	PL	0,55 **	(0,22 ; 0,77)	0,69 **	(0,43 ; 0,85)	0,77 **	(0,63 ; 0,86)	0,63 **	(0,49 ; 0,74)
	SI	0,46 **	(0,10 ; 0,72)	0,87 **	(0,74 ; 0,94)	0,65 **	(0,46 ; 0,79)	0,62 **	(0,48 ; 0,73)
	SK	-0,28	(-0,59 ; 0,11)	0,81 **	(0,62 ; 0,91)	0,41 **	(0,15 ; 0,62)	0,57 **	(0,42 ; 0,70)
Metoda 2	CZ	0,00	(-0,38 ; 0,38)	0,33	(-0,05 ; 0,62)	0,54 **	(0,31 ; 0,71)	0,25 **	(0,04 ; 0,43)
	AT	0,35	(-0,04 ; 0,64)	0,30	(-0,08 ; 0,60)	0,34 **	(0,06 ; 0,56)	0,23 *	(0,03 ; 0,42)
	DE	0,78 **	(0,56 ; 0,89)	0,83 **	(0,66 ; 0,92)	0,86 **	(0,77 ; 0,92)	0,49 **	(0,32 ; 0,63)
	PT					0,10	(-0,18 ; 0,37)	0,26 **	(0,06 ; 0,44)
	HU	0,71 **	(0,46 ; 0,86)	-0,33	(-0,62 ; 0,04)	0,11	(-0,18 ; 0,38)	-0,01	(-0,21 ; 0,20)
	PL	0,35	(-0,03 ; 0,64)	0,54 **	(0,21 ; 0,76)	0,50 **	(0,26 ; 0,68)	0,32 **	(0,12 ; 0,49)
	SI	-0,01	(-0,39 ; 0,37)	0,63 **	(0,33 ; 0,81)	0,36 **	(0,09 ; 0,58)	0,11	(-0,10 ; 0,31)
	SK	0,17	(-0,23 ; 0,51)	0,63 **	(0,34 ; 0,81)	0,23	(-0,05 ; 0,48)	0,17	(-0,03 ; 0,37)

Poznámka: 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: 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

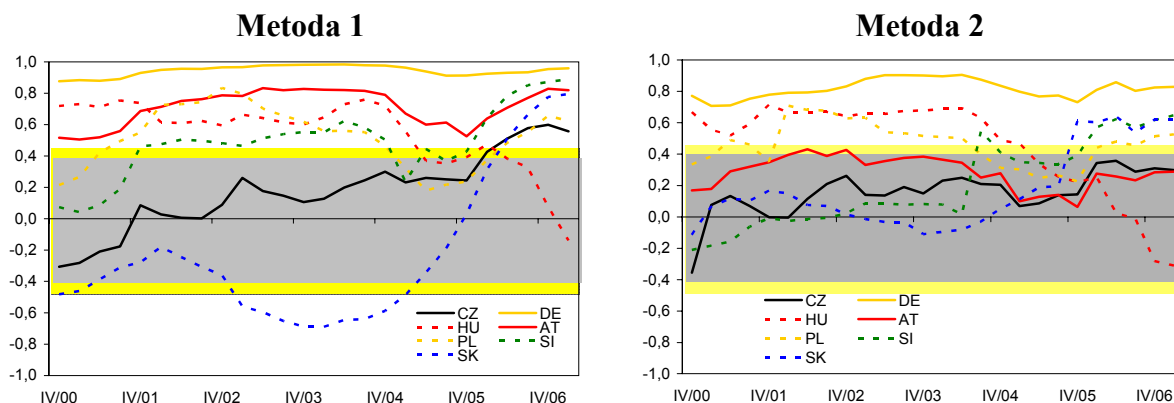
nikoliv. Oproti loňské analýze tak dochází k určitému zlepšení ukazatelů a lze konstatovat možný nárůst sladění v čase. Toto zlepšení je možno vysvětlit mimo jiné i delším časovým odstupem od specifických šoků na počátku sledovaného období. Otázkou zůstává, do jaké míry dochází k souběhu cyklického vývoje 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.

Také u ostatních srovnávaných nových členských zemí došlo oproti výsledkům z minulého roku ke změně pozorované korelace celkové ekonomické aktivity. Zatímco u Maďarska, patrně z důvodu aktuálního snížení tempa růstu, došlo k výraznému poklesu naměřené korelace, u Polska a Slovenska je pozorována kladná, relativně vysoká míra sladění.

Nejvyšší hodnoty sladění reálného HDP tradičně vykazuje Německo. 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. Stejně jako v analýze publikované loni, pouze první metoda potvrzuje sladění Rakouska.

Vývoj **klouzavé korelace** pro obě metody zachycuje Graf 3. Ačkoliv je pro Českou republiku zejména podle Metody 1 patrný určitý trend zvyšování sladění, kladné hodnoty korelace se stávají statisticky významnými<sup>15</sup> až ke konci sledovaného období. Proti domněnce o výrazném kladném trendu (tedy rychlém narůstání sladění) hovoří i výsledky zpracované podle druhé metody odstranění trendu v časové řadě, zobrazené na pravé části grafu, které pro Českou republiku nedosahují statisticky významných hodnot

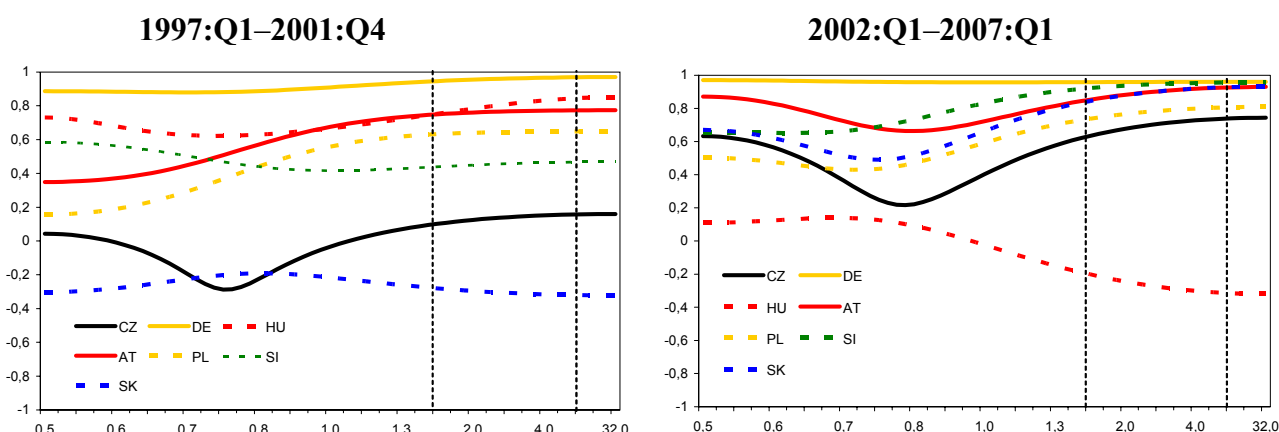
**Graf 3: Klouzavá korelace ekonomické aktivity**



Výsledky **dynamické korelace**, využívající spektrální analýzu časových řad meziročních změn HDP, zobrazuje Graf 4. V druhém časovém období vychází korelace pro českou ekonomiku podstatně vyšší, a to v celém spektru možného trvání ekonomického cyklu. Oproti analýze provedené v loňském roce došlo u České republiky zejména ve druhém období k nárůstu sladění, podobně jako u většiny ostatních sledovaných zemí s výjimkou Maďarska. Pro periodu přibližně 1,5–8 let, t.j. standardně uvažované délky hospodářského cyklu, je korelace vyšší, než pro kratší frekvence. To znamená, že při analýze sladění pro potřeby hospodářské politiky výše uvedené hodnoty statické korelace částečně podhodnocují skutečnou sladění.

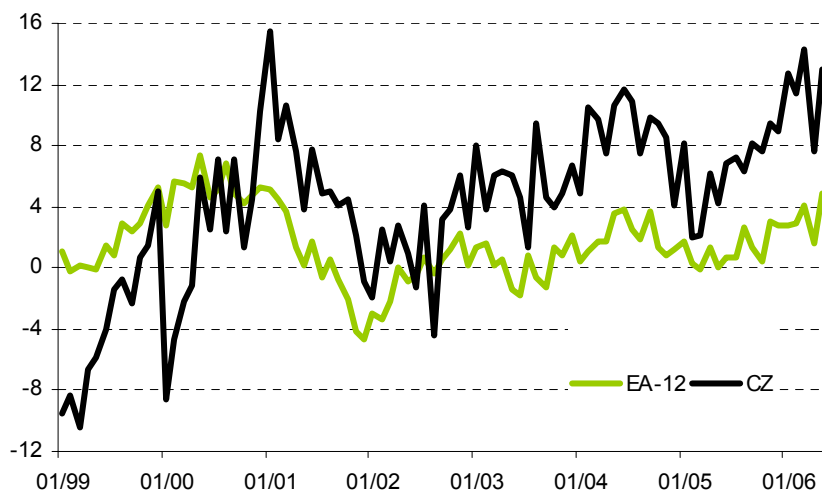
<sup>15</sup> Statistická významnost korelačních koeficientů je vyznačena podkladem v grafu: hodnoty statisticky významné na 5% hladině leží v bílé oblasti grafu, hodnoty statisticky významné na 10% hladině leží v bílé a žluté části grafu.

**Graf 4: Dynamická korelace ekonomické aktivity (meziroční změny reálného HDP) s eurozónou**



Graf 5 zobrazuje vývoj indexu průmyslové produkce v České republice a v eurozóně. **Korelační analýza při využití indexu průmyslové produkce** (Tabulka 6) pak ukazuje vysokou míru sladění během celého sledovaného období, přičemž ve druhé polovině tohoto období je sladění vyšší než v první. Vysoké odhady korelace vycházejí podobně pro všechny sledované země. Informace získané na základě porovnávání korelovanosti průmyslové výroby mají 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>16</sup>

**Graf 5: Meziroční změny indexu průmyslové produkce (%)**



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

**Výsledky analýzy korelace exportní výkonnosti** shrnuje Tabulka 7. Také analýza celkové exportní aktivity má pro Českou republiku smíšené výsledky. Podle první metody je sladění relativně vysoká a obdobný výsledek je patrný i pro ostatní zkoumané státy. Podle druhé metody je však korelační koeficient pro Českou republiku statisticky významný pouze v prvním období, podobný výsledek vychází i pro Slovinsko.

<sup>16</sup> Boone a Maurel (1999) kritizují použití ukazatele průmyslové produkce pro analýzu podobnosti ekonomik a hospodářského cyklu z důvodu vysoké volatility.

Analýza vztahu českého exportu do eurozóny a HDP eurozóny nenalézá v posledním období statisticky významnou míru sladění. Lze se domnívat, že ve fázi ekonomické konvergence, ve které se ČR v současnosti nachází, je objem exportu determinován mimo jiné i vysokým růstem exportních kapacit (například v důsledku přímých zahraničních investic). Exportně orientované přímé zahraniční investice v ČR jsou často součástí výrobních řetězců nadnárodních společností, jejichž produkce je orientována na vývoz i na mimoevropské trhy a nemusí tak z rozhodující míry být určována domácí poptávkou v eurozóně, která je klíčová z hlediska vývoje jejího HDP.

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

		1997:M1–2001:M12		2002:M1–2006:M12		1997:Q1–2001:Q4		2002:Q1–2006:Q4	
		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>	0,67 **	(0,53 ; 0,77)	0,63 **	(0,48 ; 0,74)	0,67 **	(0,38 ; 0,83)	0,38	(0,00 ; 0,66)
	<b>AT</b>	0,85 **	(0,78 ; 0,90)	0,78 **	(0,68 ; 0,85)	0,62 **	(0,32 ; 0,81)	0,83 **	(0,66 ; 0,92)
	<b>DE</b>	0,91 **	(0,86 ; 0,94)	0,82 **	(0,74 ; 0,88)	0,52 **	(0,18 ; 0,75)	0,82 **	(0,64 ; 0,91)
	<b>PT</b>	0,52 **	(0,35 ; 0,66)	0,67 **	(0,53 ; 0,77)	0,30	(-0,09 ; 0,61)	0,72 **	(0,46 ; 0,86)
	<b>HU</b>	0,52 **	(0,34 ; 0,66)	0,60 **	(0,44 ; 0,72)	0,30	(-0,09 ; 0,61)	0,72 **	(0,46 ; 0,86)
	<b>PL</b>	0,67 **	(0,54 ; 0,78)	0,25 *	(0,03 ; 0,44)	0,27	(-0,12 ; 0,59)	0,65 **	(0,35 ; 0,82)
	<b>SI</b>	0,70 **	(0,57 ; 0,79)	0,41 **	(0,21 ; 0,57)	0,46 **	(0,10 ; 0,71)	0,34	(-0,04 ; 0,64)
	<b>SK</b>	0,42 **	(0,22 ; 0,58)	0,41 **	(0,21 ; 0,57)	-0,13	(-0,48 ; 0,26)	0,30	(-0,09 ; 0,61)
<b>Metoda 2</b>	<b>CZ</b>	0,22 *	(0,01 ; 0,41)	-0,04	(-0,25 ; 0,17)	0,32	(-0,07 ; 0,62)	0,30	(-0,09 ; 0,61)
	<b>AT</b>	0,57 **	(0,41 ; 0,70)	0,45 **	(0,26 ; 0,61)	0,43 *	(0,06 ; 0,70)	0,25	(-0,14 ; 0,57)
	<b>DE</b>	0,60 **	(0,45 ; 0,72)	0,45 **	(0,26 ; 0,61)	0,21	(-0,19 ; 0,54)	0,64 **	(0,34 ; 0,82)
	<b>PT</b>	0,15	(-0,07 ; 0,35)	0,47 **	(0,29 ; 0,62)	0,15	(-0,24 ; 0,50)	-0,16	(-0,51 ; 0,24)
	<b>HU</b>	0,30 **	(0,09 ; 0,48)	0,41 **	(0,22 ; 0,58)	0,15	(-0,24 ; 0,50)	-0,16	(-0,51 ; 0,24)
	<b>PL</b>	0,04	(-0,18 ; 0,25)	0,48 **	(0,29 ; 0,63)	0,32	(-0,07 ; 0,62)	0,26	(-0,13 ; 0,58)
	<b>SI</b>	0,35 **	(0,14 ; 0,52)	-0,02	(-0,23 ; 0,20)	0,42 *	(0,05 ; 0,69)	0,08	(-0,31 ; 0,44)
	<b>SK</b>	-0,01	(-0,23 ; 0,20)	0,27 **	(0,06 ; 0,46)	-0,11	(-0,47 ; 0,28)	-0,03	(-0,40 ; 0,36)

Poznámka: 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.

### 1.1.3 Synchronizace ekonomických šoků

Za další předpoklad vhodného působení měnové politiky v měnové unii 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 měnové unie, literatura neposkytuje jednoznačný názor na potřebu sladění nabídkových šoků.<sup>17</sup>

Následující analýza hodnotí stupeň synchronizace poptávkových a nabídkových šoků mezi sledovanými zeměmi a eurozónou. Na čtvrtletních datech za období 1996:Q1–2007:Q2 byly provedeny odhady pomocí metody identifikující poptávkové a nabídkové šoky. Korelace šoků může nabývat hodnot v intervalu [-1, 1]. Kladné hodnoty naznačují, že šoky vůči eurozóně jsou symetrické. Nízké či dokonce záporné hodnoty odpovídají asymetrickým šokům. Shrnutí výsledků pro období 1996–2007 a následně pro dvě časové periody 1996–2001 a 2002–2007 obsahuje Tabulka 8.

Na základě uvedených výsledků lze konstatovat, že se naměřená korelace poptávkových šoků identifikovaných pro Českou republiku ve vztahu k eurozóně jak pro celkové období 1996–2007, tak i pro obě sub-periody pohybuje takřka na nule. Prozatím tedy nedošlo ke

<sup>17</sup> Roisland a Torvik (2003) například ukazují, že při hodnocení vlivu symetrie nabídkových šoků je nutné přihlídnout k režimu měnové politiky. Asymetrie nabídkových šoků může zvyšovat přínosy měnové unie pro země cílující inflaci zvýšením stability výstupu díky menší reakci úrokových sazeb na změny inflace.

statisticky významné změně ve sladění tohoto typu šoků. Ani pro ostatní sledované země s výjimkou Maďarska a Slovinska nebyly poptávkové šoky statisticky významně korelovány s poptávkovými šoky postihujícími eurozónu. Maďarsko vykazuje nejvýraznější korelaci poptávkových šoků, a to za celé sledované období na hodnotách 0,35 (0,44 pro období 2002–2007). Ve Slovinsku je korelace záporná za 1996–2001, avšak není významná za celkové období. Nízká synchronizace šoků na straně poptávky v České republice odpovídá průměru vybraných stávajících členů eurozóny, přičemž zejména u Německa je naměřená nízká, či v prvním období dokonce nulová, korelace poměrně překvapivá. To naznačuje, že riziko z titulu asymetrie šoků není pro českou ekonomiku vyšší než ve srovnávaných zemích s výjimkou Maďarska.

Na straně nabídkových šoků se korelace s eurozónou u České republiky změnila z -0,18 pro období 1996–2001 na 0,06 pro období 2002–2007. Ani zde však nejsou korelační koeficienty statisticky významně odlišné od nuly a ani jejich změny nejsou statisticky významné. Výraznější pokles sladění nabídkových šoků je zaznamenán u Maďarska (z 0,45 na 0,01), k mírnějšímu snížení došlo u Rakouska a Portugalska. Ke změně sladění došlo u Polska a Slovinska (avšak jen ze záporných na nulové hodnoty). Nejsilnější sladění šoků vykazuje Německo (koeficient je statisticky významný a mírně vzrostl z 0,63 na 0,67). Analýza odhalila statisticky významné rozdíly ve směru vyšší sladění nabídkových šoků než v České republice u Maďarska, Rakouska a Německa, ve směru nižší sladění u Slovinska, v případě ostatních statisticky významný rozdíl neidentifikovala. Je možné, že korelace poptávkových a nabídkových šoků je částečně zkreslena nadměrnou volatilitou kurzu zaznamenanou v některých letech, která by byla vstupem do eurozóny odstraněna.

**Tabulka 8: Korelace ekonomických šoků vůči eurozóně**

**Poptávkové šoky**

	1996-2007	1996-2001	2002-2007
<b>CZ</b>	-0,22	-0,01	-0,16
<b>AT</b>	-0,19	-0,05	-0,18
<b>DE</b>	0,15	0,02	0,33
<b>PT</b>	-0,03	0,06	-0,10
<b>HU</b>	0,35 **	0,28	0,44 **
<b>PL</b>	0,20	0,28	0,22
<b>SI</b>	-0,20	-0,41 **	0,11
<b>SK</b>	-0,09	0,02	-0,09

**Nabídkové šoky**

	1996-2007	1996-2001	2002-2007
<b>CZ</b>	-0,08	-0,18	0,06
<b>AT</b>	0,24 *	0,26	0,03
<b>DE</b>	0,62 ***	0,63 ***	0,67 ***
<b>PT</b>	0,01	0,15	-0,24
<b>HU</b>	0,44 ***	0,45 **	0,01
<b>PL</b>	-0,03	-0,44 **	0,29
<b>SI</b>	-0,22 *	-0,33 *	-0,14
<b>SK</b>	0,11	0,04	0,07

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



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

Členské země EU mohou v rámci společných politik (zejména politiky hospodářské a sociální soudržnosti a společné zemědělské politiky) využívat finanční zdroje EU. Čerpání finančních prostředků a zejména náběh čerpání finanční pomoci v případě nových členských států EU představuje dodatečný stimul pro jejich ekonomickou aktivitu, a to pravděpodobně především v oblasti investiční aktivity.<sup>18</sup> Makroekonomický vývoj každé země je ovlivněn tím více, čím více finančních prostředků čerpá. Krátkodobě vyšší dopad na ekonomický cyklus lze také očekávat v případě významných meziročních změn v čerpání místo postupného náběhu přílivu prostředků z fondů EU.

Náběh finančních toků mezi Českou republikou a Evropskou unií byl dosud pozvolný. Čistá pozice<sup>19</sup> České republiky vůči EU se v roce 2006 oproti roku 2005 mírně zvýšila a dosáhla cca 6,1 mld. Kč. Hlavním důvodem bylo vyšší čerpání finanční pomoci ze strukturálních fondů (SF) a kohezního fondu (KF). V souhrnu za období 2004–2006 je však čerpání prostředků ze strukturálních fondů a kohezního fondu výrazně pod úrovní alokace vymezené pro ČR na strukturální akce pro programovací období 2004–2006, neboť do konce roku 2006 bylo vyčerpáno pouze přibližně 35 % z uvedené alokace.<sup>20</sup> Údaje o uskutečněných výdajích<sup>21</sup> na projekty v rámci operačních programů a jednotných programových dokumentů za 1. pololetí roku 2007 ukazují, že k urychlení čerpání strukturálních fondů EU zatím nedochází. V tomto pololetí objem uskutečněných výdajů proti 2. pololetí roku 2006 dokonce poklesl (viz Tabulka 9). Lze očekávat, že prostředky alokované pro ČR na strukturální akce pro období 2004–2006 se nepodaří zcela vyčerpat.

---

<sup>18</sup> Analýza nepředpokládá, že by docházelo k vytlačování soukromých investic investicemi veřejného sektoru. Očekávané zvýšení investiční aktivity v souvislosti s realizací projektů EU je z velké části financováno z prostředků EU fondů, tj. neklade automaticky nároky na dodatečnou emisi vládních dluhopisů, která by vytvářela tlak na zvýšení úrokových sazeb s negativním dopadem na soukromé investice. Aby k vytlačování soukromých investic nedocházelo, je třeba zajistit spolufinancování EU projektů v co největší míře přesměrováním prostředků z národních projektů v oblasti hospodářské a sociální soudržnosti na projekty EU. Spolufinancování EU projektů z veřejných zdrojů je klasifikováno jako národní výdaj, což napomáhá současně dodržovat tzv. princip adicionality.

Zároveň je však možné uvažovat, že by nemuselo nutně dojít k dodatečné investiční aktivitě soukromých firem, ale pouze ke změně ve financování investic, neboť část investic, které by firmy realizovaly za využití vlastních zdrojů či úvěru, nyní budou financovat z evropských zdrojů. EU fondy však zajišťují podporu projektů jen v jasně vymezených oblastech (nelze je tedy aplikovat plošně) a zaměřují se zejména na oblasti, kde jsou investice z nějakého důvodu limitované. Pokud je tedy absorpční kapacita ekonomiky dostatečná, lze očekávat, že využívání EU zdrojů povede skutečně z velké míry k dodatečným výdajům. Omezená absorpční kapacita české ekonomiky je v analýze částečně zachycena relativně postupným náběhem čerpání prostředků na strukturální akce.

<sup>19</sup> Čistá pozice je definována jako rozdíl mezi celkovými příjmy země z EU a jejími odvody do EU.

<sup>20</sup> Tzv. pravidlo  $n+2$  zajišťuje, že alokace na SF a KF pro rok 2005 může být čerpána ještě v průběhu roku 2007, alokace pro rok 2006 pak ještě v roce 2008.

<sup>21</sup> Uskutečněné výdaje zahrnují prostředky, které jsou požadovány v žádostech o platbu zaslaných konečnými příjemci na zprostředkující subjekt.

**Tabulka 9: Čerpání finančních prostředků ze strukturálních fondů EU v ČR (v mil. Kč)**

		2005			2006			2007
		1. pololetí	2. pololetí	Celkem	1. pololetí	2. pololetí	Celkem	1. pololetí
Uskutečněné výdaje	Cíl 1	692	1387	2079	4340	7891	12232	5721
	Cíle 2 + 3	0	7	7	112,9	818	930	409
	Celkem	692	1394	2086	4453	8709	13162	6130
Vyčerpáno	Cíl 1	312	1238	1551	3052	5958	9009	4393
	Cíle 2 + 3	0	3	3	78,3	624	702	304
	Celkem	312	1241	1554	3130	6581	9711	4697

Poznámka: Čerpání na projekty v rámci operačních programů (Cíl 1) a jednotných 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 potýkající 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.

Od roku 2007 započalo nové programovací období 2007–2013. Národní rozvojový strategický referenční rámec České republiky pro toto období byl Evropskou komisí schválen teprve na konci července 2007. V době zpracování této analýzy se dopracovávají operační programy a dokumentace, připravují se systémy a probíhá vnitřní audit na pověřených institucích. První čerpání prostředků na strukturální akce z alokace na toto programovací období se předpokládá až v roce 2008. V roce 2007 by tak Česká republika měla v rámci strukturálních akcí inkasovat pouze dobíhající finanční prostředky na projekty z předchozího programovacího období a zálohové platby pro aktuální období. Podle pracovních odhadů Ministerstva financí České republiky by měla čistá pozice vůči EU v roce 2007 dosáhnout cca 17,2 mld. Kč. Tento odhad ovšem předpokládá, že Česká republika obdrží zmíněné zálohové platby v plné výši, tj. že se podaří včas schválit programové dokumenty a že současně dojde k mírnému navýšení finančních toků na projekty ze SF a KF z předchozí alokace. Aktuální čistá pozice ČR vůči institucím EU za první polovinu roku 2007 dosáhla 1,1 mld. Kč. Ze SF a KF v tomto období připlýnulo pouze 3,3 mld. Kč (zálohové platby lze očekávat nejdříve ve 4. čtvrtletí 2007), a hlavními příjmy z EU tak byly příjmy ze Společné zemědělské politiky (cca 13,2 mld. Kč).

Od roku 2008 MF ČR očekává zvýšení čisté pozice, a to zejména v souvislosti s nárůstem čerpání strukturálních fondů a kohezního fondu. Aktuální odhady čistých pozic pro období 2008–2013 jsou přitom proti loňským odhadům mírně sníženy, v největším rozsahu pro rok 2008. Nově se uvažuje, že nedojde k vyčerpání celé alokace pro období 2004–2006 a že náběh finanční pomoci bude o něco pozvolnější. Nadále se však pro rok 2008 očekává nejvyšší meziroční změna v přílivu finančních zdrojů z EU, neboť čistá pozice ČR vůči EU by se měla zvýšit o 0,6 p.b. na přibližně 1,1 % HDP. Do roku 2013 by pak měla postupně růst až na úroveň 2 % HDP (viz Tabulka 10). Nejvíce finančních prostředků by měla Česká republika získávat na projekty ze strukturálních fondů a z kohezního fondu.

Finanční toky mezi ČR a EU se promítají do bilance veřejných rozpočtů. Příjmovou stranu veřejných rozpočtů pozitivně ovlivňuje alespoň částečné využití příjmů ze SF a KF na stávající národní investiční projekty veřejného sektoru. Příznivý dopad mají také dotace v rámci společné zemědělské politiky, které z velké části nahrazují národní dotace do zemědělství. V období 2004 – 2006 byly příjmy veřejného sektoru navíc zvýšeny rozpočtovými kompenzacemi. Naproti tomu na straně veřejných výdajů se projeví odvody vlastních zdrojů do evropského rozpočtu. Prostředky EU na projekty soukromého sektoru jsou z hlediska dopadu na deficit veřejných financí neutrální, neboť v rozpočtu se projeví ve stejné výši jak na příjmové tak na výdajové straně. V letech 2007 a 2008 lze v souhrnu očekávat negativní dopad finančních toků mezi ČR a EU na bilanci veřejných financí v rozsahu 0,1 – 0,3 p.b. HDP, v následujících letech nicméně pravděpodobně nepatrně převáží pozitivní dopad přílivu prostředků na zemědělství a strukturální akce nad jen velmi postupně se zvyšujícími odvody vlastních zdrojů a celkový dopad na veřejné rozpočty bude mírně kladný. Pokud nedojde k přesměrování části prostředků z národních projektů v oblasti sociální soudržnosti na spolufinancování projektů EU, lze očekávat dodatečný tlak na růst veřejných

výdajů z titulu spolufinancování na konci horizontu uvažovaného v Tabulce 10 v maximální výši 0,3 – 0,4 p.b. HDP.

**Tabulka 10: Předpokládané finanční toky z titulu členství České republiky v EU (v mld. Kč) a odhad dopadů čerpání zdrojů EU soukromým sektorem do ekonomiky**

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Předvstupní nástroje	2,1	2,6	0,4	-	-	-	-	-	-
Zemědělství	11,8	14,3	19,3	23,7	26,8	27,7	29,6	31,5	36,2
Strukturální akce	6,3	13,3	31,8	57,5	58,1	67,5	76,6	93,9	112,2
Vnitřní politiky	1,8	1,5	1,7	1,5	1,4	1,3	1,3	1,3	1,2
Kompenzace	8,9	5,7	-	-	-	-	-	-	-
Finanční nástroj EHP/ Norska	-	0,1	.	.	.	.	.	.	.
<b>Celkové příjmy z EU</b>	<b>31,0</b>	<b>37,4</b>	<b>53,3</b>	<b>82,8</b>	<b>86,4</b>	<b>96,4</b>	<b>107,5</b>	<b>126,7</b>	<b>149,6</b>
Vlastní zdroje	28,6	30,3	34,3	39,7	36,8	32,0	37,8	39,0	38,8
Platby do EIB, VFUO a ost.	0,8	1,0	1,8	2,0	1,3	0,3	0,3	0,4	0,4
<b>Celkové platby do EU</b>	<b>29,4</b>	<b>31,3</b>	<b>36,1</b>	<b>41,7</b>	<b>38,1</b>	<b>32,3</b>	<b>38,1</b>	<b>39,4</b>	<b>39,2</b>
<b>Čistá pozice vůči EU</b>	<b>1,6</b>	<b>6,1</b>	<b>17,2</b>	<b>41,1</b>	<b>48,3</b>	<b>64,2</b>	<b>69,4</b>	<b>87,3</b>	<b>110,4</b>
Čistá pozice v % HDP	0,05	0,19	0,49	1,08	1,18	1,47	1,48	1,72	2,02
<b>Impulz v p.b. HDP</b>	<b>0,18</b>	<b>0,15</b>	<b>0,03</b>	<b>0,12</b>	<b>0,09</b>	<b>0,10</b>	<b>0,03</b>	<b>0,06</b>	<b>0,07</b>

Poznámka: Údaje za roky 2005 a 2006 = skutečnost. Hodnota "-" označuje, že nástroj v dané době nebyl užíván, resp. nebude k dispozici. "." - údaje nejsou dostupné.

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

Případný zvýšený příliv finančních prostředků bude implikovat dodatečný impulz pro ekonomickou aktivitu. Odvození dodatečného ekonomického impulzu z titulu přílivu prostředků z EU je pro účely této analýzy založeno na expertním odhadu reálného čerpání finančních prostředků z EU soukromým sektorem a nikoli na předpokládaných finančních tocích mezi ČR a EU. Kladná čistá pozice a příliv finančních prostředků z EU do ČR nutně neznamená zvýšení čisté poptávky, neboť evidované finanční toky s EU zahrnují např. i zálohové platby, které nemusí být vyplaceny konečným příjemcům. Číselné vyjádření dodatečného ekonomického impulzu z titulu přílivu zdrojů z EU v p.b. HDP respektuje stejnou metodu výpočtu, která je standardně aplikována při propočtu fiskálního impulzu v rámci prognostického aparátu ČNB (blíže viz metodická část).

Dle aktualizovaných odhadů se očekávají nižší dopady čerpání prostředků z EU, než předpokládala loňská analýza. Původně očekávaný zvýšený příliv finančních toků a jejich čerpání v letech 2007–2008 je zpožděn o jeden rok, podle současných předpokladů se tento dopad projeví v období tří let 2008–2010. Na budoucnosti dosahuje impulz z titulu přílivu prostředků z EU nejvyšší hodnoty v roce 2008, jedná se však o hodnotu nižší, než měl podle odhadů dodatečný impulz v letech 2005–2006. Důvodem vyšších impulzů na minulosti byl skokový náběh finančních toků v rámci Společné zemědělské politiky. Výrazný asymetrický šok z důvodu čerpání finanční pomoci z EU tak v budoucnu není očekáván.

Simulace makroekonomických dopadů přílivu dodatečných příjmů z EU zohledňuje zejména krátkodobé a střednědobé poptávkové dopady nově identifikovaného impulzu spojeného s přílivem zdrojů z EU; dopady na nabídkovou stranu ekonomiky jsou očekávány spíše v dlouhodobém horizontu. 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>22</sup>. Tabulka 11 obsahuje výsledek simulace, který je prezentován ve formě odchylek trajektorie inflace, mezery výstupu, kurzu české koruny vůči euru a úrokových sazeb od základního scénáře makroekonomické prognózy ČNB z července 2007.

<sup>22</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.

**Tabulka 11: Dopad dodatečného impulzu z titulu přílivu finančních prostředků z EU (odchylky od základního scénáře červencové prognózy ČNB)**

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
<b>Inflace (v p.b.)</b>	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,01
<b>3 M PRIBOR (v p.b.)</b>	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,01
<b>Mezera výstupu (v p.b.)</b>	0,00	0,01	0,08	0,06	0,02	-0,04	-0,03	0,00
<b>Kurz CZK/EUR (v Kč)</b>	0,00	-0,01	-0,06	-0,08	-0,08	-0,06	-0,05	-0,04

Zdroj: Výpočet ČNB

Z výsledků simulace vyplývá, že vliv přílivu finančních prostředků z EU na vývoj sledovaných proměnných bude v letech 2007–2013 zanedbatelný. Inflace i trajektorie úrokových sazeb se bude vyvíjet shodně se základním scénářem. Jen velmi mírný dopad lze očekávat i v případě mezery výstupu a měnového kurzu. Snížení očekávaného dopadu oproti loňskému roku je především důsledkem snížení odhadovaného čerpání zdrojů z EU a jejich pozvolnějšího rozložení v čase. 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 podmíněně použitou metodikou.

### 1.1.5 Hodnocení strukturální podobnosti ekonomik

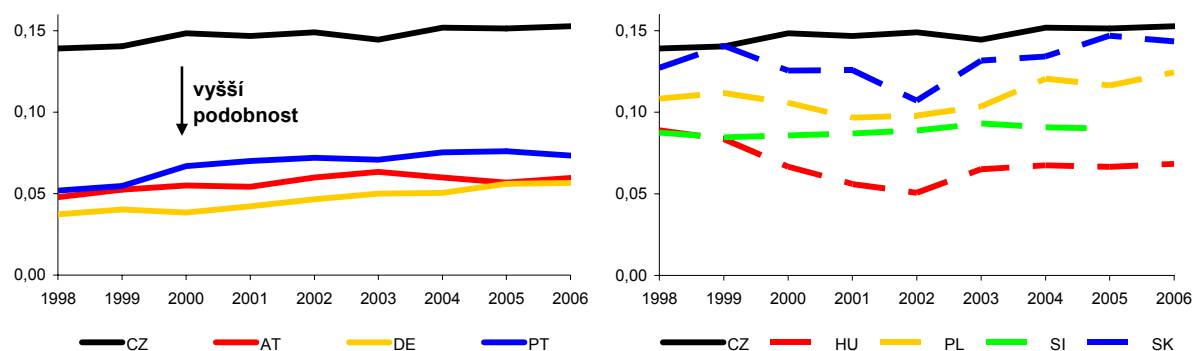
Vyšší podobnost struktury ekonomické aktivity přistupující ekonomiky s ostatními ekonomikami měnové unie snižuje riziko výskytu asymetrického ekonomického šoku.

**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.<sup>23</sup> Struktura ekonomické aktivity je tedy ve všech srovnávaných zemích ve srovnání s Českou republikou více podobná průměru eurozóny. Hodnota indexu pro Českou republiku se přesto pohybuje v relativní blízkosti dolní hranice intervalu [0,1] a je jen mírně vyšší ve srovnání se Slovenskem. Odlišnost struktury přidané hodnoty v české ekonomice spočívá především ve vysokém podílu průmyslu a v relativně nižším podílu služeb, zejména finančního zprostředkování, realitních služeb a ostatních služeb (viz Tabulka 12).

<sup>23</sup> Kvůli chybějícímu pozorování za rok 2006 pro ČR v databázi Eurostatu byla pro ČR použita pro výpočet celé časové řady data ČSÚ. Pro roky 1998–2005 jsou hodnoty ukazatele shodné pro oba zdroje dat.

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



Zdroj: Eurostat a ČSÚ, výpočet ČNB.

**Tabulka 12: Podíly ekonomických odvětví na HDP v roce 2006 (%)<sup>a</sup>**

	A,B	C,D,E	F	G, H, I	J, K	L až P
EA-12	2	20	6	21	28	23
CZ	3	32	7	24	17	17
AT	2	23	8	24	23	21
DE	1	26	4	18	29	22
PT	3	19	6	24	22	26
HU	4	26	5	20	22	23
PL	4	25	7	28	18	19
SI <sup>b</sup>	3	28	6	22	21	21
SK	4	28	7	27	19	15

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.  
b) Údaje za rok 2005.

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

### 1.1.6 Konvergence úrokového diferenciálu

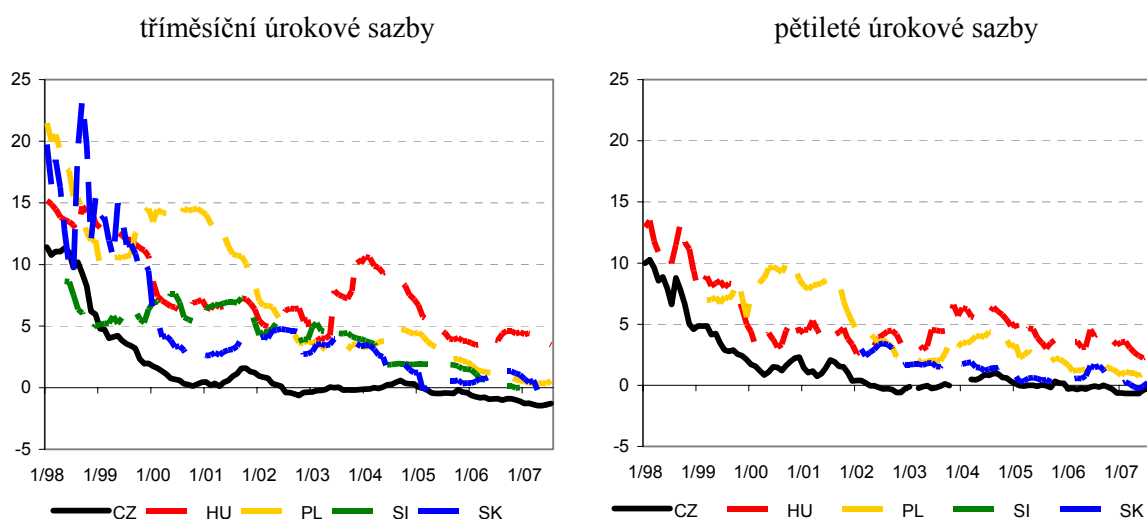
Některé země vstupující do měnové zóny v minulosti čelily rychlé konvergenci nominálních sazeb na úroveň unie, která působila jako asymetrický šok.<sup>24</sup> Pro hladký vstup do eurozóny je proto výhodnější spíše dřívější sblížení nominálních úrokových sazeb, které umožní lepší adaptaci ekonomických procesů a eliminuje dodatečný asymetrický šok spojený s přijetím eura a skokovou eliminací rizikové prémie.<sup>25</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 a Slovenska vůči eurozóně pro tříměsíční sazby mezibankovního trhu a pětileté vládní dluhopisy.

<sup>24</sup> Ačkoliv na reálnou ekonomickou aktivitu působí především reálné úrokové sazby, výše nominálních úrokových sazeb ji může prostřednictvím některých úvěrových omezení (například poměr splátky úvěru vůči finančnímu příjmu) též významně ovlivňovat.

<sup>25</sup> Viz též část 1.1.1.

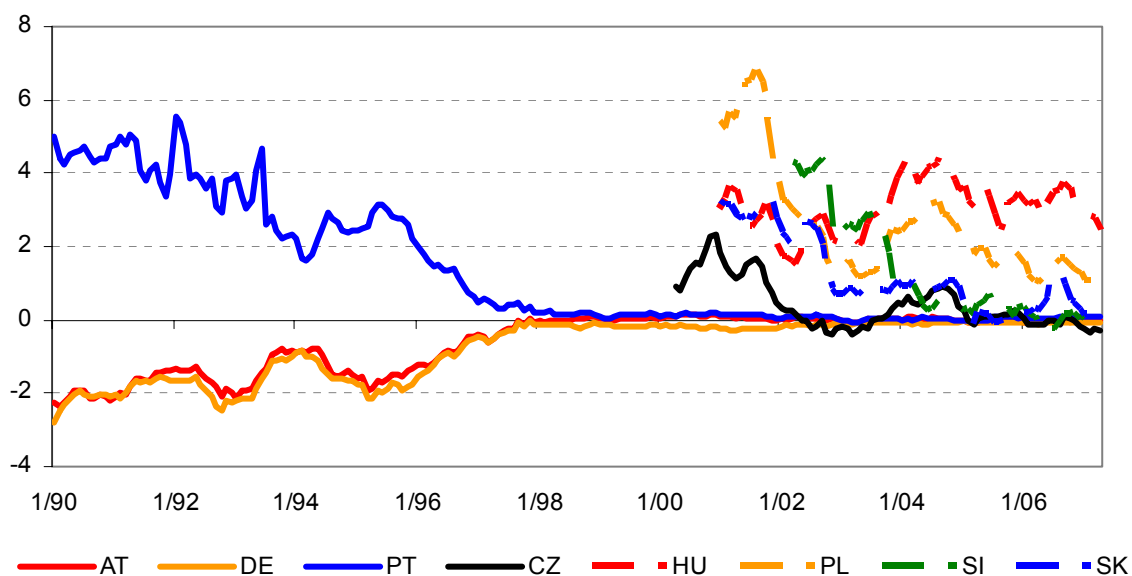
**Graf 7: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1998– 2006 (procentní body)**



Zdroj: 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. Česko zůstává jedinou sledovanou zemí, která udržuje záporný úrokový diferenciál. V roce 2007 se záporný diferenciál v tříměsíčních sazbách dále prohloubil a dosáhl dosud nejvyšších hodnot. Menší diferenciál pětiletých úrokových sazeb ve srovnání s tříměsíční sazbami ukazuje na očekávání konvergence k eurozóně v budoucnosti. 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 1990–2006, dlouhodobé úrokové sazby (procentní body)**



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Současnou převažující úroveň 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 2007 vykazují záporný, resp. nulový úrokový diferenciál a jsou tedy z hlediska konvergence úrokových sazeb nejdále.<sup>26</sup> Ačkoliv nelze zaručit setrvání tohoto stavu až do přijetí eura, ze současného pohledu lze očekávat spíše malé dopady konvergence úrokových sazeb při budoucím vstupu ČR do eurozóny.

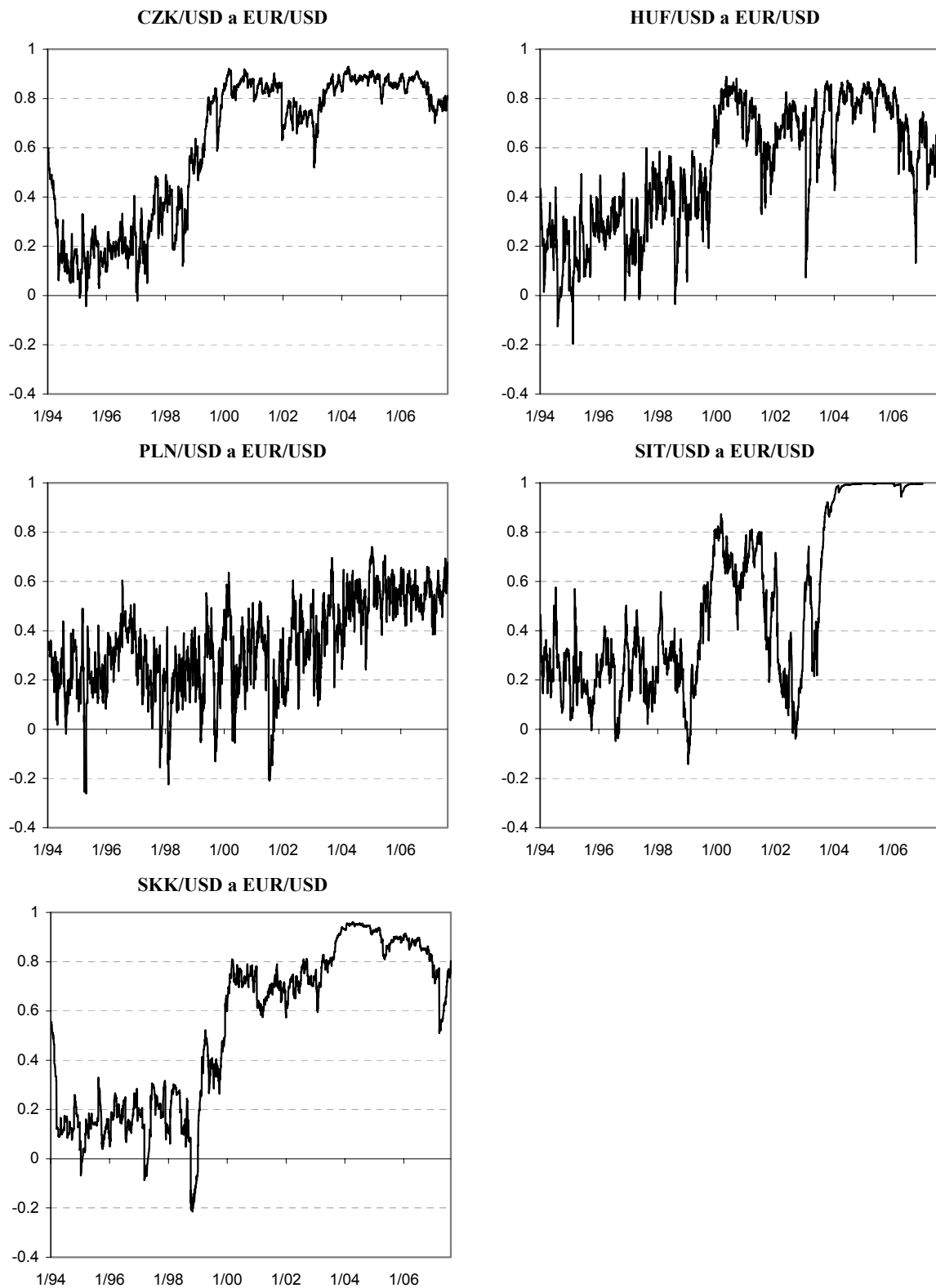
### 1.1.7 Konvergence měnových kurzů

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 Hördahl, 1998).<sup>27</sup> Následující analýza používá bivariate 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>26</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 premii. Nicméně u desetiletých sazeb vliv očekávání ohledně krátkodobých sazeb slábne.

<sup>27</sup> 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. Babetskaia-Kukharchuk a kol. (2007) používají stejnou metodu pro výpočet korelace čtyř středoevropských měn k euru.

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



Zdroj: Bloomberg, 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) a v posledních letech se pohybuje kolem 80 %. V roce 2007 lze pozorovat mírný pokles korelačního koeficientu, 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 v poslední době i s maďarským forintem vyšší a méně volatilní korelaci s eurem. Dočasný pokles korelace slovenské koruny na počátku roku 2007 souvisí s intervencí NBS a revalvací centrální parity o 8,5 % v březnu.

Slovensko se v současné době účastní ERM II. Z grafu lze pozorovat, že vývoj korelačního koeficientu pro slovenskou korunu je více podoben 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 pokračuje v implicitním cílování inflace po vstupu do ERM II (viz NBS, 2004).

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>28</sup> a proto by pozorovaná korelace měla být velmi blízko jedné, což je také daty potvrzeno.

### 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).

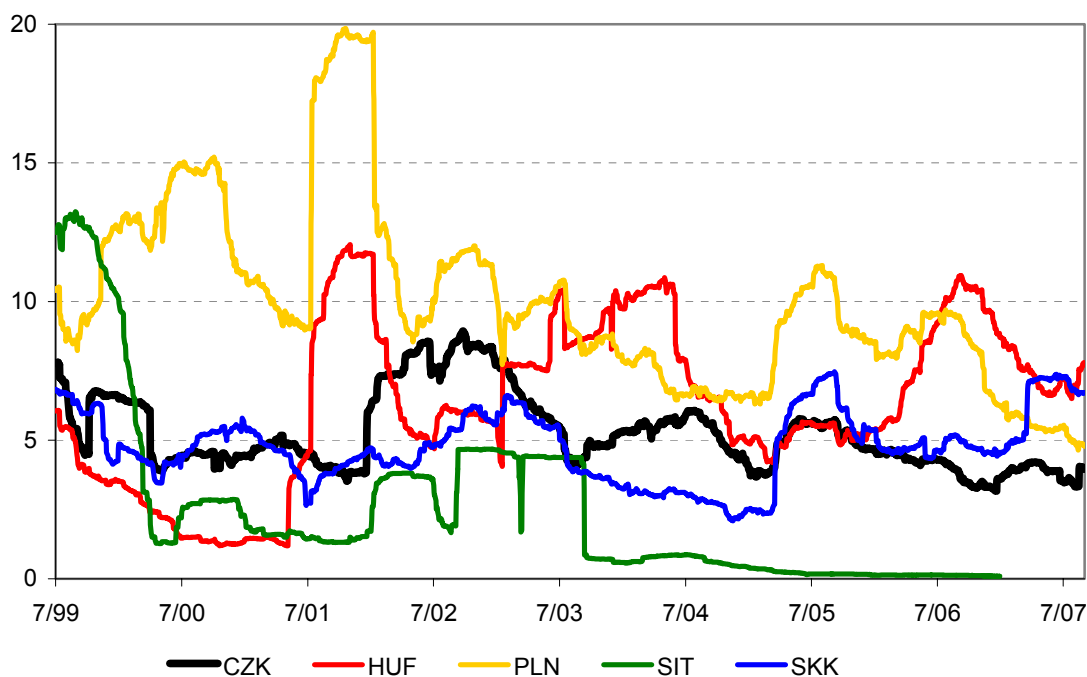
Graf 10 popisuje historický vývoj volatility měnových kurzů sledovaných nových členských zemí EU k euru mezi lety 1999 a 2007.<sup>29</sup> Historická volatilita je měřena na základě vývoje anualizované směrodatné odchylky denních výnosů za posledních šest měsíců. Na grafu lze pozorovat, že česká koruna patřila k měnám s průměrnou až nižší volatilitou ve srovnávaném vzorku. Během roku 2006 byla volatilita české koruny druhá nejnižší po slovinském tolaru, jehož denní změny byly vlivem odlišného kurzového režimu zanedbatelné. Vzhledem k přijetí eura ve Slovinsku je od počátku roku 2007 volatilita české koruny ve sledovaném vzorku zemí nejnižší. Slovenská koruna dlouhodobě vykazovala spíše podprůměrnou volatilitu; ta se však v roce 2007 zvýšila a je společně s volatilitou maďarského forintu mezi sledovanými zeměmi nejvyšší. K poklesu volatility došlo v posledním roce u polského zlotého.

---

<sup>28</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>29</sup> Výpočet historické volatility používá směrodatnou odchylku výnosů za období šesti měsíců, a proto hodnoty v grafu začínají až v polovině roku 1999.

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

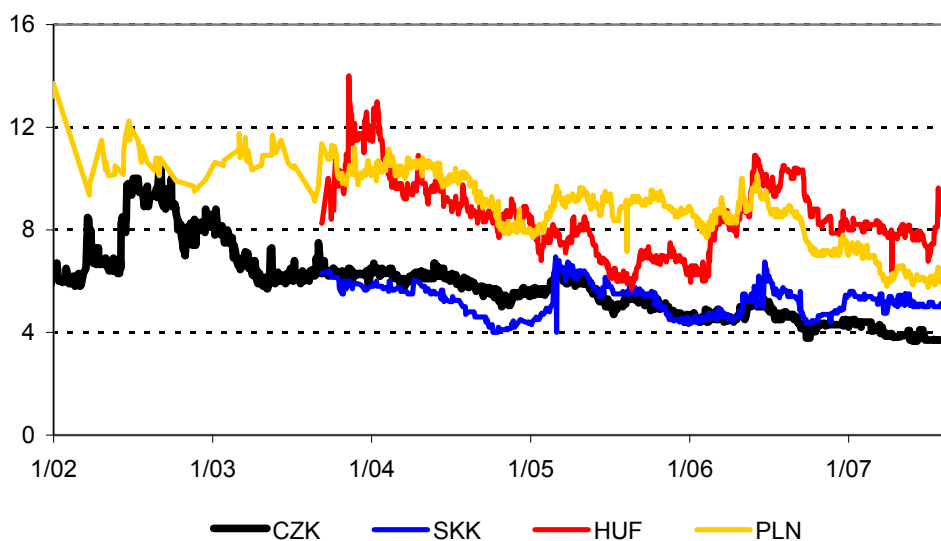


Zdroj: ČNB.

Poznámka: Jedná se o šestiměsíční annualizovanou historickou volatilitu denních výnosů.

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. Takto implikovaná volatilita v čase zvolna klesá u všech měn, přičemž v celém sledovaném období byla nižší pro Českou republiku a Slovensko než pro Maďarsko a Polsko.

**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>30</sup> Tento koncept kurzové volatility je obecnější a lze ho aplikovat i v případě, že daná země nemá plovoucí kurz.

Tabulka 13 srovnává historickou a fundamentálně podloženou volatilitu kurzu pro českou a slovenskou korunu, maďarský forint, polský zlotý a slovinský tolar k euru na základě dat z let 1999–2006. Pro účely srovnání s fundamentálně podloženou volatilitou kurzu je zde historická volatilita počítána jako anualizovaná směrodatná odchylka čtvrtletních výnosů za celé sledované období.

**Tabulka 13: Historická a fundamentální volatilita měnových kurzů k euru (%)**

Volatilita kurzu	CZ	HU	PL	SK	SI
Historická	3,6	4,4	8,4	4,1	1,3
Fundamentální	5,9	6,2	7,0	5,9	6,1

Zdroj: Výpočet ČNB.

Takto definovaná historická volatilita kurzu české koruny byla v období 1999–2006 podobná jako u maďarského forintu a slovenské koruny, což je v souladu s výše uvedenými výsledky vycházejícími z vysokofrekvenčních dat. Fundamentálně podložená kurzová volatilita je s výjimkou polské měny obdobná pro všechny analyzované měny. Makroekonomické charakteristiky české ekonomiky tedy naznačují potenciál ke zhruba podobné volatilitě měnového kurzu jako v ostatních srovnávaných nových členských zemích EU.

## 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 strukturální sladění.

### 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>31</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>32</sup> což je úroveň srovnatelná či vyšší než ve

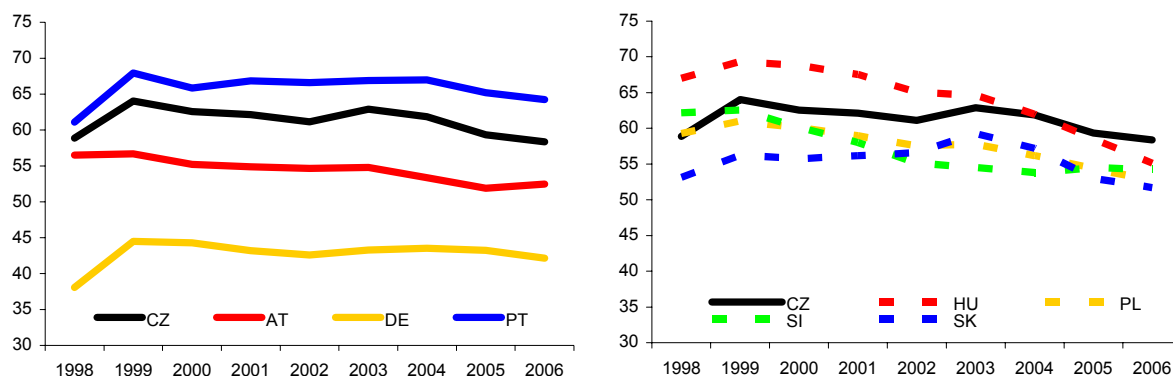
<sup>30</sup> Horváth (2005) ukazuje, že stabilita kurzu dvou měn je významně ovlivněna tím, do jaké míry tyto země splňují kritéria optimálních měnových zón.

<sup>31</sup> Vyšší intenzita obchodních vztahů může na druhé straně vést k růstu specializace a tím menší symetrii ekonomického vývoje (Krugman, 1993).

<sup>32</sup> Hlavní determinanty dynamiky a struktury českého zahraničního obchodu jsou analyzovány v práci Benáček a kol. (2005).

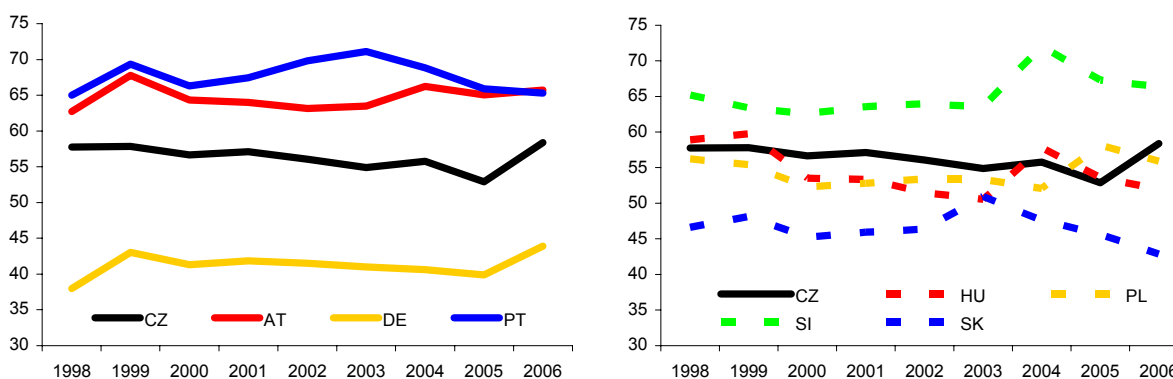
srovnávaných stávajících zemích eurozóny. Existuje tak relativně široký kanál pro přenos ekonomických impulzů z eurozóny do české ekonomiky.

**Graf 12: Podíl vývozu do eurozóny na celkovém vývozu (%)**



Zdroj: IMF, výpočet ČNB.

**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>33</sup>

Vlastnická provázanost s eurozónou je měřena podílem stavu přímých zahraničních investic z eurozóny ve sledovaných zemích na HDP (Tabulka 14) a podílem stavu přímých investic ze sledované země v eurozóně na HDP (Tabulka 15).

<sup>33</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).

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

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CZ	16,7	24,4	29,6	34,3	37,7	34,9	37,8	42,2
AT	6,9	7,2	10,8	11,7	11,2	10,8	.	.
DE	5,1	7,3	15,7	13,8	15,1	15,5	14,2	.
PT	11,7	12,7	16,9	19,1	20,7	20,5	21,6	.
HU	.	.	.	.	.	.	37,0	35,6
PL	.	11,7	13,9	16,1	15,9	17,5	22,7	22,5
SI	.	.	.	10,5	11,8	12,6	14,3	14,9
SK	6,4	.	.	.	22,9	20,6	.	.

Zdroj. Eurostat, výpočet ČNB

Podíl přímých zahraničních investic z eurozóny na HDP v České republice postupně roste a je společně s Maďarskem nejvyšší mezi srovnávanými zeměmi.<sup>34</sup> Vlastnická provázanost ostatních sledovaných nových členských zemí s eurozónou se v čase také pozvolna zvyšuje, i když mírnějším tempem, a svědčí o rostoucí roli nadnárodních společností a potažmo vnějšího prostředí pro tyto ekonomiky.

**Tabulka 15: Podíl přímých investic do eurozóny na HDP (%)**

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

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 nevýznamných hodnot. I u tohoto ukazatele je však patrná určitá tendence růstu v čase.

## 1.2.2 Vnitroodvětvový obchod

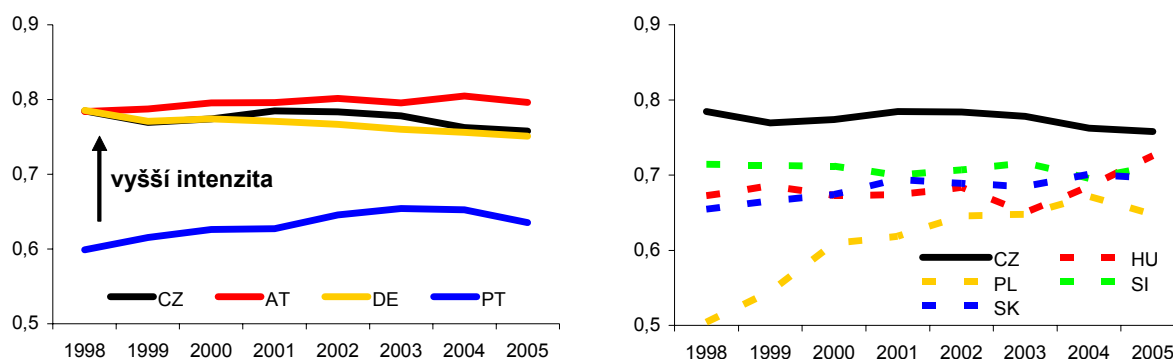
**Vnitroodvětvový obchod** je typický pro země s podobnou faktorovou vybaveností a jde tedy o jeden z mnoha indikátorů strukturální podobnosti ekonomik. Vnitroodvětvový obchod podporuje sblížení cyklického vývoje (Frankel, Rose, 1997) a může mít také vliv na schopnost ekonomiky absorbovat ekonomické šoky.<sup>35</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.

<sup>34</sup> Přibližně 30 % 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 potom mírně nadhodnocena. V případě ostatních sledovaných zemí je podíl přímých investic z Nizozemska nižší a dosahoval maximálně 24 %.

<sup>35</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.

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

Podíl vnitroodvětvového obchodu České republiky s eurozónou zůstává stabilní. Hodnota tohoto ukazatele je v celém sledovaném období srovnatelná s hodnotou pro Rakousko a Německo a je vyšší než pro všechny ostatní srovnávané země.<sup>36</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 měnové unii vyspělé a podobné trhům v této unii.<sup>37</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 budou pozitivním signálem.

### 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 na úrovni 40 %. Poměr aktiv českého finančního systému k HDP je však vyšší než v některých zemích středoevropského regionu, nejvýrazněji ve srovnání s Polskem. Aktiva finančního systému v poměru k HDP v České republice však pozvolna klesala z hodnoty 147 % v roce 1996 na 127 % v roce 2004, což bylo důsledkem mírnějšího tempa jejich absolutního růstu v minulých letech (Tabulka 16). V roce 2005 meziroční dynamika růstu aktiv finančního systému vzrostla na 12 %, což se odrazilo i ve zvýšení jejich poměru k HDP. V roce 2006 se meziroční 7% dynamika růstu aktiv blížila růstu HDP v běžných cenách.

<sup>36</sup> Naše závěry se v tomto směru shodují s prací Fidrmuc (1999).

<sup>37</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.

**Tabulka 16: Aktiva finančního systému / HDP (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006 <sup>a</sup>
CZ	136,6	138,6	140,1	137,1	133,8	132,5	127,1	134,1	133,4
AT <sup>c</sup>	295,7	317,4	332,5	341,2	327,8	339,7	354,2	392,5	407,3
DE <sup>b,c</sup>	337,9	363,8	379,2	378,9	378,8	383,1	386,9	399,0	397,8
PT <sup>c</sup>	342,6	338,7	329,7	282,6	281,2	307,3	296,9	308,3	326,9
HU	78,2	79,8	79,1	80,8	83,6	93,0	100,0	114,7	129,5
PL	57,4	60,4	65,6	71,0	72,3	76,0	78,7	85,2	96,9
SI <sup>b</sup>	97,3	100,5	104,8	113,7	118,5	121,0	128,8	147,3	158,0
SK <sup>b</sup>	108,9	98,1	99,2	100,6	102,8	92,9	100,5	110,9	101,5
EA-12 <sup>c,d</sup>	331,7	357,2	364,8	348,4	340,6	351,3	367,6	401,2	423,0

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.

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

Přehled o poměru poskytnutých úvěrů k HDP nabízí Tabulka 17, ze které vyplývá, že ČR zaostává v tomto ukazateli za sledovanými zeměmi eurozóny. Ve srovnání s Německem, Rakouskem a Portugalskem je objem úvěrů (včetně vládního sektoru) v relativním vyjádření třetinový. Z vybraných nových členských zemí EU má nejvyšší poměr poskytnutých úvěrů k HDP Slovinsko. Bankovní úvěry v České republice rostou stále značným tempem, jak úvěry podnikům (meziročně 21 % ke konci roku 2006, resp. 20 % k 30. 6. 2007), tak úvěry domácnostem (30 %, resp. 32 %).

**Tabulka 17: Úvěry bank nebankovním klientům / HDP (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006 <sup>a</sup>
CZ	55,2	50,6	48,1	41,4	38,5	39,8	39,0	40,2	45,3
AT	117,6	119,8	125,4	124,3	123,6	122,5	125,1	133,5	135,5
DE	138,2	141,0	143,6	144,4	141,0	140,0	136,3	134,9	132,2
PT	93,5	113,9	132,8	131,9	135,3	134,1	135,2	140,5	148,8
HU <sup>b</sup>	21,7	22,9	25,4	26,0	26,3	32,2	35,1	39,3	43,4
PL <sup>b</sup>	20,9	23,7	24,9	25,5	25,5	26,3	24,7	26,4	30,9
SI <sup>b</sup>	31,7	35,4	38,0	39,9	40,7	43,7	48,9	58,5	68,7
SK <sup>b</sup>	52,3	49,2	44,9	34,2	31,9	33,1	33,4	38,0	40,7
EA-12 <sup>c</sup>	107,9	111,6	116,1	113,4	112,7	113,9	116,1	123,2	129,3

Poznámka:

a) Předběžná data.

b) Úvěry nefinančnímu sektoru (bez vládního sektoru).

c) Vážený průměr.

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

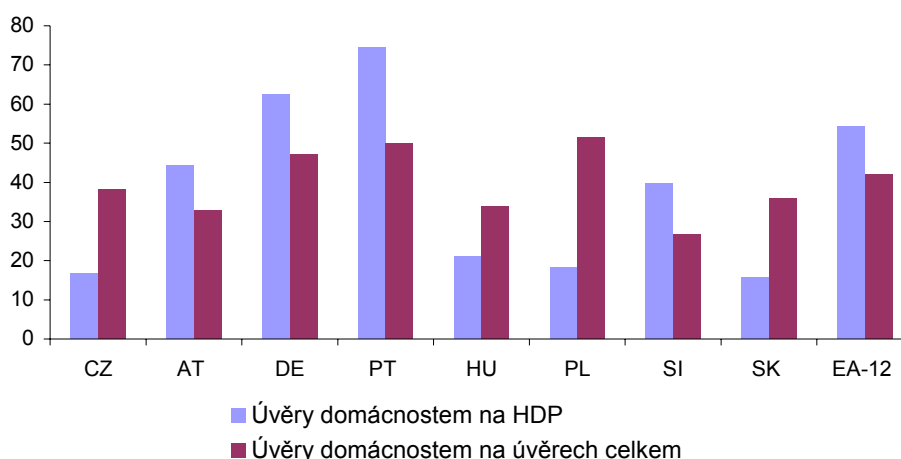
Z hlediska důsledků pro transmisní mechanismus i stabilitu finančního systému se jako potřebné v posledních letech ukazuje zejména sledování velmi dynamického vývoje **úvěrů domácnostem**.<sup>38</sup> Podíl úvěrů poskytnutých bankami domácnostem na celkových úvěrech je v současnosti v České republice na úrovni 38 %, zatímco v eurozóně tento podíl dosahuje přibližně 42 %. Poměr objemu bankami poskytnutých úvěrů domácnostem k HDP činí v současnosti v České republice přibližně 17 % a je výrazně nižší než odpovídající hodnota pro eurozónu (zhruba 54 %, viz Graf 15). Oba tyto ukazatele však v posledních letech v České republice výrazně rostly. Vysoký růst úvěrů ve vztahu k sektoru domácností nastal v minulosti v některých stávajících zemích eurozóny (např. Portugalsko, Rakousko) a prozatím nevedl k problémům v jejich finančním systému.<sup>39</sup> Dynamický růst těchto úvěrů je také patrný i v dalších zemích střední Evropy. Tempo zadlužování a méně obezřetné

<sup>38</sup> V úvahu nejsou vzaty úvěry poskytnuté domácnostem nebankovními institucemi.

<sup>39</sup> Viz též Tabulka 44.

posuzování bonity by mohly být faktorem růstu úvěrového rizika. Nesplácení například hypotečních úvěrů méně bonitními klienty může být zárodkem krizí likvidity a přenosu úvěrového rizika na finančních trzích. Přenos rizika z nedávné krize na americkém hypotečním trhu se v českém finančním sektoru projevil minimálně. Pozitivní vliv na českém trhu má poskytování hypoték z primárních vkladů, vystavení hypotečních zástavních listů na kvalitní pohledávky, relativně dobré zajištění úvěrů a zejména omezené investování do dluhopisů zajištěných nekvalitními zahraničními hypotékami.

**Graf 15: Bankovní úvěry domácnostem**  
(poměr k HDP a podíl na bankovních úvěrech celkem v roce 2006, %)



Zdroj: ČNB, národní centrální banky

Bankovní sektor má v České republice podíl 73 % na aktivech celkového finančního systému.<sup>40</sup> Tento podíl je jen o málo nižší ve Slovinsku (72 %) a v Polsku (70 %). Český finanční systém se svou strukturou blíží dalším evropským zemím; na aktivech finančního systému zemí eurozóny mají bankovní aktiva v průměru podíl 70 % a zhruba tři čtvrtiny v Německu a Rakousku (Tabulka 18).

**Tabulka 18: Aktiva bankovního sektoru / Aktiva finančního systému (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006 <sup>a</sup>
CZ	81,4	80,0	81,0	77,5	75,9	74,0	73,6	73,6	73,3
AT <sup>c</sup>	81,0	78,0	77,5	77,8	76,6	76,3	76,0	74,9	75,2
DE <sup>b,c</sup>	80,1	78,4	78,4	78,3	78,5	77,2	77,1	76,4	77,5
PT <sup>c</sup>	83,8	83,0	83,2	81,7	81,5	81,9	80,7	78,4	78,3
HU	88,0	85,8	83,8	82,2	80,7	82,2	81,0	78,4	77,6
PL	92,4	90,3	87,7	84,9	79,9	76,4	74,2	70,2	66,9
SI <sup>b</sup>	69,9	69,7	71,5	72,9	73,2	73,1	70,7	72,0	72,4
SK <sup>b</sup>	94,3	93,9	93,9	93,3	91,8	88,7	87,3	86,0	84,8
EA-12 <sup>c,d</sup>	.	.	74,5	72,0	73,2	72,1	71,7	70,4	70,4

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.

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

<sup>40</sup> Celkem 97 % bankovních aktiv je pod kontrolou zahraničního kapitálu, resp. 87 % aktiv pod kontrolou bank ze zemí EU.



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 usoudit, že funguje standardně a je schopen s usazenou vlastnickou strukturou zajistit průběh transmise měnové politiky srovnatelný s eurozónou.

### 1.3.2 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>41</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 způsobivé 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 prokázání procesu integrace finančních trhů v zemích eurozóny tzv. koncept beta- a sigma-konvergence.<sup>42</sup> Koncept beta-konvergence umožňuje identifikovat rychlost, s jakou jsou šoky 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. Dosažení beta-konvergence může být doprovázeno sigma-divergencí, a proto je nutné pro prokázání finanční integrace sledovat oba tyto koncepty zároveň.

Výsledky analýzy beta-konvergence pro aplikaci na jednotlivé segmenty finančních trhů obsahuje Tabulka 19. Je z ní patrné, že výnosy na českém akciovém a dluhopisovém trhu konvergují k výnosům odpovídajících finančních instrumentů eurozóny poměrně rychle a podobnou rychlostí jako na trzích Portugalska a Rakouska. Rychlost eliminace šoků na českém akciovém trhu se v poslední době zvýšila. Na devizovém trhu je rychlost konvergence ČR srovnatelná s ostatními novými členskými zeměmi kromě Slovinska, na peněžním trhu patří k nižším.<sup>43</sup> Ke konvergenci výnosů k eurozóně (v případě dluhopisových trhů k Německu) dochází na trzích všech sledovaných zemí. Absolutní hodnoty koeficientu beta pro všechny země a trhy s výjimkou trhu peněžního jsou blízko jedné, což znamená, že stírání

---

<sup>41</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>42</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).

<sup>43</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.

nově vzniklých rozdílů výnosových diferenciálů mezi příslušnou národní ekonomikou a eurozónou lze označit za rychlé. Při srovnání období 1995-2000 a 2001-2007 lze konstatovat, že se rychlost beta-konvergence akciových trhů u sledovaných nových členských zemí EU v čase zvýšila. V případě peněžních a devizových trhů se rychlost konvergence zvýšila pouze pro Maďarsko, nové členské země však dosahují obecně vysokého stupně beta-konvergence finančních trhů s eurozónou.

**Tabulka 19: Vývoj hodnot koeficientu beta**

	Peněžní trh			Devizový trh			Dluhopisový trh	Akciový trh		
	1999-2007	1999-2000	2001-2007	1995-2007	1995-2000	2001-2007	2002-2007	1995-2007	1995-2000	2001-2007
<b>CZ</b>	-0,57	-0,61	-0,6	-0,86	-0,86	-0,87	-0,91	-0,79	-0,74	-0,89
<b>AT</b>	.	.	.	.	.	.	-0,87	-0,85	-0,91	-0,87
<b>DE</b>	.	.	.	.	.	.	*	-0,75	-0,79	-0,72
<b>PT</b>	.	.	.	.	.	.	-0,6	-0,89	-0,85	-0,95
<b>HU</b>	-0,79	-0,54	-0,83	-0,83	-0,8	-0,87	-0,84	-0,82	-0,78	-0,87
<b>PL</b>	-0,68	-0,69	-0,64	-0,87	-0,88	-0,86	-0,75	-0,87	-0,86	-0,92
<b>SI</b>	-0,57 <sup>a</sup>	.	-0,57 <sup>a</sup>	-0,92 <sup>b</sup>	-0,82	-1,04 <sup>b</sup>	.	-0,78	-0,77	-0,85
<b>SK</b>	-0,75	-0,77	-0,77	-1	-1,08	-0,84	-0,78	-0,71	-0,71	-0,78
<b>EA-12</b>	*	*	*	*	*	*	.	*	*	*

Poznámka: \* – benchmark. Všechny odhady statisticky významné na 1% hladině významnosti.

a) údaje od ledna roku 2002.

b) údaje do konce roku 2006.

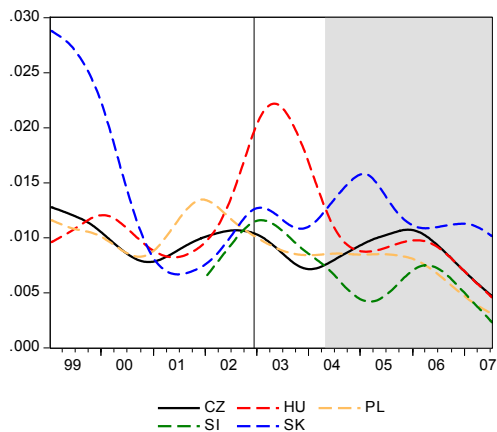
Zdroj: Výpočet ČNB.

Výsledky analýzy sigma-konvergence pro jednotlivé segmenty finančního trhu a sledované země ve vztahu k eurozóně (Německu<sup>44</sup> u dluhopisových trhů) znázorňuje Graf 16. Ve srovnání s trhy ostatních nových členských zemí se český finanční trh jeví jako více integrovaný (zejména v případě devizového a akciového trhu). Pouze slovinský peněžní a devizový trh dosáhly vyššího stupně integrace, což souvisí s přijetím eura. Výrazné rozdíly ve výnosech slovinského akciového trhu však nadále přetrvávají. Vývoj na devizových trzích se může jevit jako více volatilní, nicméně hodnoty sigma jsou zde velmi nízké, což odráží jejich již poměrně silnou integrovanost. V případě akciových trhů je v dosaženém stupni integrace Česká republika srovnatelná s Portugalskem, Rakouskem a Německem, u dluhopisových trhů tomu tak ještě není. Souhrnně lze pozorovat, že od roku 2001–2002 dochází k postupné trendové sigma-konvergenci akciových, dluhopisových a peněžních trhů u všech sledovaných zemí. To je možné dát do souvislosti s ohlášením o rozšíření EU (12. –13. prosince 2002).

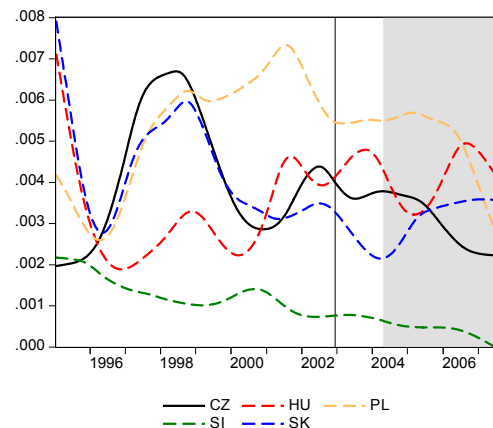
<sup>44</sup> Podobně jako například v části 1.1.2 je nutné při interpretaci hodnoty pro Německo brát rovněž v úvahu, že údaje za Německo mají významnou váhu při výpočtu údajů za eurozónu (viz blíže Metodická část).

## Graf 16: Vývoj hodnot koeficientu sigma

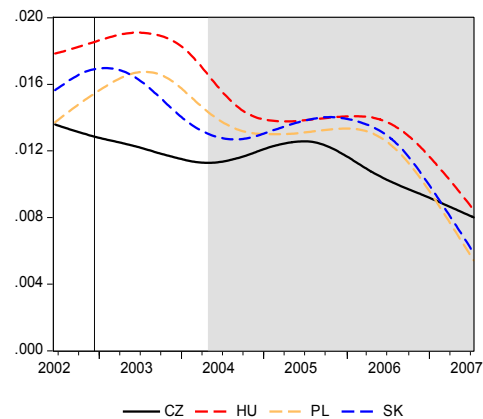
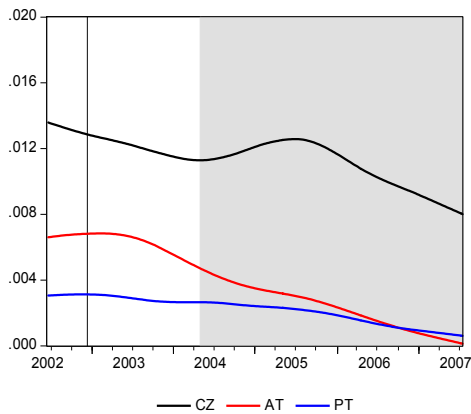
### a) peněžní trh



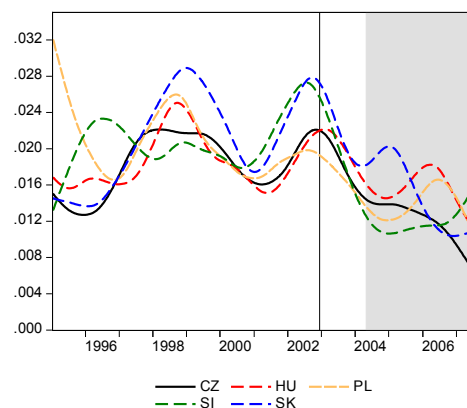
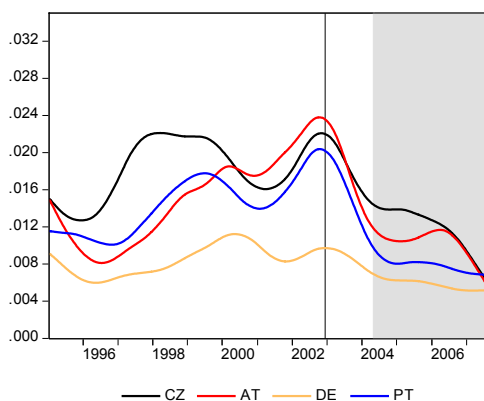
### b) devizový trh



### c) dluhopisový trh



### d) akciový trh



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

Zdroj: Výpočet ČNB.

## 2. PŘÍZPŮSOBOVACÍ 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 na trhu práce a schopnosti finančního systému absorbovat šoky.

### 2.1 Fiskální politika

Automatické fiskální stabilizátory nebo diskreční opatření fiskální politiky mohou do jisté míry nahradit chybějící přizpůsobovací kanály 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

Fiskální politika po přijetí eura se bude muset pohybovat v koridoru vymezeném na jedné straně vyšší potřebou jejího stabilizačního působení a na straně druhé požadavky společné fiskální disciplíny EU (zakotvené především v Paktu stability a růstu). Z pohledu stabilizační funkce veřejných rozpočtů je žádoucí takové nastavení veřejných financí, které nezpůsobuje velké změny v očekávaních tržních subjektů a vytváří stabilní ekonomické prostředí.

Fiskální politika má k dispozici dva okruhy nástrojů, jimiž může ovlivňovat ekonomický vývoj – diskreční opatření a automatické fiskální stabilizátory. Proti širšímu uplatňování diskrečních fiskálních opatření však hovoří negativní zkušenosti s aktivistickou fiskální politikou ve vyspělých zemích v 70. letech minulého století, kdy tato politika nevedla k žádoucím výsledkům nebo byla kontraproduktivní.<sup>45</sup> To se odrazilo i ve změně paradigmatu teoretické ekonomie a v jeho posunu od víry v účinnost aktivistické fiskální politiky k hypotéze o větší efektivnosti dodržování pravidel. Taková pravidla představuje zejména jednoduchý, stabilní a předvídatelný systém daňových a výdajových předpisů a norem, působících v rámci konsolidovaného a dlouhodobě udržitelného systému veřejných financí. Naopak diskreční fiskální politika může ekonomické prostředí destabilizovat.

Fiskální pravidla Evropské unie proto za optimální považují zhruba vyrovnané hospodaření vlády v rámci ekonomického cyklu a volné působení automatických fiskálních stabilizátorů, které mohou šoky tlumit bez nutnosti přijímat diskreční fiskální opatření. Veřejné 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 zajištěna a nedocházelo přitom k porušování maximálních dovolených 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 veřejných rozpočtů, kdy 3% limit je považován za dostatečný prostor pro „svobodné“ působení automatických stabilizátorů v případě méně významného útlumu ekonomiky. V případě hlubší recese se předpokládá nutnost diskrečního

---

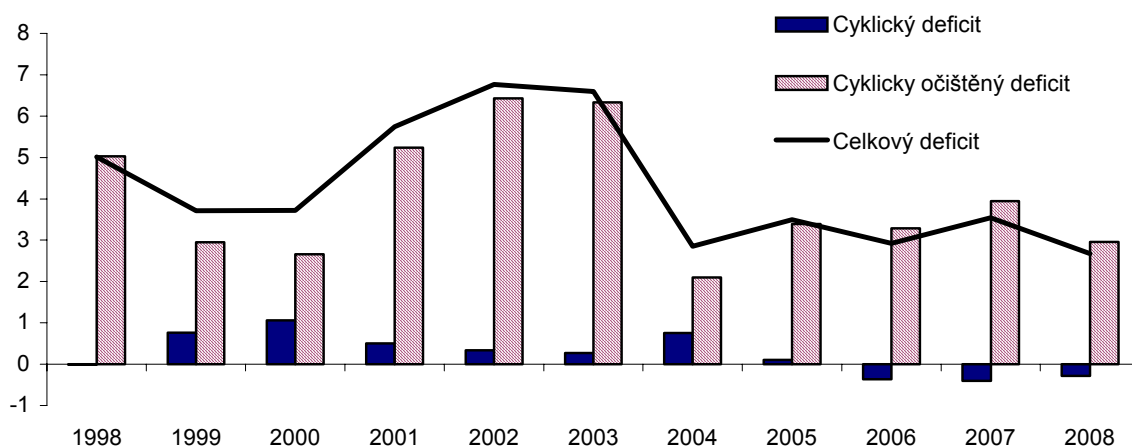
<sup>45</sup> Příčinami obecně jsou především dlouhá a nepředvídatelná zpoždění mezi identifikací šoků, implementací fiskálních opatření a jejich účinkem, existence institucionálních omezení, setrvačnost fiskálních rozhodnutí. Typickým příkladem tohoto problému je riziko tzv. procyklické fiskální politiky, 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 zvýrazňuje.

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 nebo mimořádných jednorázových opatření, a na tzv. cyklicky očištěné (strukturální) saldo, které poskytuje informaci o tom, jak by fiskální saldo vypadalo, kdyby se ekonomika nacházela na svém potenciálu. Aktuální odhad ČNB určující cyklickou a strukturální část **salda vládního sektoru České republiky** znázorňuje Graf 17.<sup>46</sup> Je zřejmé, že cyklická složka hrála v minulosti jen zanedbatelnou úlohu a celkový fiskální schodek byl téměř totožný s cyklicky očištěnou složkou. Působení automatických stabilizátorů, tedy různých prvků zabudovaných do daňových a výdajových pravidel, které reagují automaticky na ekonomický cyklus a zmenšují jeho výkyvy, je v České republice zatím velmi omezené.<sup>47</sup>

Celkový deficit zhoršovala zejména procyklická politika vlády, neboť dodatečné daňové příjmy nebyly důsledně používány na snižování fiskálního deficitu, ale spíše ke generování nových veřejných výdajů a prováděné daňové škrty nebyly doprovázeny odpovídajícími opatřeními na straně veřejných výdajů, a to ani v letech solidního ekonomického růstu. Jinými slovy, stávající deficitnost vládního sektoru České republiky je dána zejména strukturálními vlivy a nemá cyklickou povahu. Odstranění těchto necyklických vlivů 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 příštím roce, včetně dalších reformních kroků naznačují postupné budoucí zlepšování této situace, jež by se podle odhadu ČNB mělo projevit již v roce 2008 poklesem strukturálního schodku na 3,0 % HDP.

**Graf 17: Dekompozice historie a výhledu fiskálního deficitu na cyklickou a cyklicky očištěnou část dle analýz ČNB (% HDP)**



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

<sup>46</sup> Odhady ČNB byly provedeny metodou ESCB na údajích podle metodiky ESA, zatímco Tabulka 20 uvedená na straně 45 obsahuje predikci Evropské komise a cyklické očištění je provedeno metodou Evropské komise.

<sup>47</sup> Automatické stabilizátory působí ve směru zhoršování fiskálního salda v období ekonomické recese a ve směru jeho zlepšování v letech ekonomického růstu.

## 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 veřejného dluhu a referenční hodnotou 60 % HDP. Cílem fiskální politiky v období před vstupem do eurozóny by mělo být přiblížení veřejných rozpočtů blízko vyrovnanosti (resp. blízko MTO)<sup>48</sup> tak, aby zůstal dostatečný prostor pro stabilizační fiskální politiku v nepříznivých časech. Tabulka 20 shrnuje údaje a předpovědi Evropské komise z jara 2007 o **vývoji fiskálního salda** vybraného vzorku zemí. Levá část tabulky poskytuje informaci o neupraveném saldu veřejného sektoru, pravá obsahuje tzv. strukturální saldo, tj. fiskální saldo očištěné o cyklické, jednorázové a dočasné efekty.

**Tabulka 20: Deficit vládního sektoru (ESA95), odhad Evropské komise (v % HDP)<sup>a</sup>**

	neupravené saldo				cyklicky upravené saldo			
	2005	2006	2007	2008	2005	2006	2007	2008
CZ	-3,5	-2,9	-3,9	-3,6	-2,0	-2,8	-4,1	-3,8
AT	-1,6	-1,1	-0,9	-0,8	-1,1	-1,0	-1,1	-1,2
DE	-3,2	-1,7	-0,6	-0,3	-2,4	-1,5	-0,8	-0,7
PT	-6,1	-3,9	-3,5	-3,2	-5,0	-2,9	-2,7	-2,6
HU	-7,8	-9,2	-6,8	-4,9	-8,4	-9,4	-6,1	-4,6
PL	-4,3	-3,9	-3,4	-3,3	-4,2	-4,0	-3,6	-3,3
SI	-1,5	-1,4	-1,5	-1,5	-1,1	-1,5	-1,7	-1,7
SK	-2,8	-3,4	-2,9	-2,8	-1,2	-3,3	-3,4	-3,3
CZ <sup>b</sup>	-3,5	-2,9	-3,5	-2,7	-3,4	-3,3	-3,9	-3,0

Poznámka: a) Cyklické očištění metodou Evropské komise.

b) Aktuální odhad ČNB, cyklické očištění metodou ESCB. Rozdíl ve výši cyklicky upraveného salda pro Českou republiku vyplývá z odlišností v metodě cyklického očištění, úrovni uvažovaného neupraveného salda (poslední řádek tabulky zahrnuje odhadované dopady fiskální reformy schválené v srpnu 2007), úrovni trendového růstu HDP a výši jednorázových a ostatních dočasných opatření, která jsou z neupraveného salda před jeho cyklickým očištěním odečtena.

Zdroj: Evropská komise (2007), ČNB.

Tabulka 20 ukazuje, že zhoršující se fiskální vývoj vyjádřený neupraveným saldem je Evropskou komisí ze sledovaných zemí v roce 2007 očekáván pouze v České republice a v podstatně menší míře, také ve Slovinsku. K mírnému strukturálnímu zhoršení dojde i v Rakousku a na Slovensku. K překročení 3% schodku v roce 2007 i 2008 dojde v České republice, Portugalsku, Maďarsku a Polsku. Naopak Německo, Rakousko, Slovinsko a Slovensko budou podle predikce Evropské komise své fiskální hospodaření v horizontu do roku 2008 zlepšovat a plnit Pakt stability a růstu, resp. maastrichtské kritérium pro maximální dovolený deficit.

Manévrovací prostor vlády je determinován kromě ostatních vlivů i **charakterem fiskálních výdajů**. Zatímco ke změně některých výdajů stačí změna usnesení vlády nebo podzákoných 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>49</sup> Mandatorní výdaje jsou nejméně flexibilní, přesto lze většinu z nich

<sup>48</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 dluhu a perspektivách ekonomického růstu. Rychle rostoucí ekonomiky s nízkou úrovní veřejného dluhu mohou místo vyrovnaného hospodaření veřejného sektoru dosahovat deficit ve výši až 1 % HDP, což je i střednědobý cíl platný pro Českou republiku.

<sup>49</sup> Definice mandatorních výdajů použitá v této analýze je uvedena v metodické části.

v kratším či delším časovém horizontu odpovídajícími legislativními změnami upravovat. Tabulka 21 shrnuje vývoj mandatorních výdajů státního rozpočtu vzhledem k celkovým příjmům a výdajům státního rozpočtu a celkovým příjmům a výdajům veřejného sektoru.

**Tabulka 21: Podíl mandatorních výdajů státního rozpočtu (v %)**

	2004	2005	2006	2007	2008
- na příjmech státního rozpočtu	59	54	57	60	57
- na výdajích státního rozpočtu	53	51	53	55	53
- na příjmech veřejného sektoru (ESA95)	39	39	39	41	40
- na výdajích veřejného sektoru (ESA95)	37	36	36	38	38

Poznámka: Roky 2004-2006 jsou skutečnost, rok 2007 odpovídá schválenému státnímu rozpočtu a rok 2008 představuje druhou verzi návrhu státního rozpočtu. Odhady vývoje příjmů a výdajů veřejného sektoru byly převzaty z materiálu Evropské komise.

Zdroj: Evropská komise (2007), výpočet ČNB.

Podíl mandatorních výdajů v roce 2007 podle schváleného rozpočtu činí 60 % příjmů státního rozpočtu, resp. 41 % příjmů vládního sektoru (v metodice ESA). Očekávané výrazné zvýšení mandatorních výdajů v roce 2007 je důsledkem politického cyklu. Ve volebním roce 2006 byly přijaty zákony, na jejichž základě mají sociální transfery v roce 2007 vzrůst o více než 70 mld. Kč. Příslibem postupného zlepšování je závazek vlády z programového prohlášení, který směřuje ke snížení podílu mandatorních výdajů na celkových výdajích státního rozpočtu do roku 2010 pod 50 %, a moratorium na přijímání zákonů, jež by vedly k jejich dalšímu zvyšování. První náznak obratu ve vývoji mandatorních výdajů se ukazuje v roce 2008, kdy by podle návrhu státního rozpočtu mělo dojít proti roku 2007 k jejich poklesu, resp. stagnaci.

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 22; „mandatorními výdaji“ jsou zejména položky sociálních transferů a dluhové služby. V obou ukazatelích patřila Česká republika ve srovnávaném vzorku států k zemím s nejnižší hodnotou. Naopak z hlediska vládních investic patřila Česká republika v roce 2006 k členům EU s nejvyšší tvorbou.

**Tabulka 22: Poměr veřejných příjmů, výdajů a daňového břemene k HDP v roce 2006 (%)**

	CZ	AT	DE	PT	HU	PL	SI	SK
<b>Celkové příjmy</b>	39,5	48,0	44,0	42,2	43,7	39,4	44,8	33,9
- daně	19,8	13,2	10,8	24,3	24,5	21,4	24,9	17,4
- sociální pojištění	15,0	16,0	17,4	12,5	12,8	12,2	14,9	12,1
<b>Celkové výdaje</b>	42,5	49,1	45,7	46,1	52,9	43,3	46,3	37,3
- kolektivní spotřeba	10,8	6,9	7,5	.	9,9	7,9	7,8	11,5
- sociální transfery	22,0	29,5	29,6	.	27,7	25,5	27,4	19,7
- dluhová služba	1,1	2,7	2,8	2,8	3,9	2,4	1,6	1,4
- hrubá tvorba kapitálu	5,1	1,1	1,4	2,3	4,5	4,1	3,7	2,2

Zdroj: Evropská komise (2007).

Důležitým faktorem limitujícím stabilizační schopnost fiskální politiky se může stát též aktuální stav a výhled budoucího vývoje **vládního dluhu**. Srovnání výhledu poměru hrubého konsolidovaného dluhu k HDP přináší Tabulka 23, údaje jsou pro srovnatelnost opět převzaty z jarní predikce Evropské komise.

**Tabulka 23: Veřejný dluh (ESA95), odhad Evropské komise (v % HDP)**

	2005	2006	2007	2008
CZ	30,4	30,6	30,6	30,9
AT	63,4	62,2	60,6	59,2
DE	67,9	67,9	65,4	63,6
PT	64,0	67,4	65,4	65,8
HU	61,7	67,5	67,1	68,1
PL	41,9	42,0	48,4	49,1
SI	28,0	28,5	27,5	27,2
SK	34,5	33,1	29,7	29,4
CZ <sup>a</sup>	30,4	30,6	30,5	31,3

Poznámka: a) Údaje z aktualizované verze Konvergenčního programu České republiky, březen 2007.  
Zdroj: Evropská komise (2007).

Hrubý konsolidovaný dluh českého vládního sektoru dosáhl v roce 2006 hodnoty 30,6 % HDP a byl druhý nejnižší v rámci srovnávaných zemí hned za Slovinskem. Výhled do roku 2008 zůstává pro ČR stabilizovaný, nebezpečí není ve výši veřejného dluhu v poměru k HDP, ale v dlouhodobější dynamice jeho nárůstu. Dluh vládního sektoru činil v roce 1995 pouze 14,9 % HDP a za deset let se prakticky zdvojnásobil na dnešní úroveň dosahující 30 % HDP.

Díky nízkému veřejnému dluhu a nízkým úrokovým sazbám je i odhad dluhové služby v procentech HDP pro ČR poměrně příznivý (Tabulka 24). Dluhová služba však bude v důsledku rostoucího objemu dluhu a pravděpodobného růstu úrokových sazeb do budoucna narůstat. Urychlení konsolidace veřejných financí je tak nutné i proto, aby nedošlo k dalšímu růstu mandatorních výdajů spojených s dluhovou službou.

**Tabulka 24: Dluhová služba, odhad Evropské komise (v % HDP)**

	2005	2006	2007	2008
CZ	1,2	1,1	1,1	1,0
AT	2,9	2,7	2,6	2,6
DE	2,8	2,8	2,8	2,8
PT	2,7	2,8	2,9	3,0
HU	4,1	3,9	4,1	3,9
PL	2,8	2,4	2,6	2,6
SI	1,7	1,6	1,5	1,4
SK	1,5	1,4	1,3	1,3

Zdroj: Evropská komise (2007).

Prostor pro aktivní fiskální politiku, která by mohla reagovat na neočekávané výrazné negativní exogenní šoky, je v ČR omezen převážně skutečností, že vláda dostatečně rychle nesnižuje v období příznivého ekonomického růstu fiskální deficit. Vysokým tempům růstu HDP v úrovních 5 % – 6 % by odpovídaly výrazně nižší deficity státního rozpočtu, než vládou navrhované hodnoty v rámci reformy veřejných financí. Přetrvávajícím problémem výdajové strany českého rozpočtu je absence výkonového rozpočtování, které by sloužilo jako nástroj pro krácení neprioritních a neefektivních veřejných výdajů.<sup>50</sup> Na druhé straně politika snižování přímých daní (z příjmu fyzických i právnických osob) kompenzovaná růstem nepřímých daní může podpořit flexibilitu a dlouhodobý růst ekonomiky.

<sup>50</sup> V systému výkonového, resp. programového rozpočtování (performance/programme budgeting) jsou veřejné výdaje vázány na plnění konkrétních výkonových ukazatelů, resp. programových cílů charakterizujících úroveň poskytování určité veřejné služby. V tom se liší od dosud převažujícího stavu v ČR, kdy jsou výdaje určené jednotlivých rozpočtovým kapitolám každoročně v podstatě automaticky navyšovány.



### 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. V České republice a řadě dalších zemí se k tomuto problému přidává ještě aktuální nevyrovnanost krátkodobého vládního hospodaření, která má převážně strukturální charakter.

Dlouhodobou extrapolaci vývoje dluhu vládního sektoru (do roku 2050) provedenou Evropskou komisí obsahuje Tabulka 25.

**Tabulka 25: Hrubý veřejný dluh (v % HDP)**

	2006	2010	2030	2050
CZ	30,6	34,0	91,0	315,0
AT	62,2	57,0	11,0	-15,0
DE	67,9	64,0	51,0	99,0
PT	67,4	62,0	63,0	210,0
HU	67,5	68,0	81,0	226,0
PL	42,0	49,0	-9,0	-102,0
SI	28,5	27,0	66,0	273,0
SK	33,1	30,0	44,0	149,0

Zdroj: Evropská komise (2007).

Přestože se jedná pouze o zjednodušenou simulaci, indikuje v případě České republiky, Portugalska, Maďarska a Slovinska v rozmezí let 2030 až 2050 závažné narůstání fiskálních problémů zejména z titulu demografických změn. Naopak Polsko a Rakousko se v horizontu do roku 2050 mohou dostat k přebytku důchodového systému a vytvoření kladné čisté pozice veřejného sektoru. Stávající trajektorie výdajů spojených se stárnutím populace v České republice se jeví jako dlouhodobě neudržitelná a v případě absence nutných reforem důchodového a zdravotního systému pravděpodobně povede k úrovni hrubého veřejného dluhu přesahující 90 % HDP v roce 2030. Z tohoto důvodu jsou Česká republika, Maďarsko, Portugalsko a Slovinsko v rámci Evropské unie řazeny mezi země s nejvyšším rizikem dlouhodobé udržitelnosti veřejných financí.

## 2.2 Pružnost mezd a strnulost inflace

Prizpůsobení 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 prizpůsobení růstu reálných mezd míře nezaměstnanosti – Phillipsova křivka

**Reakce mezd na změny v poptávce po práci** je jedním ze způsobů prizpůsobení ekonomiky a prostředkem k zachování nízké míry nezaměstnanosti. Následující analýza hodnotí schopnost české ekonomiky tlumit dopady ekonomických šoků pomocí prizpůsobení reálných mezd. Míra reálného prizpůsobení 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 (nárůst nezaměstnanosti tlumí růst mzdových nákladů). Naopak, kladné nebo nevýznamné hodnoty elasticity mezd poukazují na absenci pružnosti

mezd (fenomén známý v literatuře jako hystereze). Odhady Phillipsovy křivky byly provedeny pomocí metody nejmenších čtverců (OLS) na čtvrtletních datech za období 1996:Q1–2001:Q4 a 2002:Q1–2007:Q1. Tabulka 26 obsahuje shrnutí výsledků.

**Tabulka 26: Elasticita mezd na míru nezaměstnanosti**

	1996-2001	2002-2007
CZ	-0,020 **	-0,019
AT	-0,026 *	0,048
DE	-0,020 *	-0,037
PT	0,003	-0,005
HU	0,035	-0,107
PL	-0,009	0,053
SI	-0,003	0,046
SK	-0,016 **	0,076

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

Zdroj: Výpočet ČNB.

Výsledky analýzy naznačují, že Česká republika zaznamenala pokles pružnosti mezd (odhadnutá elasticita se stala statisticky nevýznamnou pro období 2002–2007). Situace je velice podobná v Rakousku, Německu a na Slovensku. Za poslední období je pružnost mezd nevýznamná u všech uvedených zemí. V případě Maďarska, Polska, Portugalska a Slovinska mzdy zřejmě neplnily přizpůsobovací roli po celé sledované období.

## 2.2.2 Míra přizpůsobení regionálních reálných mezd regionální míře nezaměstnanosti – Mzdová křivka

Doplňující 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). Nižší hodnota koeficientu v absolutní hodnotě nebo dokonce kladná hodnota znamená, že vazba mezi regionální nezaměstnaností a výší mezd je slabá, přičemž teoreticky lze očekávat pohyb koeficientu v záporné oblasti. Blanchflower, Oswald (1994) zjistili, že koeficient logaritmu regionální míry nezaměstnanosti je v řadě vyspělých a reformujících se zemí záporný na úrovni kolem -0,1.

Tabulka 27 pro období 1994–2006 ukazuje, že pružnost mezd je cyklicky podmíněná ve vztahu k růstu HDP, v období 1994–2001 se pohybovala v intervalu -0,08 až -0,13 s výjimkou cyklicky podmíněného oslabení pružnosti mezd v období ekonomické recese 1997–1999. Galuščák, Münich (2005) interpretují cyklicky podmíněný vývoj pružnosti mezd v kontextu teorie efektivnostních mezd (Shapiro, Stiglitz, 1984). Mzdy jsou v české ekonomice formovány v závislosti na výši regionální, zejména krátkodobé, nezaměstnanosti. Snížení pružnosti mezd v období od roku 2000 může mít souvislost s výrazným růstem dlouhodobé nezaměstnanosti na konci 90. let.<sup>51</sup> Pružnost mezd se nezvýšila ani v období rychlého růstu ekonomiky v letech 2005–2006.

<sup>51</sup> Kromě dlouhodobé nezaměstnanosti může být pružnost mezd ovlivněna institucionálním rámcem kolektivního vyjednávání. V oblasti nízkých mezd je faktorem pružnosti mezd úroveň minimální mzdy a systém daní a dávek (viz část 2.3.3).

**Tabulka 27: Vývoj mzdové křivky v ČR (1994–2006)**

	Pracovištní metoda		Podniková metoda		HDP (%) <sup>a</sup>
<b>1994-1995</b>	-0,10	***	-0,1	**	4,1
<b>1995-1996</b>	-0,13	***	-0,1	**	4,9
<b>1996-1997</b>	-0,05		-0,02		1,6
<b>1997-1998</b>	-0,02		0,03		-0,7
<b>1998-1999</b>	-0,06		-0,14		0,3
<b>1999-2000</b>	-0,11	***	-0,17	*	2,5
<b>2000-2001</b>	-0,08	**	-0,09	*	3,1
<b>2001-2002</b>			-0,07	**	2,2
<b>2002-2003</b>			-0,03		2,7
<b>2003-2004</b>			0,08		4,1
<b>2004-2005</b>			0,06		5,5
<b>2005-2006</b>			0,06		6,4

Poznámky: Odhady metodou 2SLS; míra nezaměstnanosti je instrumentována.

Údaje o mzdách pracovištní metodou (do roku 2001) a podnikovou metodou.

\* významné na 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1% hladině významnosti.

a) Průměrný meziroční růst HDP ve stálých cenách v uvedeném období.

Zdroj: Výpočet ČNB, metodologie převzata z Galuščák a Münich (2005).

### 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, 2007). 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.

Hodnoty ukazatelů inflační perzistence pro období 1998-2006 znázorňuje Tabulka 28. Podle Metody 1 dosahuje inflační perzistence v České republice ve srovnání s ostatními sledovanými zeměmi jedné z nejvyšších hodnot, přičemž oproti vyhodnocení v roce 2006 došlo k velmi mírnému poklesu tohoto ukazatele. Odhady podle Metody 2 indikují u nových členských zemí ve většině případů vyšší perzistenci, než je možné pozorovat u zemí

eurozóny. Pro Českou republiku jsou tyto odhady spíše nižší mezi srovnávanými novými členskými zeměmi EU a srovnatelné s Rakouskem. Metoda 3 hodnotí strnulost inflace v České republice jako srovnatelnou s Rakouskem a Německem. Protože tato metoda nejlépe zohledňuje tranzitivní charakter české ekonomiky, lze ji při interpretaci výsledků v Tabulce přikládat největší váhu.

**Tabulka 28: Odhady perzistence inflace<sup>a</sup>**

	Metoda 1	Metoda 2 <sup>b</sup>			Metoda 3 <sup>b</sup>		
		dolní mez	střed	horní mez	dolní mez	střed	horní mez
<b>CZ</b>	0,92	0,47	<b>0,74</b>	0,97	0,45	<b>0,45</b>	0,45
<b>AT</b>	0,84	0,36	<b>0,73</b>	1,04	0,20	<b>0,50</b>	0,83
<b>DE</b>	0,85	-0,50	<b>0,29</b>	0,85	0,12	<b>0,45</b>	0,85
<b>PT</b>	0,85	-1,13	<b>-0,22</b>	0,65	-0,12	<b>0,19</b>	0,55
<b>HU</b>	0,89	0,42	<b>0,81</b>	1,06	.	.	.
<b>PL</b>	0,95	0,54	<b>0,83</b>	1,05	.	.	.
<b>SI</b>	0,72	0,46	<b>1,00</b>	1,11	-0,08	<b>0,26</b>	0,32
<b>SK</b>	0,91	0,12	<b>0,54</b>	1,06	0,27	<b>0,39</b>	0,48
<b>EU<sup>c</sup></b>	.	0,00	<b>0,36</b>	0,91	0,21	<b>0,47</b>	0,74

Poznámky: 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) Horní a dolní mez ohraničuje 90% interval spolehlivosti.  
c) Odhady pro EU nelze přímo srovnávat s odhady pro jednotlivé státy z důvodu tzv. aggregation bias popsaného v Cecchetti, Debelle (2006).

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

## 2.3 Pružnost trhu práce

Přizpůsobení na trhu práce je významným vyrovnávacím procesem, jehož důležitost, podobně jako přizpůsobení mezd a cen, po vstupu do eurozóny významně roste. 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 29 uvádí vývoj míry **dlouhodobé nezaměstnanosti** ve sledovaných zemích. Koncem 90. let se tento ukazatel pro Českou republiku výrazně zhoršil. V roce 2006 se míra dlouhodobé nezaměstnanosti oproti předchozímu roku mírně snížila, přesto byla stále vyšší než v Rakousku, Portugalsku, Maďarsku a Slovinsku. Dlouhodobá nezaměstnanost je však v České republice podstatně nižší než v Polsku a na Slovensku. Stejně závěry poskytují údaje o podílu dlouhodobě nezaměstnaných na celkové nezaměstnanosti (Tabulka 30). Podíl dlouhodobě nezaměstnaných přesahuje 50 % a od roku 2004 se stále zvyšuje.<sup>52</sup> Vysoká

<sup>52</sup> Podíl dlouhodobě nezaměstnaných se zvyšuje z důvodu vyšší poptávky po práci v souvislosti s rychlým hospodářským růstem, kdy práci nacházejí především krátkodobě nezaměstnaní.

dlouhodobá nezaměstnanost je způsobena poměrně nízkými odtoky z nezaměstnanosti (Galuščák, Münich, 2007), což může souviset například s nastavením systému daní a dávek, který zřejmě ani v roce 2006 neobsahoval dostatečně motivační prvky v oblasti hledání zaměstnání (viz část 2.3.3).<sup>53</sup>

**Tabulka 29: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti (%)**

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

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

Zdroj: Eurostat.

**Tabulka 30: Podíl dlouhodobě nezaměstnaných (%)**

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

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

Zdroj: Eurostat.

**Regionální rozdíly v nezaměstnanosti** lze vyjádřit pomocí variačního koeficientu míry nezaměstnanosti pro oblasti (NUTS 2) a kraje (NUTS 3). Tabulka 31 ukazuje, že regionální rozdíly míry nezaměstnanosti byly v roce 2005 ve srovnání s ostatními zeměmi nejvyšší a ve srovnání s rokem 2004 se zvýšily. Nárůst regionálních rozdílů v roce 2005 zřejmě souvisí s oživením poptávky po pracovní síle, která se projevuje výraznějším snižováním nezaměstnanosti především v regionech s nižší nezaměstnaností.<sup>54</sup> Dlouhodobě vysoké regionální rozdíly nezaměstnanosti v České republice naznačují nízkou pružnost trhu práce v oblasti mobility obyvatelstva.<sup>55</sup>

<sup>53</sup> Dlouhodobá nezaměstnanost postihuje v ČR ve větší míře osoby s nižším vzděláním. Z údajů ČSÚ za rok 2006 je patrné, že zatímco 70,5 % nezaměstnaných má základní nebo nižší střední vzdělání, mezi dlouhodobě nezaměstnanými v roce 2006 tento podíl dosahoval 77,2 %. Osoby s nižší kvalifikací se přitom méně stěhují (World Bank 2006). Sociální dávky zvyšují rezervační mzdu nezaměstnaných, čímž se snižuje motivace k hledání zaměstnání (viz též 2.3.3).

<sup>54</sup> 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. Zároveň je patrné, že snížení míry dlouhodobé nezaměstnanosti v roce 2006 (Tabulka 29) se koncentruje do okresů s nízkou nezaměstnaností.

<sup>55</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

**Tabulka 31: Variační koeficient míry nezaměstnanosti**

	Regiony NUTS 2							Regiony NUTS 3						
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>CZ</b>	33	39	39	44	42	42	46	39	44	45	48	45	44	47
<b>AT</b>	29	33	36	43	43	41	40	31	36	39	44	44	42	41
<b>DE</b>	51	59	62	54	47	46	41	.	.	65	59	52	51	45
<b>PT</b>	31	31	29	31	30	25	22	37	36	35	35	35	33	30
<b>HU</b>	35	32	31	32	33	28	27	37	36	35	36	37	32	30
<b>PL</b>	23	19	18	17	16	16	15	36	38	36	27	26	23	22
<b>SI</b>	.	.	.	.	.	.	.	.	33	34	35	34	32	31
<b>SK</b>	27	27	25	23	27	31	37	31	29	28	31	36	37	42

Poznámka: Podíl směrodatné odchylky vážené podle velikosti regionů a průměrné míry nezaměstnanosti.

Údaje z Výběrových šetření pracovních sil. Variační koeficient závisí na stupni desagregace.

Data za rok 2006 nejsou k dispozici.

Zdroj: Eurostat.

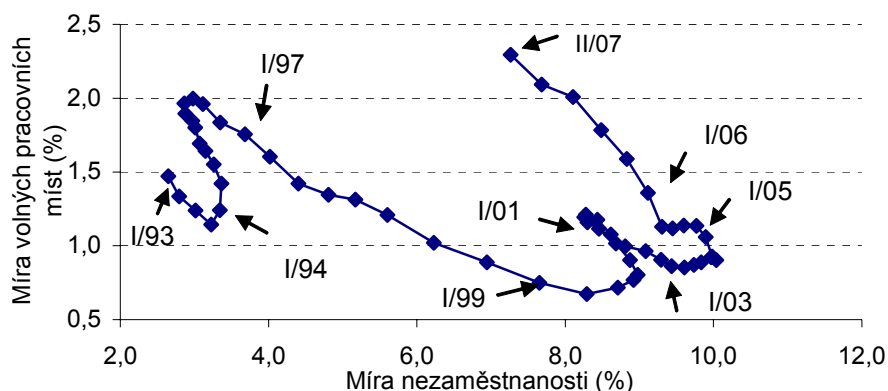
Rozlišení cyklické a **strukturální nezaměstnanosti** lze sledovat pomocí Beveridgeovy křivky, která vyjadřuje závislost mezi vývojem volných pracovních míst a nezaměstnanosti. Zatímco snižování (zvyšování) nezaměstnanosti při rostoucím (klesajícím) počtu volných pracovních míst je spojeno se změnami cyklické složky nezaměstnanosti, současné pohyby nezaměstnanosti a volných pracovních míst stejným směrem signalizují změny strukturální nezaměstnanosti. Z vývoje Beveridgeovy křivky pro Českou republiku (Graf 18) je patrné, že zhruba od poloviny roku 2004 dochází ke snižování cyklické nezaměstnanosti, které je odrazem vyšší poptávky po práci, přičemž od roku 2006 se tempo snižování cyklické nezaměstnanosti zvýšilo. Zároveň je zřejmé, že trh práce v ČR trpí výraznými hysterezními jevy, 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 toto období patrný v údajích, které uvádí Tabulka 29 a Tabulka 30.<sup>56</sup> Ke snižování vysoké strukturální nezaměstnanosti, což by se projevilo současným snižováním počtu volných pracovních míst a nezaměstnanosti a v posunu Beveridgeovy křivky směrem k počátku, prozatím nedochází.<sup>57</sup>

rozdíly v nezaměstnanosti poptávka po práci, počáteční sektorová specializace a dále bytová politika (regulace nájmu, podpora osobního vlastnictví, viz též OECD 2006).

<sup>56</sup> Vysoký strukturální nesoulad mezi volnými pracovními místy a nezaměstnaností je patrný i v odhadech párovací funkce (Galuščák a Münich, 2007).

<sup>57</sup> Nárůst počtu volných pracovních míst, který nebyl doprovázen adekvátním snížením nezaměstnanosti, je patrný koncem roku 2004 v souvislosti s platností nového zákona o zaměstnanosti od října 2004 a dále na počátku roku 2006. V obou případech došlo ke zpřísnění podmínek pro hlášení volných míst na úřadech práce. Tyto administrativní změny měly jen malý vliv na vývoj Beveridgeovy křivky.

**Graf 18: Beveridgeova křivka**



Poznámka: Sezonně očištěné čtvrtletní údaje

Zdroj: MPSV, vlastní výpočty.

Příčinou vysokých regionálních rozdílů nezaměstnanosti v České republice může být nízká regionální mobilita. **Objem vnitřního stěhování** (Tabulka 32) je v České republice sice vyšší než na Slovensku, v Polsku a ve Slovinsku, ale nižší než v Rakousku a Německu. Tento ukazatel se pro Českou republiku téměř nemění a nezměnil se významně ani po vstupu do EU.<sup>58</sup>

**Tabulka 32: Objem vnitřního stěhování (na 1000 obyvatel)**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<b>CZ</b>	19,6	19,4	20,0	21,9	20,7	21,2	20,9	21,9
<b>AT</b>	33,0	32,3	34,8	42,9	43,9	34,8	35,3	.
<b>DE</b>	48,3	.	47,1	46,6	46,1	45,3	.	.
<b>HU</b>	.	22,4	21,3	22,9	23,9	21,6	22,0	.
<b>PL</b>	11,2	10,2	9,7	10,6	11,3	11,3	.	.
<b>SI</b>	15,4	15,0	15,5	17,5	14,0	15,1	16,1	.
<b>SK</b>	14,6	14,3	14,9	16,7	15,7	15,8	16,2	.

Poznámka: Změny trvalého pobytu; SI - jen občané Slovinska

Zdroj: Statistické ročenky, Eurostat, výpočet ČNB.

<sup>58</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 přistěhovaných a vystěhovaných, zaostalejší regiony mají poměrně nemobilní 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 zmírňování regionálních rozdílů má ve výše zmíněných zemích dojíždění za prací, které se v posledních letech navíc zvyšuje. Vysoké počty dojíždějících ve srovnání se stěhováním na druhou stranu nepřímou poukazují na nedostatky na trhu s bydlením.

## 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

Obyvatelé České republiky se málo stěhují nejen v rámci ČR, ale i za hranice země. V zemích Evropské unie analyzovaných v práci Alvarez-Plata a kol. (2003) žilo po roce 2000 jen 0,49 % populace ČR, zatímco v případě Slováků to bylo 0,58 % populace, Maďarů 0,75 % a Poláků 0,99 %.<sup>59</sup>

Důležitým indikátorem mezinárodní mobility a schopnosti ekonomiky vstřebávat šoky je počet přistěhovalých. Z údajů o evidované mobilitě je zřejmé, že **počet přistěhovalých** do ČR je vyšší než v Maďarsku, Polsku, na Slovensku a v Portugalsku (Tabulka 33). Mezinárodní mobilita v oblasti přistěhovalých je naopak vyšší v Rakousku, Německu a od roku 2005 i ve Slovinsku. Nárůst počtu přistěhovalých do ČR v období po roce 2002 může mít souvislost s dílčím uvolněním administrativních podmínek pro přistěhovalé v roce 2002 a v roce 2006 i s vývojem poptávky po práci.<sup>60</sup>

Údaje o mezinárodní mobilitě korespondují s údaji o **podílu cizinců v populaci** (Tabulka 34). Podíl cizinců v populaci je v ČR na podobné úrovni jako v Portugalsku a 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 roce 2006 v ČR ke zvýšení podílu cizinců, což souvisí s výraznými nárůsty zaměstnaných cizinců.

**Tabulka 33: Přistěhovalí (počet osob na 10 000 obyvatel)**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<b>CZ</b>	9,6	7,6	12,6	43,8	58,8	52,3	58,9	66,4
<b>AT</b>	108,5	101,9	111,8	140,0	139,8	155,9	144,6	121,9
<b>DE</b>	106,5	102,3	106,8	102,1	93,2	94,5	90,3	80,4
<b>PT</b>	.	.	.	.	.	55,2	46,6	36,7
<b>HU</b>	18,0	19,8	20,8	17,3	21,1	24,0	.	.
<b>PL</b>	1,9	1,9	1,7	.	.	2,5	2,5	2,8
<b>SI</b>	24,9	31,1	39,2	45,8	46,5	50,9	76,6	100,3
<b>SK</b>	3,8	4,2	3,8	4,3	4,8	8,3	9,8	10,4

Poznámka: CZ: srovnatelné údaje od roku 2001.

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

<sup>59</sup> Jedná se o osoby z uvedených zemí, které se zdržují v následujících vybraných zemích EU: 2001 Rakousko, Finsko, Německo, Švédsko; 2002 Itálie, Nizozemsko; 2003 Dánsko, Lucembursko.

<sup>60</sup> Podobné závěry poskytují údaje o počtu vystěhovalých. Počty vystěhovalých se v ČR na rozdíl od počtu přistěhovalých v roce 2006 ve srovnání s předchozími roky výrazněji nezměnily. Z toho je patrné, že vyšší počty přistěhovalých do ČR v roce 2006 nesignalizují vyšší mezinárodní mobilitu, ale spíše rigidity na domácím trhu práce, kdy poptávka po práci není uspokojována z domácích zdrojů. Dostupné údaje o počtu vystěhovalých však nejsou mezinárodně srovnatelné.



**Tabulka 34: Zastoupení cizích státních příslušníků v populaci (%)**

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

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočet

V České republice bylo ke konci dubna 2007 celkem 198,7 tisíc evidovaných zahraničních pracovníků.<sup>61</sup> Největší část z tohoto počtu tvoří občané Slovenska (47 %), Ukrajiny (25 %) a Polska (10 %). Počet zahraničních pracovníků se zhruba od začátku roku 2005 velmi rychle zvyšuje, v roce 2005 přibýlo 43,8 tisíc osob, v roce 2006 dalších 33,3 tisíc osob. Hlavním faktorem zahraniční zaměstnanosti v ČR je pravděpodobně poptávka po práci, zatímco jen omezený vliv měl v roce 2004 vstup do EU a s ním spojené uvolnění podmínek pro zahraniční zaměstnance (Galuščák 2006).<sup>62</sup>

Zahraniční pracovníci nacházejí v ČR uplatnění především ve zpracovatelském průmyslu, stavebnictví, nemovitostech a pronájmu a v obchodě (Graf 19). 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 20), přičemž nejvýraznější růst je zaznamenán u obsluhy strojů a zařízení a u pomocných a nekvalifikovaných pracovníků.<sup>63</sup>

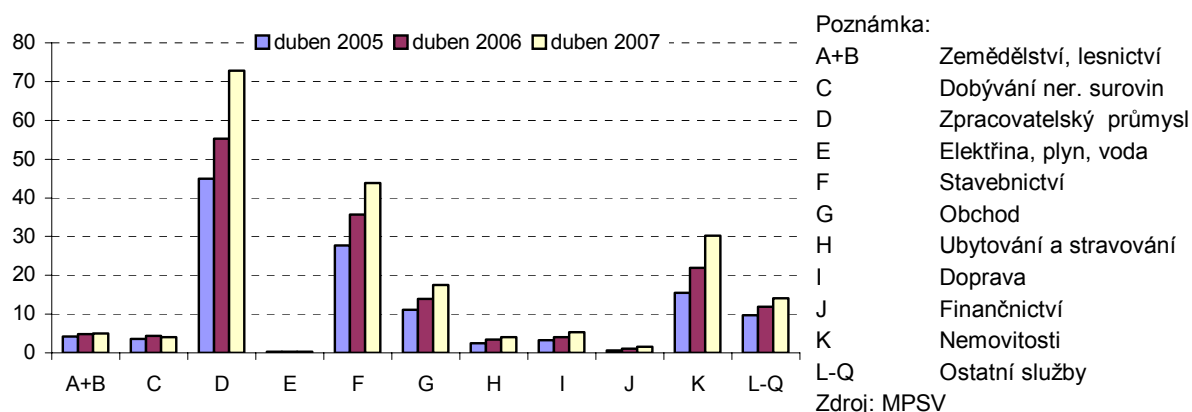
Mezinárodní mobilita je podle údajů o evidované mobilitě v České republice nižší než v Rakousku a Německu. Vysoký nárůst zahraniční zaměstnanosti v ČR od roku 2005 je důsledkem rostoucí poptávky po práci a lze ho považovat za projev schopnosti přizpůsobení. Zároveň však tento vývoj zřejmě souvisí s jinými 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.

<sup>61</sup> Údaje z úřadů práce o počtech pracovníků, kteří podléhají povinnosti evidence, a o počtech pracovníků, kteří potřebují pracovní povolení.

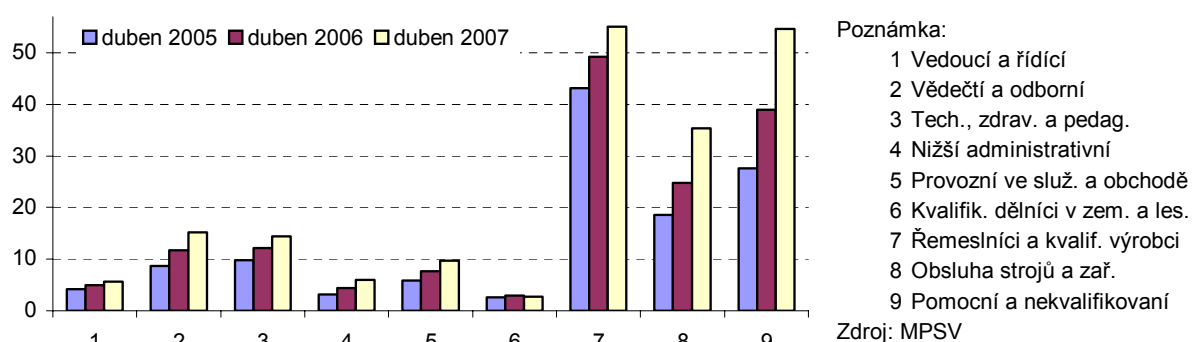
<sup>62</sup> V období od května 2004 mohou občané zemí EU pracovat v ČR bez omezení (občané Slovenska nepotřebovali pracovní povolení ani před vstupem do EU). Počty zahraničních pracovníků se však začaly výrazněji zvyšovat až v roce 2005. Počty zahraničních pracovníků v ČR v období od roku 1996, kdy jsou k dispozici údaje o zahraniční zaměstnanosti, velmi úzce korelují s vývojem ekonomické aktivity měřené růstem HDP. Mimořádný nárůst počtu zahraničních pracovníků v roce 2005 a 2006 pravděpodobně primárně souvisí s vysokým růstem HDP a s ním spojenou vyšší poptávkou po práci.

<sup>63</sup> Toto je patrné především u občanů Ukrajiny. Slováci vedle těchto profesí nacházejí uplatnění i v kvalifikovaných profesích, zřejmě v důsledku neexistence jazykové bariéry.

**Graf 19: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle odvětví (tisíce osob)**



**Graf 20: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle profesí (tisíce osob)**



### 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>64</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>65</sup> Ostatní země eurozóny uplatňovaly vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí dvouleté 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. Specifika v jednotlivých zemích eurozóny, které prodloužily uplatňovaná přechodná období, a ve srovnávaných nových členských zemích podrobněji popisuje Tabulka 35. 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.

<sup>64</sup> Postoj české vlády je obsažen v jejím usnesení č. 13 ze dne 7. 1. 2004.

<sup>65</sup> Zájemci o práci z nových členských zemí však nemají nárok na čerpání sociálních podpor.

**Tabulka 35: 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.
Francie	Přechodné období do 30. 4. 2009 vůči pracovníkům z České republiky a ze Slovenska. Pracovníci mohou získat pracovní povolení, které je platné jeden rok. O pracovní povolení žádá zaměstnavatel. Od 1. 5. 2006 došlo ke zjednodušení vydávání pracovních povolení pro nedostatkové profese.	Další vývoj je <i>nejasný</i> .
Lucembursko	Přechodné období do 30. 4. 2009 vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí. Od 1. 5. 2006 došlo ke zjednodušenému vydávání pracovních povolení pro určité profese.	Další vývoj je <i>nejasný</i> .
Německo	Přechodné období do 30. 4. 2009 vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí. Zájemci o práci z ČR a Slovenska mají situaci trochu 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.	Německo avizovalo EK záměr dodržet přechodné období do 30. 4. 2009, nicméně v současné době vláda uvažuje o částečném otevření pracovního trhu vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí.
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.	Rakousko avizovalo EK záměr dodržet přechodné období do 30. 4. 2009.
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.	
Slovinsko	Neuplatňuje žádná omezení vůči pracovníkům ze sledovaných zemí ani z ostatních zemí eurozóny.	

### 2.3.3 Institucionální prostředí

Trh práce je zásadně ovlivňován institucionálním prostředím. Ekonomické přizpůsobení v případě šoku může být limitováno omezeným vztahem mezd k produktivitě práce, přísnými opatřeními na ochranu zaměstnanosti, administrativními překážkami v podnikání, či 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 kolektivního vyjednávání může vést k oslabení vazby na vývoj produktivity práce, k vyšší mzdové hladině a k vyšší nezaměstnanosti (Calmfors a Driffill, 1988).<sup>66</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).

**Odborová organizovanost** je v České republice podobně jako ve většině ostatních srovnávaných zemích relativně nízká, přičemž v průběhu 90. let se výrazně snížila (Tabulka 36). Pokrytí kolektivními smlouvami je podle údajů OECD vysoké v Rakousku, Německu a Portugalsku, zatímco v České republice je nejnižší.<sup>67</sup> Kolektivní vyjednávání probíhá v ČR převážně na podnikové úrovni, stejně jako v Maďarsku a Polsku. Nízká je v ČR, Maďarsku a Polsku koordinace vyjednávání. Pružnost mezd tak není v ČR zásadně omezena v oblasti tvorby mezd s výjimkou nepodnikatelské sféry, kde mzdy jsou určovány na centrální úrovni se slabou vazbou na produktivitu práce.

V červenci 2005 vstoupila v platnost novela zákona o kolektivním vyjednávání, která nově upravuje rozšiřování závaznosti kolektivních smluv vyššího stupně na další zaměstnavatele. Větší význam odvětvového kolektivního vyjednávání by mohl znamenat oslabení vazby mezi mzdovým vývojem a růstem produktivity práce na úrovni podniků s negativním dopadem do pružnosti mezd a do zaměstnanosti. Nicméně, údaje, které uvádí Tabulka 36, se vztahují k roku 2000, kdy bylo rozšiřování závaznosti kolektivních smluv vyššího stupně také platné.<sup>68</sup>

---

<sup>66</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>67</sup> Některé novější práce zkoumající pokrytí kolektivními smlouvami přinášejí jiné výsledky ve srovnání s údaji, které uvádí Tabulka 36. Jurajda (2005) na vzorku podniků z Informačního systému o průměrném výděлку (MPSV) odhaduje, že počátkem roku 2004 bylo v ČR v podnikatelské sféře pokrytí zaměstnanců kolektivními smlouvami vyšší než 50 %. Pokrytí je dále vyšší než 70 % po zohlednění rozšiřování závaznosti kolektivních smluv vyššího stupně. Dále je pravděpodobné, že více než 80 % firem s více než 250 zaměstnanci má 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. Z toho je patrné, že pokrytí kolektivními smlouvami je v ČR vyšší, než uvádí Tabulka 36, zatímco vliv kolektivního vyjednávání na mzdy může být spíše omezený.

<sup>68</sup> Důvodem pro vypracování novely byla skutečnost, že Ústavní soud k 31. březnu 2004 zrušil původní ustanovení o rozšiřování závaznosti kolektivních smluv vyššího stupně. Nová úprava zavádí normativní vymezení všech zaměstnavatelů 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. Z analýzy údajů z Výběrového šetření pracovních sil je patrné, že rozšířené vyšší kolektivní smlouvy pokrývají zhruba 10 % zaměstnanců (stav v srpnu 2007). Praxe rozšiřování vyšších kolektivních smluv tak není příliš rozšířená.

**Tabulka 36: Odbory a kolektivní vyjednávání**

	Odborová organizovanost (%)		Pokrytí kolektivními smlouvami (%) <sup>c</sup>		Centralizace vyjednávání <sup>d</sup>		Koordinace vyjednávání <sup>e</sup>	
	1990 <sup>a</sup>	2000 <sup>b</sup>	1990	2000	1990-1994	1995-2000	1990-1994	1995-2000
<b>CZ</b>	46	27		25+	1	1	1	1
<b>AT</b>	47	37	95+	95+	3	3	4	4
<b>DE</b>	31	25	80+	68	3	3	4	4
<b>PT</b>	32	24	70+	80+	4	4	4	4
<b>HU</b>	63	20		30+	1	1	1	1
<b>PL</b>	33	15		40+	1	1	1	1
<b>SK</b>	57	36		50+	2	2	2	2

Poznámky: a) Údaje z roku 1995 pro ČR, Maďarsko, Polsko a Slovensko.

b) Údaje 1997 Portugalsko, 2001 ČR, Maďarsko, Polsko, 2002 Slovensko.

c) Údaje označené + znamenají dolní odhad.

d) 1: Vyjednávání převážně na podnikové úrovni.

2: Kombinace odvětvového a podnikového vyjednávání, převažující podnikové.

3: Převažující odvětvové vyjednávání.

4: Převažující odvětvové vyjednávání, opakující se centrální vyjednávání.

5: Vyjednávání na centrální úrovni se závaznou platností.

e) Stupeň koordinace při mzdových vyjednáváních. Index 1 až 5, vyšší hodnota znamená vyšší stupeň koordinace vyjednávání.

Zdroj: OECD (2004).

### Minimální mzda

Minimální mzda snižuje mzdovou diferenciaci a pružnost mezd v oblasti nízkých mezd, a následně poptávku po méně kvalifikované pracovní síle a po absolventech škol. Tím se pravděpodobně zvyšuje celková a dlouhodobá 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 zvyšoval, přičemž v roce 2005 dosáhl hodnoty 39,1 % (Tabulka 37).<sup>69</sup> Podle mezinárodního srovnání je poměr minimální k průměrné mzdě v České republice na podobné úrovni jako v Maďarsku a Portugalsku, je vyšší než v Polsku a na Slovensku, a nižší než ve Slovinsku.<sup>70</sup> Ve Slovinsku, Maďarsku a na Slovensku pobírá minimální mzdu zhruba stejný podíl zaměstnanců jako v ČR (Tabulka 38). Výrazně větší část zaměstnanců ve srovnání s ČR pobírá minimální mzdu v Portugalsku a Polsku. 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.

<sup>69</sup> Údaj pro Českou republiku o poměru minimální a průměrné mzdy není pro rok 2006 z databáze Eurostatu k dispozici. Podle výpočtů ČNB (podíl na průměrné mzdě ve všech sledovaných organizacích) však došlo v roce 2006 k dalšímu růstu podílu o 0,6 procentního bodu. V roce 2007 minimální mzda dosahuje 8000 Kč. Poměr minimální a průměrné mzdy je tak zhruba o 1 procentní bod nižší než v roce 2005 (Tabulka 37). Předpokládaný negativní dopad minimální mzdy do pružnosti mezd a tvorby pracovních míst se dále nezvyšuje. V roce 2007 zvýšení minimální mzdy poprvé v období po roce 1998 nepřekoná růst průměrné mzdy.

<sup>70</sup> V Rakousku a Německu není definována minimální mzda na národní úrovni.

**Tabulka 37: Minimální mzda (%)**

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

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

Zdroj: Eurostat.

**Tabulka 38: Podíl zaměstnanců pobírajících minimální mzdu (%)**

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

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 39). 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 výdělkem v roce 2006 zhruba 90 % a více.

**Tabulka 39: Minimální mzda a hrubá měsíční mzda ve vybraných profesích (%)**

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

Poznámka: Tabulka uvádí pouze profese, kde je v roce 2006 podíl k mediánu mzdy vyšší než 50 %.

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

## Ochrana zaměstnanosti

Přísné podmínky pro přijímání a propouštění zaměstnanců snižují toky na trhu práce a zvyšují dlouhodobou nezaměstnanost (OECD, 2004).<sup>71</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 (Tabulka 40). Náklady na propouštění zaměstnanců jsou v České republice relativně vysoké zejména u kontraktů, které trvají krátce (Graf 21). Toto institucionální nastavení může negativně ovlivnit tvorbu pracovních míst a dlouhodobou nezaměstnanost v ČR.

**Tabulka 40: 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

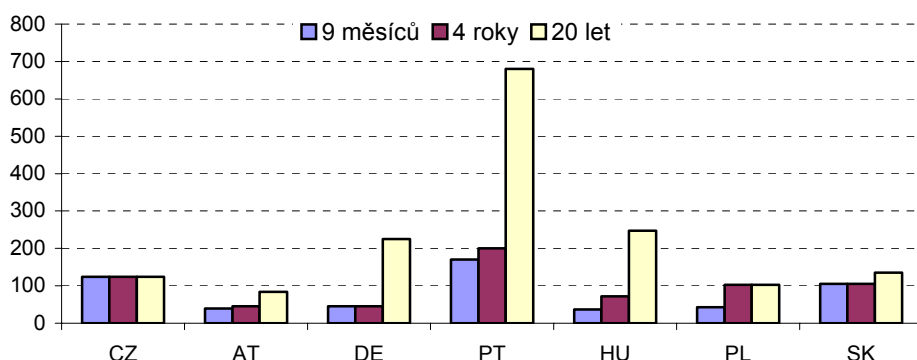
d) nad rámec individuálního propouštění

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

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

<sup>71</sup> Bassanini a Duval (2006) však potvrzují závěry jiných prací, že není zřejmý vliv ochrany zaměstnanosti měřený indexem EPL (Tabulka 40) 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.

**Graf 21: 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 40) poukazuje na riziko duality trhu práce, kdy osoby v dočasných zaměstnáních mají malou šanci získat stálá zaměstnání. V roce 2004 byly v České republice upraveny podmínky pro dočasná zaměstnání, které zvyšují hodnotu indexu pro dočasná zaměstnání z 0,5 na 1,1.<sup>72</sup> 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>73</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 nemění. 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 návrhu nového zákoníku práce je patrné, že index ochrany stálých zaměstnání se z hodnoty 3,3 v roce 2006 sníží jen nepatrně na hodnotu 3,2.<sup>74</sup> Indexy dočasných zaměstnání a podmínek pro kolektivní propouštění se ve srovnání se stavem roku 2006 nemění. Negativní dopad ochrany stálých zaměstnání na tvorbu pracovních míst a na dlouhodobou nezaměstnanost tak je nadále vyšší než ve srovnávaných zemích s výjimkou Portugalska.

<sup>72</sup> Maximální kumulovaná doba platnosti smluv na dobu určitou u jednoho zaměstnavatele je od října 2004 2 roky. Podobně doba zaměstnání zprostředkovaného agenturou práce u jednoho zaměstnavatele je nejvýše 12 měsíců. Podmínky pro dočasná zaměstnání se na druhou stranu mírně uvolňují od března 2004 tím, že smlouvy na dobu určitou lze nabízet absolventům škol.

<sup>73</sup> Evropské trhy práce jsou obecně poměrně nepružné, srovnávací měřítko v tomto případě tak poskytuje spíše nízký standard.

<sup>74</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.



## Administrativní překážky v podnikání

Vysoké náklady a překážky při zakládání podniků a složitost administrativních předpisů v oblasti podnikání snižují konkurenční tlaky na trzích produktů. To má v delším období 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). Administrativní překážky v podnikání byly v roce 2003 v České republice vyšší než ve srovnávaných zemích s výjimkou Polska (Tabulka 41, poslední sloupec). Oproti roku 1998 se celkový index v ČR téměř nezměnil, zatímco v Německu, Portugalsku a Polsku se významně snížil. V mezinárodním srovnání je v ČR poměrně vysoká složitost regulatorních a administrativních podmínek, zejména v oblasti licencí a povolení.

**Tabulka 41: 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
CZ	2,2	2,3	2,7	2,3	0,6	0,5	2,0	1,9
AT	2,6	2,8	0,6	0,4	1,0	0,8	1,7	1,6
DE	2,4	1,6	2,6	2,2	0,4	0,5	2,0	1,6
PT	2,1	1,7	1,8	1,2	1,0	0,5	1,8	1,3
HU	2,4	2,3	0,4	0,4	1,5	1,1	1,6	1,4
PL	3,8	3,7	2,0	1,5	1,6	0,3	2,8	2,3
SK	.	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 zjednodušuje a zrychluje 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 snížení indexu v této oblasti dochází novelou živnostenského zákona od srpna 2006 zavedením centrálních registračních míst, které zjednodušují zakládání podniků. Touto novelou se zároveň snižují náklady při zakládání podniků tím, že je vyžadováno méně dokladů. Dalším krokem ve směru snižování administrativních překážek je digitalizace obchodního rejstříku od ledna 2007. V oblasti administrativních podmínek tak v ČR dochází k dílčímu zlepšení, které zmírňuje možný negativní dopad do pružnosti trhu práce v oblasti tvorby pracovních míst.

## 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 (ženy, mladiství, 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 nezaměstnanosti v případě vysoké minimální mzdy (Bassanini a Duval, 2006).<sup>75</sup> V podmínkách mezinárodní

<sup>75</sup> Vyšší zdanění v tomto případě nemůže být přeneseno na zaměstnance.

konkurence je důležité i zdanění osob s vyššími příjmy, protože osoby s vyšší kvalifikací a vyššími příjmy mají větší sklon migrovat.

**Celkové zdanění práce** je v České republice na podobné úrovni jako v Polsku, je nižší než v Rakousku, Německu a Maďarsku. Zdanění práce na úrovni průměrné mzdy je v ČR vyšší než v Portugalsku a na Slovensku (Tabulka 42). Zdanění osob s nízkými příjmy bylo v roce 2006 v ČR na podobné úrovni jako v Rakousku, Maďarsku a Polsku. Dá se tedy očekávat, že vliv zdanění práce na tvorbu pracovních míst a dlouhodobou nezaměstnanost je zhruba stejný jako v těchto třech zemích, avšak vyšší než v Portugalsku 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 se výrazněji snižuje v Maďarsku a na Slovensku.

**Tabulka 42: Celkové zdanění práce<sup>a</sup>**

	100 % průměrné mzdy				67 % průměrné mzdy			
	2000	2005	2006	Změna <sup>b</sup>	2000	2005	2006	Změna <sup>b</sup>
<b>CZ</b>	42,7	43,8	42,6	0,1	41,4	42,0	40,1	-0,1
<b>AT</b>	47,3	47,9	48,1	0,2	43,2	43,1	43,5	0,1
<b>DE</b>	54,0	52,4	52,5	-0,2	48,6	47,3	47,4	-0,2
<b>PT</b>	37,3	36,3	36,3	-0,1	33,2	31,8	31,7	-0,2
<b>HU</b>	54,6	51,1	51,0	-0,8	51,4	43,1	42,9	-1,6
<b>PL</b>	43,2	43,5	43,7	0,1	42,2	42,3	42,5	0,1
<b>SK</b>	41,8	38,3	38,5	-0,7	40,6	35,2	35,6	-1,0

Poznámka: a) 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.

b) Průměrná roční změna v procentních bodech za období 2000-2006 (výpočet na základě regresního vztahu).

Zdroj: OECD(2007b), výpočet ČNB.

### Indikátory motivace k práci

**Čisté nahrazovací poměry (NRR)** 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 43 porovnává čisté nahrazovací poměry pro krátkodobou a dlouhodobou nezaměstnanost a dva typy domácností.

**Tabulka 43: 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 (2007a), OECD tax benefit models (údaje 2006).

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 Německu 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. 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.<sup>76</sup> Výše NRR 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>77</sup>

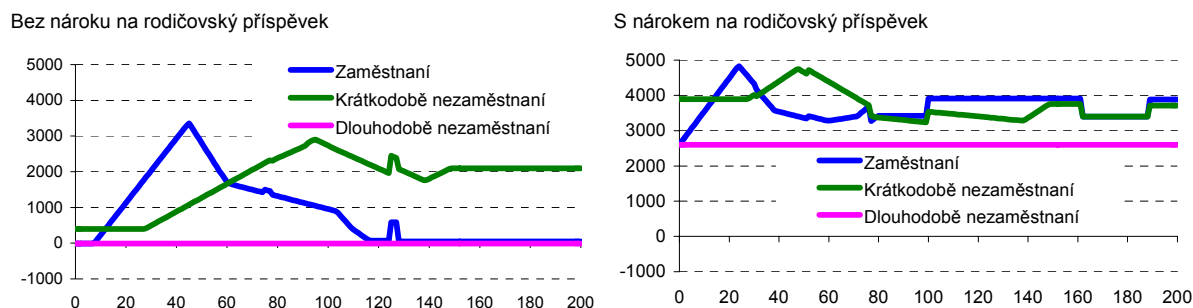
Ze simulací provedených pomocí mikrosimulačního modelu daní a dávek (Galuščák a Pavel, 2007) je patrné, že výše sociálních dávek může oslabovat snahu o hledání nebo udržení zaměstnání, zejména u některých skupin domácností. U přibližně třetiny zaměstnaných dochází k poklesu čistého příjmu domácnosti nejvýše o 20 % při ztrátě zaměstnání, pokud mají tyto osoby nárok na podporu v nezaměstnanosti. Vysoké NRR jsou také patrné u významné části nezaměstnaných osob.

Reforma sociálních dávek, která byla zavedena v lednu 2007, tyto strukturální problémy na trhu práce dále prohlubuje. Nová konstrukce dávek sociální potřebnosti sice finančně znevýhodňuje domácnosti bez žádného příjmu ze zaměstnání, distorze však způsobuje nově definovaný příspěvek na bydlení, který zohledňuje výši nákladů na bydlení. Simulace v práci Galuščák a Pavel (2007) ukazují, že se finanční motivace k hledání zaměstnání oproti roku 2006 oslabila u domácností s dětmi (Graf 22), 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>76</sup> Vliv na výši těchto indikátorů mají především pojistné a nároky na sociální dávky (Carone a Salomäki, 2005).

<sup>77</sup> Údaje v Tabulce 43 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 podporu v nezaměstnanosti a na registraci na úřadech práce.

**Graf 22: Změna čistého příjmu domácností s nepracujícím partnerem v roce 2007 ve srovnání s rokem 2006 (Kč)**



Poznámka: Změna čistého příjmu domácností 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: Galuščák, Pavel (2007)

## 2.4 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>78</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. Ke konci roku 2006 vykazuje český bankovní sektor lepší **kvalitu úvěrových portfolií** než bankovní sektory v Polsku a Slovinsku, zároveň byl v posledních letech podíl úvěrů v selhání na celkových úvěrech nižší než v Německu (viz Tabulka 44).

**Tabulka 44: Podíl úvěrů v selhání na úvěrech celkem v bankovním sektoru (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006 <sup>a</sup>
CZ <sup>b</sup>	21,0	22,4	19,9	13,7	8,9	4,8	4,0	3,9	3,7
AT	3,2	3,0	2,9	3,1	3,9	3,7	3,3	2,6	2,9
DE	4,5	4,2	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	1,7
HU	5,9	3,4	2,5	2,7	3,1	2,7	2,7	2,5	2,5
PL	10,9	13,2	14,9	17,8	21,1	21,2	14,9	11,0	7,3
SI	5,4	5,2	5,2	7,0	7,0	6,5	5,5	4,8	4,1
SK	35,0	29,0	21,7	22,0	11,2	9,2	7,2	5,6	3,3
EA-12 <sup>c</sup>			3,3	4,1	3,3	3,4	3,1	3,0	

Poznámka:

a) Předběžná data.

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

c) Vážený průměr.

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

**Kapitálová přiměřenost** českého bankovního sektoru dosahuje v průměru 11,4 %, pohybuje se nad stanoveným limitem 8 % a je na podobné výši jako v ostatních srovnávaných zemích (Tabulka 45).<sup>79</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

<sup>78</sup> Nestabilní sektor může zároveň sám být zdrojem asymetrických šoků.

<sup>79</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 selhání na celkových úvěrech obyvatelstvu nepřesáhl 3,3 %, rychlý růst úvěrů obyvatelstvu a jejich horší kvalita v segmentu spotřebitelských úvěrů však mohou signalizovat určité riziko.<sup>80</sup>

**Tabulka 45: Kapitálová přiměřenost bankovního sektoru (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006 <sup>a</sup>
CZ <sup>b</sup>	11,9	13,6	14,9	15,4	14,2	14,5	12,6	11,9	11,4
AT <sup>c</sup>	11,6	11,0	10,6	11,5	11,3	12,1	11,9	11,5	11,6
DE <sup>b</sup>	11,4	11,5	11,7	12,0	12,7	13,4	13,2	12,2	11,7
PT <sup>c</sup>	11,1	10,8	9,2	9,5	9,8	10,0	10,4	11,3	10,9
HU <sup>b</sup>	15,3	14,2	13,7	13,9	13,0	11,8	12,4	11,6	11,3
PL <sup>b</sup>	11,7	13,2	12,9	15,0	14,2	13,8	15,5	14,5	13,1
SI <sup>b</sup>	16,0	14,0	13,5	11,9	11,9	11,5	11,8	10,5	11,0
SK <sup>b</sup>	3,2	5,3	2,4	13,4	21,3	21,6	18,7	14,8	13,1
EA-12 <sup>c,d</sup>	11,6	12,1	11,6	12,1	11,9	11,9	11,8	11,8	12,0

Poznámka:

a) Předběžná data.

b) Data na nekonsolidované bázi, Česká republika bez Konsolidační banky a bank v nucené správě.

c) Data na konsolidované bázi.

d) Vážený průměr za reportující banky v daném roce.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

Stabilita bankovního sektoru se odvíjí od vývoje **prosperity bankovního podnikání**. V českém bankovním prostředí bylo možné v průměru posledních tří let dosáhnout 2,4 % čisté úrokové marže (Tabulka 46). V prostředí zesilující konkurence při nízké úrovni základních sazeb se přitom úrokové sazby z úvěrů a vkladů mírně snižovaly a do konce roku 2006 zůstaly na relativně nízké úrovni. Zvýšila se tím dostupnost úvěrů domácnostem i prosperujícím podnikům. Stabilní úrokové marže se dařilo zajistit vyšším úrokovým rozpětím a zisky z rozvíjených retailových operací s domácnostmi. Banky v České republice v porovnání s některými vybranými novými členy Evropské unie fungují v přísnějších ekonomických podmínkách – to se odráží jak v nižších maržích, tak i v nižších provozních nákladech. V nízkých maržích se odráží i relativně nízká úroveň úrokových sazeb. Porovnání čistých neúrokových výnosů na jednotku aktiv přináší Tabulka 47. 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 46: Čistá úroková marže (NIM, %)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006 <sup>a</sup>
CZ <sup>b</sup>	3,45	2,83	2,53	2,47	2,35	2,26	2,36	2,37	2,41
AT <sup>b,c</sup>	1,32	1,20	1,20	1,21	1,23	1,17	1,09	0,98	0,90
DE <sup>b,c</sup>	1,37	1,28	1,14	1,12	1,20	1,16	1,18	1,17	1,15
PT <sup>b,c,d</sup>	2,65	2,57	2,25	2,31	2,21	2,04	2,00	1,86	1,89
HU <sup>b</sup>	4,62	4,11	4,00	4,05	4,19	3,96	4,00	3,92	3,60
PL <sup>b</sup>	4,58	4,01	4,26	3,38	3,39	3,13	3,24	3,30	3,26
SI <sup>b</sup>	4,25	3,86	4,41	3,37	3,41	3,05	2,70	2,42	2,19
SK <sup>b</sup>	1,20	0,45	1,85	2,28	2,69	2,91	2,85	2,15	2,42

Poznámka:

a) Předběžná data.

b) Data na nekonsolidované bázi, Česká republika bez Konsolidační banky a bank v nucené správě.

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

d) Data 2005, 2006 na konsolidované bázi.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

<sup>80</sup> V polovině r. 2007 bylo ohroženo nesplácením 1,6 % úvěrů určených na bydlení a 7,7 % spotřebitelských úvěrů.

**Tabulka 47: Čisté neúrokové výnosy / průměrná aktiva (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006 <sup>a</sup>
CZ <sup>b</sup>	1,29	1,49	1,22	1,37	1,46	1,43	1,69	1,61	1,48
AT <sup>c</sup>	1,68	1,62	1,59	0,89	0,75	0,83	0,84	0,94	0,87
DE <sup>b</sup>	0,34	0,37	0,42	0,36	0,34	0,35	0,35	0,37	0,39
PT <sup>c</sup>	1,19	1,04	1,07	0,88	0,88	1,02	1,06	1,39	1,36
HU <sup>b</sup>	-1,08	0,99	1,06	1,34	1,50	1,70	1,67	1,66	1,77
PL <sup>b</sup>	2,01	2,48	2,73	3,05	2,73	2,52	2,37	2,32	2,28
SI <sup>b</sup>	1,19	1,29	1,41	1,47	1,84	1,63	1,72	1,60	1,67
SK <sup>b</sup>	1,70	1,75	1,14	1,09	1,25	0,95	1,44	1,48	1,36
EA-12 <sup>c,d</sup>	1,09	1,00	1,07	0,84	0,90	1,11	0,82	0,96	1,25

Poznámka:

a) Předběžná data.

b) Data na nekonsolidované bázi, Česká republika bez Konsolidační banky a bank v nucené správě.

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

d) Vážený průměr, od r. 2005 aritmetický průměr.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

Český bankovní sektor v posledních letech vykázal vysokou **rentabilitu aktiv** ze zisku před zdaněním. Vyšší zhodnocení aktiv si zajistil zejména úrokovou a poplatkovou politikou a menší potřebou opravných položek k podstupovaným rizikům. S výjimkou Maďarska a Polska, které vykázaly v roce 2006 vyšší ukazatel rentability aktiv ze zisku před zdaněním, byly banky v ČR podle konsolidovaných výsledků v souhrnu rentabilnější než v ostatních sledovaných zemích. V porovnání se zeměmi eurozóny dosáhly vyšší rentability kapitálu irentability aktiv. V rentabilitě kapitálu se českému bankovnímu sektoru v roce 2006 přiblížil rakouský bankovní sektor (viz Tabulka 48 a Graf 23).

**Tabulka 48: Zisk před zdaněním / průměrná aktiva (%)**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006 <sup>a</sup>
CZ <sup>b</sup>	-0,34	-0,21	0,56	0,93	1,59	1,64	1,76	1,76	1,61
AT <sup>c</sup>	1,25	1,21	1,39	1,25	0,53	0,60	0,96	0,65	0,91
DE <sup>b</sup>	0,61	0,35	0,29	0,20	0,15	0,03	0,14	0,44	0,36
PT <sup>c</sup>	1,09	1,05	1,05	0,96	0,78	0,89	0,84	1,03	1,18
HU <sup>b</sup>	-1,60	0,52	1,31	1,58	1,68	1,86	2,34	2,40	2,20
PL <sup>b</sup>	1,75	1,60	1,51	1,36	0,82	0,95	1,57	1,96	2,05
SI <sup>b</sup>	1,22	0,82	1,14	0,45	1,11	1,00	1,06	1,00	1,25
SK <sup>b</sup>	-0,45	-3,99	0,54	1,02	1,16	1,17	1,15	1,05	1,13
EA-12 <sup>c,d</sup>	0,69	0,73	0,83	0,47	0,40	0,47	0,58	.	.

Poznámka:

a) Předběžná data.

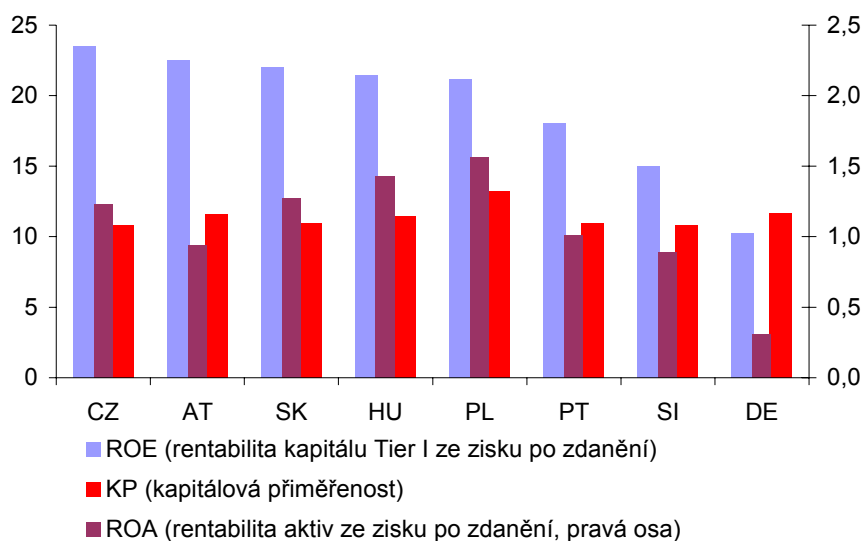
b) Data na nekonsolidované bázi, Česká republika bez Konsolidační banky a bank v nucené správě.

c) Data na konsolidované bázi. Zisk před zdaněním / aktiva ke konci roku.

d) Vážený průměr.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

**Graf 23: Rentabilita a kapitálová přiměřenost bank v roce 2006 (%)**



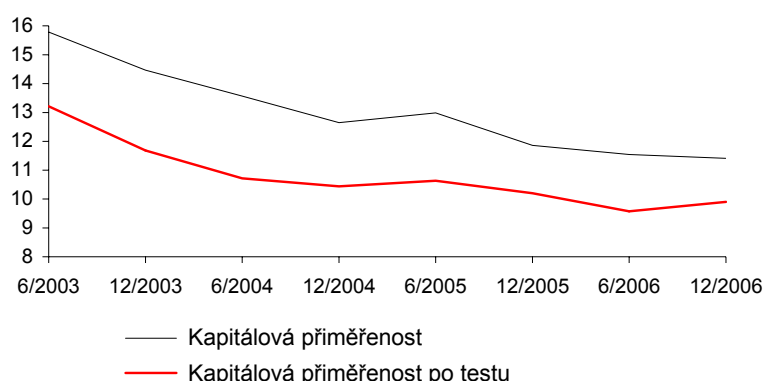
Poznámka: Údaje na konsolidované bázi.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky, ECB

Bankovní sektor jako celek si zajistil pro daný i následující rok stabilitu a udržel si schopnost tlumit případné vnější šoky a nepříznivé působení makroekonomických faktorů, což indikovaly i **výsledky zátěžových testů**. Bankovní sektor byl testován zátěží nepříznivých změn úrokových sazeb, měnového kurzu a kvality úvěrů. 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. Účinky kombinací těchto šoků byly posuzovány porovnáním kapitálové přiměřenosti před šoky a po působení šoků na portfolia bank. Bankovní sektor jako celek obstál s kapitálovou přiměřeností 9,9 % po výrazných hypotetických šocích na datech ke konci roku 2006 (viz Graf 24).

Scénář se zabudováním výhledu makroekonomických veličin z prognózy ČNB a kreditního modelu vývoje úvěrového rizika signalizuje pouze mírné dopady do solventnosti bank v horizontu příštího roku. Pro nejhorší uvažovaný makroekonomický scénář by kapitálová přiměřenost bankovního sektoru mohla klesnout na 10,5 %.

**Graf 24: Výsledky zátěžových testů pro český bankovní sektor  
(kapitálová přiměřenost, %)**



Zdroj: ČNB

V podmínkách růstu domácí ekonomiky a hospodářského oživení v zemích Evropské unie zatím splňuje bankovní sektor jako celek kapitálové, výnosové a obezřetnostní předpoklady pro další rozvoj úvěrových aktivit vůči podnikové sféře i vůči domácnostem, přestože se bankovní úvěry domácnostem zvyšují meziročně o 32 %.

Po proběhlých strukturálních změnách má český bankovní sektor vytvořeny vhodné předpoklady ke zvládnutí případných ekonomických šoků. Pozitivní dopad změn se však částečně vyčerpává se snižováním solventnosti a kapitálové přiměřenosti bank v důsledku rozdělování zisku vlastníkům bank. S přechodem bankovníctví na podmínky Basel II v roce 2007 může dojít ke zvýšeným kapitálovým požadavkům, interně v souvislosti se zvýšeným krytím operačního rizika bank, externě s krytím úvěrového rizika vůči podnikové sféře. V podmínkách pozvolného růstu úrokových sazeb nelze vyloučit obtíže některých domácností se splácením úvěrů, což by se projevilo ve zhoršení kvality portfolia úvěrů. Další růst zadlužení domácností by mohl v bankovním sektoru vyvolat vyšší tvorbu opravných položek, jestliže banky podcení neschopnost splácet dluhy. Situace roku 2007 je v tomto směru stále na přijatelné úrovni, ale do budoucna může rozvoj bankovních obchodů vyžadovat kapitálové posílení bank.



### 3. SHRNUÍ VÝSLEDKŮ ANALÝZ – SROVNÁNÍ S DOKUMENTEM 2006

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>a</sup>	Hodnota 2007 <sup>b</sup>	Komentář
<b>CYKlickÁ A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST</b>					
<b>Přímé ukazatele sladění</b>					
Reálná ekonomická konvergence	HDP na hlavu, PPP, EA-12=100	1.1.1	68,5	72,1 <sup>c</sup>	Konvergence ČR pokračuje. Ukazatel nad úrovní PT, HU, SK a PL.
	Cenová hladina HDP, EA-12=100	1.1.1	55,0	57,8 <sup>c</sup>	V roce 2006 došlo k dalšímu přiblížení, přetrvává velké zaostávání za AT, DE, PT i SI.
	Reálný kurz vůči euru, 1998=100	1.1.1	123	129	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	V roce 2006 společně s PT a SK výrazně nejnižší úroveň. Nízká úroveň sazeb je příhodná pro přijetí eura, další reálné zhodnocování však může vést k záporným krátkodobým sazbám peněžního trhu v reálném vyjádření.
Korelační koeficienty reálné ekonomické aktivity (CZ a EA-12).	HDP (Metoda 1)	1.1.2	0,29	0,62 <sup>c</sup>	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 nižší než v ostatních srovnávaných zemích s výjimkou HU. Metoda 2 nenalézá statisticky významnou korelaci.
	HDP (Metoda 2)	1.1.2	0,26	0,33 <sup>c</sup>	
	HDP (Metoda 1, dynamická korelace, průměr pro uvažované délky cyklu)	1.1.2	0,33	0,70 <sup>c</sup>	
Hodnota 2006: 2001:Q1–2006:Q1 Hodnota 2007: 2002:Q1–2007:Q1	IPP (Metoda 1)	1.1.2	0,77	0,77 <sup>c</sup>	Korelace statisticky významná, hodnota srovnatelná nebo vyšší než ve většině srovnávaných zemí s výjimkou DE. Ukazatel popisuje jenom část ekonomiky.
	IPP (Metoda 2)	1.1.2	0,41	0,25 <sup>c</sup>	
Metoda 1: meziroční diference Metoda 2: mezičtvrtletní (resp. meziměsíční) diference	Celkový vývoz (Metoda 1)	1.1.2	0,64	0,63 <sup>c</sup>	Metody poskytují rozdílné výsledky. Metoda 1 ukazuje statisticky významnou korelaci.
	Celkový vývoz (Metoda 2)	1.1.2	0	-0,04 <sup>c</sup>	
	Vývoz ČR do EA-12 vs. HDP EA-12 (Metoda 1)	1.1.2	0,42	0,38 <sup>c</sup>	Metoda 1 ukazuje pokles korelace mezi obdobími. Obě metody vylučují v posledním období statisticky významný vztah.
	Vývoz ČR do EA-12 vs. HDP EA-12 (Metoda 2)	1.1.2	0,24	0,30 <sup>c</sup>	

Analyza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>a</sup>	Hodnota 2007 <sup>b</sup>	Komentář
Synchronizace poptávkových šoků	Strukturální vektorová autoregrese, korelace	1.1.3	asymetrie	asymetrie <sup>c</sup>	Nulová korelace šoků, beze změny mezi zkoumanými obdobími. Ostatní srovnávané země s výjimkou HU též nevykazují statisticky významnou korelaci.
Synchronizace nabídkových šoků	Strukturální vektorová autoregrese, korelace	1.1.3	asymetrie	asymetrie <sup>c</sup>	Od roku 2001 přiblížení hodnoty korelace ze záporných hodnot k nule.
Dopad asymetrického šoku vyvolaného přílivem finančních prostředků z EU	Propočet metodou fiskálního impulzu, čtvrtletní predikční model ČNB	1.1.4	nevýrazný dopad	nevýrazný dopad	Je očekáván pomalejší náběh čerpání finančních prostředků z EU. Nebude vytvářet výrazný tlak na měnovou politiku a kurz.
Strukturální podobnost ekonomik CZ a EA-12	Landesmannův index	1.1.5	0,15	0,15	ČR má nejvyšší strukturální odlišnost ze srovnávaných zemí.
Konvergence úrokového diferenciálu	Rozdíl tříměsíčních a pětiletých sazeb	1.1.6	konvergence	konvergence <sup>c</sup>	ČR má nulový až mírně záporný úrokový diferenciál.
Konvergence měnových kurzů k euru	Bivariate GARCH	1.1.7	vysoká korelace	vysoká korelace	Vysoká korelace od minulého roku pouze mírně poklesla v souvislosti s volatilitou kurzu dolaru.
Volatilita měnového kurzu (kurz k euru, analizováno, v %)	historická (denní výnosy v období šesti měsíců)	1.1.8	<5 (2006)	4 (2007)	V čase klesající volatilita. V posledním období má česká koruna nejnižší volatilitu ze srovnávaných měn.
	implikovaná (opce)	1.1.8	<5,5 (2006)	4 (2007)	V čase zvolna klesající tendence, nižší než SK, HU a PL.
	historická (čtvrtletní výnosy, 1999–2006)	1.1.8	3,8	3,6	Variabilita vyšší než SI, nižší než HU, PL a SK.
	fundamentální (vývoj OCA kritérií)	1.1.8	6,0	5,9	Očekávaná variabilita podobná HU a SK.
<b>Vliv mezinárodních ekonomických vztahů</b>					
Podíl zahraničního obchodu s eurozónou na celkovém zahraničním obchodě	Vývoz, %	1.2.1	59,3	58,4	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	
Podíl přímých investic z/do eurozóny na HDP	Příviv PI, % (stav)	1.2.1	38 (2004)	42 (2005)	Vysoká vlastnická provázanost, především na straně přílivu PZI.
	Odliv PI, % (stav)	1.2.1	1 (2004)	1 (2005)	
Podíl vnitrodvětvového obchodu	Grubelův-Lloydův index	1.2.2	0,8 (2004)	0,8 (2005)	Vysoký podíl vnitrodvětvového obchodu (vyšší má pouze AT) se příliš nemění.

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>a</sup>	Hodnota 2007 <sup>b</sup>	Komentář
<b>Finanční trh</b>					
Finanční sektor	Aktiva finančního systému % HDP	1.3.1	134,8	133,4 <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.
	Úvěry bank nebankovním klientům, % HDP	1.3.1	40,5	45,3 <sup>c</sup>	
	Aktiva bankovního sektoru/aktiva finančního systému, %	1.3.1	73,6	73,3	
	Bankovní úvěry domácnostem % úvěrů celkem	1.3.1	34,7	38,2	
Integrace finančních trhů Rychlost sblížení výnosů s výnosy v eurozóně (koeficient beta-konvergence, 2001–2007)	Peněžní trh	1.3.2	-	-0,6	Vysoká rychlost přizpůsobení na akciovém a dluhopisovém trhu srovnatelná s AT a PT. Na devizovém trhu srovnatelná s ostatními sledovanými zeměmi s výjimkou SI, na peněžním trhu nižší.
	Devizový trh	1.3.2	-	-0,9	
	Dluhopisový trh (2002–2007)	1.3.2	-	-0,9	
	Akciový trh	1.3.2	-0,9	-0,9	

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>a</sup>	Hodnota 2007 <sup>b</sup>	Komentář
<b>PŘÍPUSOBOVACÍ MECHANISMY</b>					
<b>Fiskální politika</b>					
Deficit vládního sektoru	Odhad ČNB % HDP, ESA 95	2.1.2	-3,5 (2006)	-3,5 <sup>c</sup> (2007)	Přes horší očekávání bylo maastrichtské kritérium v roce 2006 nakonec těsně splněno, v roce 2007 se očekává zhoršení.
Veřejný dluh	Odhad ČNB % HDP, ESA 95	2.1.2	30,6 (2006)	30,5 (2007)	Výhled v podstatě stagnace podílu (dané růstem HDP).
<b>Pružnost mezd a strnulost inflace</b>					
Pružnost reálných mezd 2001–2006:Q1 resp. 2002–2007:Q1	Phillipsova křivka	2.2.1	-0,008	-0,019	Pružnost mezd se oproti minulé analýze statisticky významně nezměnila, od 90. let zřejmě došlo k poklesu pružnosti k statisticky nevýznamným hodnotám. Nízká pružnost je pozorována i u ostatních srovnávaných zemí.
Pružnost reálných mezd 2005–2006	Mzdová křivka	2.2.2	-	0,06	Mezi regionální nezaměstnaností a mzdami v české ekonomice není v poslední době sledován statisticky významný vztah.
Inflační perzistence 1998–2006	Metoda 1 (neparametrická)	2.2.3	0,93	0,92	Metody poskytují rozličné výsledky. Metoda 3, která zřejmě nejlépe zohledňuje tranzitivní charakter české ekonomiky, hodnotí strnulost inflace jako srovnatelnou s AT a DE, ale vyšší než PT a SI.
	Metoda 2 (suma AR koef., konst.střednědobá hodnota)	2.2.3	-	0,74	
	Metoda 3 (suma AR koef., středněd. hodnota se mění)	2.2.3	-	0,45	
<b>Pružnost trhu práce</b>					
Dlouhodobá nezaměstnanost	Míra dlouhodobé nezaměstnanosti, %	2.3.1	4,2	3,9	Mírné snížení dlouhodobé nezaměstnanosti, vyšší hodnoty než AT, PT, HU a SI. Podíl dlouhodobě nezaměstnaných je vysoký a roste (cyklický vývoj).
	Podíl dlouhodobě nezam. na celk. nezam., %	2.3.1	53	54	
Regionální rozdíly nezaměstnanosti	Variační koeficient míry nezaměstnanosti (na úrovni krajů, NUTS-3)	2.3.1	44 (2004)	47 (2005)	Společně s DE nejvyšší hodnoty ze srovnávaných zemí (u DE jde zejména o rozdíl mezi východními a západními spolkovými zeměmi), nárůst od loňského roku (cyklický charakter).
Mobilita obyvatelstva	Vnitřní stěhování - na tis. ob.	2.3.1	20,9	21,9	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	Menší intenzita než v AT, DE a SI, více než HU, PL, SK. Nárůst v ČR po roce 2002 může mít souvislost s dílčím uvolněním administrativních podmínek a v roce 2006 s vývojem poptávky po práci.

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2006 <sup>a</sup>	Hodnota 2007 <sup>b</sup>	Komentář
Institucionální prostředí	Odbory a kolektivní vyjednávání	2.3.3			Podle OECD v mezinárodním srovnání relativně nízký vliv kolektivního vyjednávání na tvorbu mezd (data z roku 2000). Nové studie pro ČR indikují možné vyšší pokrytí kolektivními smlouvami, i když vliv kol. vyjednávání je asi spíše omezený.
	Minimální mzda jako % podíl prům. mzdy v prům. a služ.	2.3.3	38,8 (2004)	39,1 <sup>c</sup> (2005)	Dle odhadu ČNB vzrostl podíl v r. 2006 o 0,6 p.b., ale v roce 2007 poklesl.
	Index ochrany zaměstnanosti – stálá zaměstnání	2.3.3	3,3 (2003)	3,3 (2006)	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.
	Index ochrany zaměstnanosti – dočasná zaměstnání	2.3.3	0,5 (2003)	1,1 (2006)	Po SK nejnižší hodnota ze srovnávaných zemí.
	Index administrativních překážek v podnikání	2.3.3	1,9 (2003)	1,9 (2003)	Po PL nejvyšší. V letech 2005–2007 zřejmě došlo k dílčímu zlepšení (novely obchodního a živnostenského zákona, digitalizace obchodního rejstříku), s možným pozitivním dopadem na tvorbu pracovních míst.
	Celkové zdanění práce (osoby na úrovni průměrné mzdy, %)	2.3.3	43,8	42,6	Mírný pokles. Nižší než AT, DE, HU a PL, vyšší než v ostatních srovnávaných zemích.
	Celkové zdanění práce (osoby na úrovni dvou třetin průměrné mzdy, %)	2.3.3	42,1	40,1 <sup>c</sup>	
	Podíl čistého příjmu domácnosti bez a se zaměstnáním, % <sup>e</sup>	2.3.3	81 (2004)	74 <sup>c</sup> (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 lednu 2007.

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2005 <sup>a</sup>	Hodnota 2006 <sup>b</sup>	Komentář
<b>Pružnost bankovního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky</b>					
Úvěry v selhání	% podíl na úvěrech celkem	2.4	3,9	3,7	Mírný pokles podílu od loňského roku. Mírně vyšší než PT, AT a HU, nižší než PL, SI, SK a DE.
Čistá úroková marže	%	2.4	2,4	2,4	Úroková marže víceméně stabilní, nižší než v HU a PL. Vyšší než srovnávané země eurozóny.
Čisté neúrokové výnosy	% průměrných aktiv	2.4	1,6	1,5	Vyšší než srovnávané země eurozóny a SK.
Zisk před zdaněním/pr. aktiva	%	2.4	1,8	1,6	Po HU a PL nejvyšší ze srovnávaných zemí.
Kapitálová přiměřenost bank	%	2.4	11,9	11,4	Mírný pokles, zůstává na přijatelné úrovni, která je podobná jako v ostatních srovnávaných zemích.
Kapitálová přiměřenost bank po zátěžových testech	%	2.4	10,2	9,9	Dostatečná úroveň.

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

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

c/ Hodnota 2007 není plně srovnatelná s hodnotou 2006. Důvody spočívají zejména v revizi dat pozorované veličiny, změně výpočtu, či jiné realizaci (u fiskálu).

d/ Podíl přímých investic z / do eurozóny na celkových přímých investicích do / z ČR.

e/ 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

---

Analýzy obsažené v tomto dokumentu jsou zpracovány na základě dat zveřejněných do konce srpna 2007. Vzhledem k časovému pokrytí, které pro většinu analýz končí rokem 2006, je celek eurozóny definován jako EA-12. Údaje, které nejsou k dispozici, jsou v tabulkách v části D označeny “.”, značka “-” v části 3 znamená, že analýza nebyla v daném roce provedena.

# 1. CYKlická A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST

## 1.1 Přímé ukazatele sladění

### 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. Graf prezentující strukturu inflace v České republice v rozdělení na ceny potravinářského zboží, ostatní obchodovatelné ceny, regulované ceny a ostatní neobchodovatelné ceny vychází z pravidelných analýz ČNB prováděných pro účely měnové politiky (viz též Zprávy o inflaci publikované ČNB). Tyto analýzy využívají informace ČSÚ o vývoji cen jednotlivých reprezentantů ve spotřebním koši.

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 1995–2006 (podobně viz Čihák, Holub, 2003 a 2005). Dvoustupňovou panelovou metodou nejmenších čtverců bez fixních či náhodných efektů byl odhadnut vztah

$$P_{C,t} = 28,14 + 0,75 HDP_{PPP,t} + 0,92 AR(1)_t,$$

kde  $P_{C,t}$  je cenová hladina finální 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-12=100) a  $AR(1)_t$  je autoregresní člen prvního stupně.<sup>81</sup> Simulace tempa rovnovážné reálné apreciacie počítají s beta-konvergencí HDP k úrovni EA-12 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 0,89–0,95).<sup>82</sup>

Metoda 2 přebírá odhady rovnovážné reálné apreciacie prezentované pro Českou republiku, Maďarsko, Polsko, Slovensko a Slovinsko v analýze Brůhy a Podpiery (2007). Tato analýza je postavena na kalibrovaném dynamickém modelu všeobecné rovnováhy pro dvě nestejně

---

<sup>81</sup> Jako instrumentální proměnné byly použity konstanta,  $P_{C,t-1}$ ,  $P_{C,t-2}$ ,  $HDP_{PPP,t-1}$  a  $HDP_{PPP,t-2}$ .

<sup>82</sup> Oproti analýzám za rok 2006 je tak použita metoda zdokonalena ve dvou aspektech. Zaprvé, namísto průřezového srovnání jednotlivých zemí v jednom roce (tzv. cross-country odhad) je použita panelová regrese, podstatně zvyšující počet pozorování. Zadruhé, v rámci panelové regrese je možno přímo odhadnout autoregresní proces sledovaný rezidui jednotlivých zemí a kvantifikovat míru nejistoty tohoto odhadu, zatímco v předchozích analýzách byl předpokládán ad hoc interval pro autoregresní člen (0,9–0,975).

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. Jejich průměrná roční úroveň 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 cca 1,8% rovnovážné tříměsíční reálné sazby v eurozóně<sup>83</sup>, od níž je odečten interval odhadů rovnovážného reálného zhodnocování pro každou zemi (viz výše), resp. jemu odpovídající očekávaný inflační diferenciál vůči průměru eurozóny.

### 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>84</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 vyjádřeného 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 vyjádřeného v národní měně. Zdrojem dat o HDP a IPP je Eurostat, údaje o vývozu jsou získány z databáze IMF.

<sup>83</sup> V porovnání s analýzami za rok 2006 byl předpoklad tříměsíční reálné sazby v eurozóně zvýšen o 0,8 procentního bodu, a to v souladu se změnou odhadu rovnovážné reálné sazby v eurozóně v prognózách ČNB.

<sup>84</sup> Croux, Forni a Reichlin (2001).



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>85</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:

### 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 zmínené 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:Q1–2007: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:M1–2007: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:Q1–2006:Q4 pro data čtvrtletní a 1997:M1–2001:M12 a 2002:M1–2006:M12 pro data měsíční. Volba jednotlivých intervalů byla vedena snahou o maximální možné sjednocení, aby byly výsledky navzájem porovnatelné.

---

<sup>85</sup> Např. Frankel a Rose (1997). Vlastnosti jednotlivých metod jsou popsány v Canova (1998).

### 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 Babetskii, 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 – 2007:Q2. Výpočet korelace šoků mezi skupinou nových členských zemí Evropské unie a stávajících členů eurozóny a celku EA-12 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 Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU

Vstupními daty pro analýzu makroekonomických dopadů přílivu prostředků z fondů EU jsou pracovní odhady Ministerstva financí o očekávaných finančních tocích mezi ČR a EU v letech 2007 – 2013. Tyto odhady jsou primárně vyjádřeny v eurech a respektují stanovenou metodiku náběhu čerpání zdrojů EU. Současně jsou do analýzy zahrnuty údaje o skutečně realizovaných finančních tocích mezi ČR a EU v letech 2005 – 2006. K převodu údajů vyjádřených v eurech na české koruny je využit výhled kurzu CZK/EUR dle aktuální (tj. červencové) makroekonomické prognózy ČNB.

Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU jsou simulovány za využití čtvrtletního predikčního modelu ČNB.<sup>86</sup> Do rovnice výstupové mezery je ve formě rezidua vložen nejen standardní fiskální impulz, ale i dodatečně identifikovaný impulz z titulu přílivu prostředků z EU. Makroekonomické dopady jsou vyjádřeny v podobě odchylek sledovaných ukazatelů od základního scénáře makroekonomické prognózy ČNB z července 2007.

Ekonomický impulz z titulu přílivu prostředků z EU je odvozen od objemů dodatečných příjmů, které ze zdrojů EU čerpal či podle předpokladů bude čerpat soukromý sektor nad rámec prostředků zohledněných ve výdajích veřejného sektoru (dále jen dodatečné příjmy z EU). Těmito dodatečnými příjmy jsou předstupní nástroje Sapard a Phare, prostředky na podporu zemědělství, přibližně 70 % prostředků na projekty ze strukturálních fondů a zdroje na vnitřní politiky. Do výpočtu impulzu naproti tomu nejsou zahrnuty příjmy z kohezního fondu (KF) a předstupního nástroje Ispa<sup>87</sup>, které jsou cíleny na velké infrastrukturní projekty a na projekty na ochranu životního prostředí. Tyto prostředky by měly být zachyceny v rámci investic veřejného sektoru, který je jejich hlavním zadavatelem. Současně nejsou zohledněny kompenzace, které jsou přímým příjmem státního rozpočtu. Dodatečná poptávka veřejného sektoru vyplývající z těchto příjmů je zachycena v hodnotě fiskálního impulzu, který standardně vstupuje do prognózy ČNB.

Dodatečné příjmy z EU pro účely propočtu ekonomického impulzu nezahrnují skutečně vykázané finanční toky v rámci čisté pozice mezi ČR a EU, ale obsahují pouze tzv. uskutečněné výdaje<sup>88</sup>. Vyloučeny jsou tedy např. zálohové platby, které zatím nebyly použity

<sup>86</sup> Více informací o čtvrtletním predikčním modelu ČNB viz Beneš a kol. (2003).

<sup>87</sup> Předstupní nástroj Ispa je předchůdcem finanční pomoci z KF z období před vstupem ČR do EU.

<sup>88</sup> Uskutečněné výdaje zahrnují prostředky, které jsou požadovány v zaslaných žádostech o platbu konečnými příjemci na zprostředkující subjekt.

k proplacení realizovaných projektů. Výše uskutečněných výdajů za roky 2005–2006 a za 1. pololetí roku 2007 jsou převzaty z dokumentu „Průběh čerpání strukturálních fondů“, jehož zpracovatelem je MMR<sup>89</sup>. Prognóza těchto výdajů pro období 2007–2013 je expertním odhadem ČNB. V propočtech je uvažováno, že neexistuje velké zpoždění mezi realizací projektu a následným zasláním žádosti o platbu konečnými příjemci.

Konečná hodnota impulzu vyjadřující dopad dodatečných příjmů z EU do ročního růstu reálného HDP v p.b. je odvozena na základě stejného postupu, který je aplikován při výpočtu fiskálního impulzu v rámci prognostického aparátu ČNB. Jedná se tedy o meziroční změnu dodatečných příjmů z EU vyjádřených v procentech HDP a přenásobené odhadnutým multiplikátorem. Údaje o vývoji českého HDP v letech 2007–2013 jsou převzaty z červencové prognózy ČNB (současně se předpokládá, že index deflátoru HDP se bude blížit inflačnímu cíli).

### 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>90</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.

<sup>89</sup> [www.strukturalni-fondy.cz](http://www.strukturalni-fondy.cz)

<sup>90</sup>  $SL = \sum_{i=1}^n \sqrt{(I_{sh_A^i} \cdot 100 - I_{sh_B^i} \cdot 100)^2} \cdot \left( \frac{I_{sh_A^i} \cdot 100}{100} \right) = 100 \sum_{i=1}^n \sqrt{(I_{sh_A^i} - I_{sh_B^i})^2} \cdot I_{sh_A^i} = 100 \cdot I_{SL}$

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

### 1.1.6 Konvergence úrokového diferenciálu

Konvergence v úrokových sazbách může být zkoumána pomocí testu jednotkového kořene (viz např. Lee a Wu, 2004, a Kočenda, 2001). Pro analýzu konvergence úrokových sazeb České republiky, Maďarska, Polska, Slovinska a Slovenska je však nutno vzít v úvahu relativně malou délku časových řad, které jsou k dispozici, a také přerušení časových řad. Proto je použita jednoduchá metoda grafického znázornění úrokového diferenciálu vůči eurozóně.

K měření úrokových diferenciálů mezi tříměsíčními a pětiletými sazbami eurozóny a odpovídajícími sazbami České republiky, Maďarska, Polska, Slovinska a Slovenska byla použita data agentury Bloomberg. Pro porovnání instrumentů s tříměsíční splatností jsou použity mezibankovní sazby Euro Area Interbank Offered Rate (EURIBOR), Prague Interbank Offered Rate (PRIBOR), Budapest Interbank Offered Rates (BUBOR), Warsaw Interbank Offer/Bid Rate (WIBO), Slovenia Interbank Rate (SITI) and Bratislava Interbank Offered Rate (BRIBOR).<sup>91</sup> Pro porovnání delších úrokových sazeb je použita úroková sazba na pětileté vládní dluhopisy.<sup>92</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 1999 pro Polsko a únorem 2002 pro Slovensko; pro Slovinsko nejsou údaje k dispozici. Všechny časové řady končí měsícem července 2007.

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 zbývající splatností přibližně deset let. Pro agregát EA-12 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–duben 2007 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>93</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, Slovinska a Slovenska k přijetí eura.

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

---

<sup>91</sup> Chybějící data byla převzata z databáze New Cronos. Jedná se o tříměsíční úrokové sazby eurozóny do prosince 1998 a tříměsíční úrokové sazby Slovinska od května 1998 do prosince 2001.

<sup>92</sup> Kódy v systému Bloomberg jsou následující: EUR003M Index, PRIB03M Index, BUBOR03M Index, WIBO3M Index, SITI3M Index, BBOR3M Index, a GECU5YR Index, CZGB5YR Index, GHGB5YR Index, POGB5YR Index, a CTSKK5YR Corp.

<sup>93</sup> Stejná metoda je použita v Castrén a Mazzotta (2005).

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

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. 1994 až 10. 8. 2007. Použita byla data v denní frekvenci z informačního zdroje Bloomberg. Kurz slovinského tolaru do roku 1998 byl získán z webové stránky Slovinské centrální banky.

### 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:

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

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, EURHUF6VM.

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 všechn 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 dvoumístné klasifikace SITC (komodity i jsou tudíž dány jednotlivými skupinami dvoumístného 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) a úvěry živnostníkům – podnikatelům (rezidenti).

### 1.3.2 Integrace finančních trhů

Pro kvantifikaci beta-konvergence lze s výhodou využít běžné regresní analýzy nebo metody panelových odhadů, 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>94</sup>  $\Delta$  představuje operátor diference,  $\alpha_i$  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 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:

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

kde symbol  $Y$  představuje výnos aktiva,  $\bar{y}$  střední hodnotu datového souboru 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>95</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

<sup>94</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.

<sup>95</sup> Pro dvojice zemí odpovídají vypočítané hodnoty v každém období v podstatě polovině druhé mocniny diferenciálu výnosů.

nízký stupeň integrace. Pro grafické znázornění byly výsledky filtrovány Hodrick- Prescottovým filtrem s doporučeným koeficientem pro týdenní časové řady  $\lambda = 270400$ .

Výpočty byly provedeny na týdenních datech (průměry z denních dat) pocházejících z agentury Bloomberg a zahrnující období od ledna 1995 do července 2007 pro devizový a akciový trh, pro trh peněžní období 2001–2007 a pro trh dluhopisový od 2002–2007 – viz Tabulka E.1. Z oblasti peněžního trhu byly použity tříměsíční sazby mezibankovního trhu, pro devizový trh národní měny kótovány oproti USD, pro dluhopisový trh pětileté vládní dluhopisy a pro akciový trh národní akciové indexy.

**Tabulka E.1: Datové zdroje**

	Peněžní trh	Devizový trh	Dluhopisový trh	Akciový trh
	1999-2007	1995-2007	2002-2007	1995-2007
CZ	PRIB03M INDEX	CZK CURRENCY	CZGB5YR INDEX	PX INDEX
AT	n.a.	n.a.	EC504050 GOVT	ATX INDEX
DE	n.a.	n.a.	GDBR5 INDEX*	DAX INDEX
PT	n.a.	n.a.	GSPT5YR INDEX	BVLX INDEX
HU	BUBOR03M INDEX	HUF CURRENCY	GHGB5YR INDEX	BUX INDEX
PL	WIB03M INDEX	PLN CURRENCY	POGB5YR INDEX	WIG INDEX
SI	SITI3M Index <sup>a</sup>	SIT CURRENCY <sup>b</sup>	n.a.	SVSM INDEX
SK	BBOR3M INDEX	SKK CURRENCY	CTSKK5YR GOVT	SKSM INDEX
EA-12	EUR003M INDEX*	USEU CURRENCY*	n.a.	SX5P INDEX* <sup>c</sup>

Poznámka: \* – benchmark, n.a. – údaje nejsou k dispozici, a – údaje od ledna roku 2002, b – údaje do konce roku 2006, c – SX5P 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).

Zdroj: Bloomberg.

## 2. PŘÍZPŮSOBOVACÍ 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>96</sup>, která pracuje na více desagregovaném principu oproti alternativním přístupům Evropské komise, Mezinárodního měnového fondu nebo OECD. Cyklicky očištěná složka

<sup>96</sup> Viz Bouthevillain a kol. (2001).



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 (ne-akruální) 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.

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, 2007).

## 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 nominální měsíční mzda (průměr za ekonomiku),  $p_t$  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 mzdy, koeficient  $c_2$  hodnotí ve skutečnosti pružnost reálných mezd, protože na pravé straně rovnice je rovněž přítomna cenová inflace. Zbytek variace mezd (například v důsledku změn produktivity, nárůstu dovozních cen apod.) je zahrnut do konstanty  $c_1$ . Data (čtvrtletní, sezonně očištěné řady) pocházejí z OECD, Main Economic Indicators, IMF, International Financial Statistics a Eurostat, Newcronos. Pro hodnocení vývoje v čase je elasticita mezd vypočítána jak za celé odhadované období (1996:Q1–2007:Q1), tak pro dvě subperiody, tj. 1996–2001 a 2002–2007.

### 2.2.2 Míra přizpůsobení regionálních reálných mezd změnám v regionální míře nezaměstnanosti (Mzdová křivka)

Tato analýza přebírá metodologii z práce Galuščák a Mních (2005). Autoři odhadují mzdovou křivku pomocí ročních údajů o mzdách a nezaměstnanosti za okresy ČR v období 1993–2006. Rovnici mzdové křivky můžeme zapsat ve tvaru:

$$w_{rt} = \alpha_r + \beta u_{rt} + \delta_t + \varepsilon_{rt}, \quad (1)$$

kde  $w_{rt}$  je logaritmus nominální mzdy v regionu  $r$  a čase  $t$  a  $u_{rt}$  je logaritmus regionální nezaměstnanosti. Regionální ( $\alpha_r$ ) a časové ( $\delta_t$ ) fixní efekty zachycují rozdíly v cenové hladině mezi regiony a změny cen v čase. V rovnici předpokládáme, že rozdíly mezi regiony přetrvávají, zatímco časové fixní efekty (roční dummy proměnné) měří agregátní šoky, které zasahují všechny regiony stejně. Fixní efekty zároveň nahrazují deflování nominálních mezd. Koeficient  $\beta$  měří elasticitu reálných mezd.

První diference rovnice (1) odstraňuje regionální fixní efekty:

$$w_{rt} - w_{r,t-1} = \beta(u_{rt} - u_{r,t-1}) + \delta_t'' + \varepsilon_{rt} - \varepsilon_{r,t-1}. \quad (2)$$

Rovnici (2) odhadujeme metodou nejmenších čtverců s využitím instrumentů pro míru nezaměstnanosti na pravé straně rovnice. Vývoj pružnosti reálných mezd můžeme sledovat z odhadů například pro dvouletá období mezi roky 1994 a 2006.

Mzdová křivka je odhadnuta na údajích o mzdách v okresech, které byly získány pracovištní a podnikovou metodou, prezentovány jsou odhady koeficientu  $\beta$ . Okresní mzdy jsou v období 1993–2001 sledovány pracovištní metodou. Od roku 2002 ČSÚ sleduje mzdy v okresech pouze podnikovou metodou, kdy údaje za pobočky podniků se zahrnují do okresu sídla ústředí. Z toho důvodu jsou odhady mzdové křivky na datech o mzdách podnikovou metodou v období 1993–2006 méně robustní.

### 2.2.3 Cenová pružnost – inflační perzistence

#### Metoda 1

Pro odhad inflační perzistence Metodou 1 využíváme neparametrickou techniku navrženou 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. Pro výpočet používáme měsíční data HICP inflace (meziroční změny) od 1997:1 do 2007:7. Vzhledem k tomu, že HP filtr je na okrajích časové řady poskytuje vychýlený odhad trendu, k vlastnímu výpočtu inflační perzistence použijeme data 1998:1–2006:12.

#### 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

$$\pi_t = \mu + \sum_{i=1}^K \alpha_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t,$$

přičemž  $\pi_t$  je pozorovaná inflace v čase  $t$ . Suma autoregresních koeficientů je pak definována jako

$$\rho_K = \sum_{i=1}^K \alpha_i$$

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 šumy,  $L^i$  je operátor zpoždění a  $\sum_{i=1}^4 \varphi_i$

je suma autoregresních koeficientů. Jedinou pozorovanou proměnou je inflace  $\pi_t$ , pro odhadování parametrů modelu je použitý Kalmanův filtr a bayesovský přístup kombinovaný s metodou *importance sampling*. Detaily použité metodologie jsou popsány v článku Franta,

Saxa a Šmídková (2007), kde je aplikovaná na data z jiného zdroje a časového období. K výpočtu Metodami 2 a 3 jsou použita čtvrtletní data CPI za období 1995:Q1–2007:Q1.

## 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). 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. Míra volných pracovních míst je definována jako podíl počtu volných pracovních míst a zaměstnanosti, kde zaměstnanost je pracovní síla minus nezaměstnanost. Údaje o nezaměstnanosti, pracovní síle 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 nejsou plně srovnatelné. Údaje o podílu cizinců v populaci a počtech přistěhovaných podle Eurostatu, údaje o evidované zahraniční zaměstnanosti v ČR jsou z MPSV.

### 2.3.3 Institucionální prostředí

Pružnost trhu práce může být do značné míry dána institucionálními faktory, mezi kterými sledujeme postavení odborů a kolektivní vyjednávání, minimální mzdu, stupeň ochrany pracovních míst, administrativní překážky v podnikání, zdanění práce a čisté nahrazovací poměry. Metodologie hodnocení pružnosti trhu práce do značné míry vychází z doporučení, která jsou obsažena v OECD Jobs Strategy (OECD 1994, OECD 1995). Hodnocení plnění těchto doporučení (viz např. OECD 1998, 2000, 2004, 2005 nebo Brandt, Burniaux, Duval 2005) je založeno na mezinárodní evidenci o vlivu institucionálních faktorů na makroekonomické veličiny.

**Odbory a kolektivní vyjednávání.** Relevantními ukazateli v oblasti institucionálního uspořádání kolektivního vyjednávání jsou odborová organizovanost, pokrytí kolektivními smlouvami, centralizace kolektivního vyjednávání a stupeň koordinace vyjednávání. Převzato z OECD (2004).

**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 výděлку (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 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.

**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.

**Celkové zdanění práce** se uvádí jako odvody z mezd placené zaměstnanci a zaměstnavateli a daně z příjmu ve vztahu k celkovým nákladům práce (OECD, 2007b).

**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 (Galuščák, Pavel 2007).

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 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.

### Kapitálová přiměřenost (%)

Ukazatel kapitálové přiměřenosti vyjadřuje vybavenost banky vlastními zdroji ve vztahu k rizikové struktuře aktiv a vybraných mimobilančních aktiv banky a k tržním rizikům. 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. Kladná hodnota kapitálové přiměřenosti znamená, že banka je solventní, a to za předpokladu, že 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 před zdaněním / průměrná aktiva (%)

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 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>97</sup>

---

<sup>97</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.
- 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.
- Babetskaia-Kukharchuk O., Babetskii I., Podpiera J. (2007): “Convergence in Exchange Rates: The Markets' View on CE-4 Joining EMU”, *Applied Economic Letters*, forthcoming.
- 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.
- 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.
- 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).
- 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. (2007): “Price Setting and Market Structure: An Empirical Analysis of Micro Data”, revised version of CEPR DP, No. 5445, Centre for Economic Policy Research, London, UK.
- 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.
- 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.
- Eichengreen, B. (1997): *European Monetary Unification: theory, practise, and analysis*. Massachusetts Institute of Technology, MIT Press, Cambridge, ISBN 0-262-05054-4.
- 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.
- Evropská komise (2007): *Public Finances in EMU*.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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., Ordonez 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.
- 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 (2007a): *Benefits and Wages: 2007 Edition*, Paris: OECD, forthcoming.
- OECD (2007b): *Taxing Wages 2005 – 2006*, 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.
- 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”, forthcoming.