

ANALÝZY STUPNĚ EKONOMICKÉ SLADĚNOSTI
ČESKÉ REPUBLIKY S EUROZÓNOU

6
2006

ANALÝZY STUPNĚ EKONOMICKÉ SLADĚNOSTI

ČESKÉ REPUBLIKY S EUROZÓNOU

2006

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
	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
	Miroslav Plašil	1.1.2
	Štěpán Radkovský	1.1.2
	Michal Slavík	2.1.1, 2.1.2, 2.1.3
	Marek Šesták	1.1.8
	Radka Štiková	1.1.2, 1.1.4
	Ivo Zeman	2.3.2.2
Editor:	Dana Hájková	
Asistentka editora:	Eva Grénarová	

Materiál byl schválen Bankovní radou ČNB dne 19.10.2006.

Obsah

A.	Úvod.....	6
B.	Exekutivní shrnutí	7
C.	Teoretická východiska analýz.....	11
D.	Výsledky analýz.....	13
1.	Cyklická a strukturální sladěnost	13
1.1	Přímé ukazatele sladěnosti	13
1.1.1	Reálná ekonomická konvergence.....	13
1.1.2	Korelace ekonomické aktivity.....	16
1.1.3	Synchronizace ekonomických šoků	21
1.1.4	Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU.....	22
1.1.5	Hodnocení strukturální podobnosti ekonomik	24
1.1.6	Konvergence úrokového diferenciálu	25
1.1.7	Konvergence měnových kurzů	27
1.1.8	Analýza volatility kurzu	29
1.2	Vliv mezinárodních ekonomických vztahů.....	31
1.2.1	Propojení ekonomiky s eurozónou	31
1.2.2	Vnitroodvětvový obchod.....	33
1.3	Finanční trh	34
1.3.1	Finanční sektor	34
1.3.2	Integrace akciových trhů	36
2.	Přizpůsobovací mechanismy	39
2.1	Fiskální politika.....	39
2.1.1	Stabilizační funkce veřejných rozpočtů	39
2.1.2	Deficit a dluh vládního sektoru a prostor pro stabilizační fiskální politiku.....	40
2.1.3	Dlouhodobá udržitelnost vývoje veřejných financí	44
2.2	Pružnost mezd a cen.....	45
2.2.1	Míra přizpůsobení růstu reálných mezd míře nezaměstnanosti – Phillipsova křivka 45	
2.2.2	Cenová pružnost – inflační perzistence.....	46
2.3	Pružnost trhu práce.....	47
2.3.1	Nezaměstnanost a vnitřní pružnost trhu práce	47
2.3.2	Mezinárodní mobilita pracovní síly	50
2.3.2.1	Zahraniční stěhování	50
2.3.2.2	Administrativní omezení mezinárodní mobility práce.....	52
2.3.3	Institucionální prostředí.....	54
2.4	Pružnost bankovního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky	62
3.	Shrnutí výsledků analýz – srovnání s dokumentem 2005	67
E.	Metodická část.....	73
1.	Cyklická a strukturální sladěnost	73
1.1	Přímé ukazatele sladěnosti	73
1.1.1	Reálná ekonomická konvergence.....	73
1.1.2	Korelace ekonomické aktivity.....	73
1.1.3	Synchronizace ekonomických šoků	75
1.1.4	Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU.....	75
1.1.5	Hodnocení strukturální podobnosti ekonomik	76
1.1.6	Konvergence úrokového diferenciálu	77
1.1.7	Konvergence měnových kurzů.....	78

1.1.8	Analýza volatility kurzu	78
1.2	Vliv mezinárodních ekonomických vztahů.....	79
1.2.1	Propojení ekonomiky s eurozónou	79
1.2.2	Vnitroodvětvový obchod.....	79
1.3	Finanční trh	79
1.3.1	Finanční sektor	79
1.3.2	Integrace akciových trhů	80
2.	Přízpůsobovací mechanismy	81
2.1	Fiskální politika.....	81
2.1.1	Stabilizační funkce veřejných rozpočtů	81
2.1.2	Deficit a dluh vládního sektoru a prostor pro aktivní stabilizační fiskální politiku.....	81
2.1.3	Dlouhodobá udržitelnost veřejných financí	82
2.2	Pružnost mezd a cen.....	82
2.2.1	Míra přizpůsobení reálných mezd míře nezaměstnanosti (Phillipsova křivka)	82
2.2.2	Cenová pružnost – inflační perzistence.....	83
2.3	Pružnost trhu práce.....	83
2.3.1	Nezaměstnanost a vnitrostátní mobilita pracovní síly.....	83
2.3.2	Mezinárodní mobilita pracovní síly	83
2.3.3	Institucionální prostředí.....	84
2.4	Pružnost bankovního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky	85
F.	Seznam použité literatury	88

Seznam tabulek

Tabulka 1: HDP na hlavu v paritě kupní síly (EU-12 = 100).....	14
Tabulka 2: Průměrná cenová hladina HDP (EU-12 = 100).....	14
Tabulka 3: Reálný kurz vůči euru (1998 = 100; na bázi HICP).....	15
Tabulka 4: Tříměsíční ex-post reálné úrokové sazby (v %; deflováno HICP).....	16
Tabulka 5: Korelační koeficienty ekonomické aktivity (vyjádřené pomocí reálného HDP a IPP) – vývoj v čase ^a	18
Tabulka 6: Korelační koeficienty celkové exportní aktivity a vývozu do eurozóny s HDP eurozóny – vývoj v čase.....	20
Tabulka 7: Korelace ekonomických šoků vůči eurozóně.....	22
Tabulka 8: Čerpání finančních prostředků ze strukturálních fondů EU v ČR (v mil. Kč).....	23
Tabulka 9: Předpokládané finanční toky z titulu členství České republiky v EU (v mld. Kč) a odhad jejich dopadu do ekonomiky.....	23
Tabulka 10: Dopad dodatečného impulzu z titulu přílivu finančních prostředků z EU (odchyly od základního scénáře červencové prognózy ČNB).....	24
Tabulka 11: Podíly ekonomických odvětví na HDP v roce 2005 (%) ^a	25
Tabulka 12: Skutečná a fundamentální volatilita kurzu.....	30
Tabulka 13: Podíl přímých zahraničních investic z eurozóny na HDP (%).....	32
Tabulka 14: Podíl přímých investic do eurozóny na HDP (%).....	33
Tabulka 15: Aktiva finančního systému / HDP (%).....	35
Tabulka 16: Úvěry bank nebankovním klientům / HDP (%).....	35
Tabulka 17: Aktiva bankovního sektoru / Aktiva finančního systému (%).....	36
Tabulka 18: Vývoj hodnot koeficientu beta.....	38
Tabulka 19: Deficit vládního sektoru (ESA95), odhad Evropské komise (v % HDP) ^a	41
Tabulka 20: Podíl mandatorních výdajů státního rozpočtu (v %).....	42
Tabulka 21: Podíl veřejných příjmů, výdajů a daňového břemene na HDP v roce 2005 (%).....	42
Tabulka 22: Veřejný dluh (ESA95), odhad Evropské komise (v % HDP).....	43
Tabulka 23: Dluhová služba, odhad Evropské komise (v % HDP).....	44
Tabulka 24 : Hrubý veřejný dluh (v % HDP).....	44
Tabulka 25: Elasticita mezd na míru nezaměstnanosti.....	45
Tabulka 26: Inflační perzistence (1998-2005).....	46
Tabulka 27: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti (%).....	47
Tabulka 28: Podíl dlouhodobě nezaměstnaných (%).....	48
Tabulka 29: Variační koeficient míry nezaměstnanosti.....	48
Tabulka 30: Objem vnitřního stěhování (na 1000 obyvatel).....	50
Tabulka 31: Postoje k mezinárodní mobilitě.....	50
Tabulka 32: Přistěhovalí (počet osob na 10 000 obyvatel).....	51
Tabulka 33: Přetrvávající administrativní bariéry pro nové členy Evropské unie.....	53
Tabulka 34: Odbory a kolektivní vyjednávání.....	55
Tabulka 35: Minimální mzda (%).....	56
Tabulka 36: Podíl zaměstnanců pobírajících minimální mzdu (%).....	56
Tabulka 37: Minimální mzda a hrubá měsíční mzda ve vybraných profesích (%).....	56
Tabulka 38: Index ochrany zaměstnanosti (EPL) ^a	57
Tabulka 39: Index administrativních překážek v podnikání ^a	59
Tabulka 40: Celkové zdanění práce ^a	60
Tabulka 41: Čisté nahrazovací poměry ^a	61
Tabulka 42: Podíl ohrožených úvěrů na úvěrech celkem v bankovním sektoru (%).....	62
Tabulka 43: Kapitálová přiměřenost bankovního sektoru (%).....	63
Tabulka 44: Čistá úroková marže (NIM, %).....	63
Tabulka 45: Čisté neúrokové výnosy / průměrná aktiva (%).....	64
Tabulka 46: Zisk před zdaněním / průměrná aktiva (%).....	64

Seznam grafů

Graf 1: Meziroční změny reálného HDP (%).....	17
Graf 2: Meziroční změny indexu průmyslové produkce (%).....	19
Graf 3: Dynamická korelace ekonomické aktivity měřená na základě meziročních změn reálného HDP – vývoj v čase.....	20
Graf 4: Strukturální podobnost ve vztahu k eurozóně.....	25
Graf 5: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1998-2006 (procentní body).....	26
Graf 6: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1990-2006, dlouhodobé úrokové sazby (procentní body) .	27
Graf 7: Korelační koeficient měnových kurzů k americkému dolaru	28
Graf 8: Podíl vývozu do eurozóny na celkovém vývozu (%).....	31
Graf 9: Podíl dovozu z eurozóny na celkovém dovozu (%).....	32
Graf 10: Intenzita vnitroodvětvového obchodu s eurozónou	34
Graf 11: Bankovní úvěry domácnostem (podíl na HDP a bankovních úvěrech celkem v roce 2005, %).....	36
Graf 12: Vývoj hodnot koeficientu sigma	38
Graf 13: Dekompozice historie a výhledu fiskálního deficitu na cyklickou a cyklicky očištěnou část dle analýz ČNB (% HDP)	40
Graf 14: Agregátní fixní efekty párovací funkce pro Českou republiku	49
Graf 15: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle odvětví (tisíce osob).....	52
Graf 16: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle profesí (tisíce osob).....	52
Graf 17: Náklady na individuální ukončení smlouvy na dobu neurčitou podle délky trvání pracovní smlouvy (počet dnů vyplácené mzdy)	58
Graf 18: Rentabilita a kapitálová přiměřenost bank v roce 2005 (%).....	65
Graf 19: Výsledky zátěžových testů pro český bankovní sektor (kapitálová přiměřenost, %)	65

A. Úvod

Přistoupení České republiky k eurozóně přinese českému hospodářství mnoho výhod, ale i některá rizika. Ztráta nezávislé měnové politiky a nahrazení domácí měny eurem při vstupu do eurozóny budou pro českou ekonomiku znamenat náklady spojené s nemožností kurzového přizpůsobení při ztrátě konkurenceschopnosti proti největším obchodním partnerům a s velmi omezeným vlivem na úroveň měnověpolitických úrokových sazeb. Při ekonomickém vývoji odlišném od vývoje v eurozóně jako celku může docházet k situaci, kdy nastavení měnových podmínek nebude odpovídat aktuální situaci v české ekonomice. Za takovým vývojem může stát výskyt ekonomických šoků, které postihnou českou ekonomiku jinak než průměr eurozóny, či jiné důvody. V době, kdy stupeň reálné konvergence a cyklické a strukturální sladění ještě není dostatečný pro vyloučení takového vývoje, bude pružnost ekonomiky a její schopnost rychlého přizpůsobení ekonomickým šokům pomocí jiných přizpůsobovacích kanálů rozhodující pro udržení dobré výkonnosti. Míra ekonomické sladění České republiky s eurozónou a schopnost české ekonomiky využít alternativní možnosti přizpůsobení jsou proto předmětem analýz v předkládaném dokumentu.

Soubor analýz sladění české ekonomiky s ekonomikou eurozóny 2006 navazuje na stejný dokument publikovaný ČNB v loňském roce. Jednotlivé studie jsou aktualizovány na základě nejnovějších statistických údajů a jejich záběr je v některých případech mírně rozšířen. Podobně jako v dokumentu z roku 2005 jsou analýzy rozděleny do dvou základních skupin podle typu otázky, na kterou se snaží nalézt odpověď. Část „Cyklická a strukturální sladění“ 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 sladění v čase a ve srovnání s vybranými zeměmi, které jsou buď již nyní členy eurozóny (zvoleno bylo Rakousko, Německo a Portugalsko)¹, v blízké budoucnosti se jimi stanou (Slovinsko) 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. Závěr o tom, zda je míra ekonomické sladění dostatečná k přijetí společné měny euro, nelze vyvodit absolutně, ale lze vycházet ze zmíněného srovnání s jinými zeměmi a z posouzení vývoje ukazatelů sladění v čase. Obecně se dá očekávat, že výhody přijetí společné měny porostou s vyšší ekonomickou sladěností a se silnějšími přizpůsobovacími mechanismy.

¹ U výběru zemí eurozóny došlo oproti minulému roku ke změně; do analýzy bylo zahrnuto Německo, které nahradilo Řecko. Tato změna přispěje ke zlepšení reprezentativnosti výběru z hlediska různorodosti ekonomických charakteristik sledovaných zemí eurozóny. Výběr tak zahrnuje jednak země srovnatelné z hlediska ekonomické úrovně, jednak země, se kterými je česká ekonomika obchodně propojena. 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. Uvedený výběr nesouvisí s hodnocením úspěšnosti působení těchto ekonomik v eurozóně.

B. Exekutivní shrnutí

Vstup do eurozóny bude pro českou ekonomiku znamenat vzdání se nezávislé měnové politiky a pružnosti měnového kurzu vůči hlavním obchodním partnerům, a tedy ztrátu dvou účinných přizpůsobovacích kanálů. Negativní dopady této změny budou tím menší, čím podobnější bude česká ekonomika ekonomice eurozóny a čím účinnější budou její jiné přizpůsobovací mechanismy. Hodnocení podobnosti dlouhodobých ekonomických trendů, cyklického vývoje a ekonomické struktury a schopnosti přizpůsobení fiskální politiky, trhu práce a produktů a funkčnosti finančních trhů je předmětem analýz uvedených v tomto dokumentu.

Náklady plynoucí ze ztráty vlastní měnové politiky České republiky budou citelné zejména v případě, že česká ekonomika nebude sladěna s ekonomikou eurozóny, takže se její vývoj bude často odchylovat od vývoje v eurozóně. S vyšší sladěností budou rizika přistoupení ČR k eurozóně klesat.

Důležitým ukazatelem podobnosti české ekonomiky s eurozónou je **míra reálné ekonomické konvergence**. Její vyšší úroveň přispívá k vyšší podobnosti dlouhodobého rovnovážného vývoje. Nepřímo může přispět také k nižší pravděpodobnosti nesladěného cyklického vývoje. S vyšší mírou konvergence dosaženou před vstupem do ERM II a přijetím eura se snižují možné budoucí tlaky na růst cenové hladiny a rovnovážné posilování reálného kurzu. Díky zrychlení ekonomického růstu se HDP na hlavu České republiky v posledním období začal rychleji dotahovat k průměru eurozóny. Jeho úroveň je v současnosti srovnatelná s jinými nejméně vyspělými zeměmi a vyšší než ve většině nových členských zemí EU (s výjimkou Slovinska). V roce 2005 došlo i k přiblížení cenové hladiny, zejména díky nominálnímu posílení kurzu, rozdíl v cenové hladině oproti eurozóně však nadále zůstává výrazný. Do budoucna lze očekávat pokračování procesu reálné konvergence a tudíž i rovnovážného trendu reálného posilování koruny vůči euru. Jeho přetrvání po vstupu do eurozóny 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 mohou být spojena určitá rizika.

Sladěnost hospodářského cyklu a podobnost ekonomických šoků je předpokladem pro účinné a vhodné působení jednotné měnové politiky na ekonomiku v měnové unii. Provedené analýzy signalizují, že na úrovni celkové ekonomické aktivity nedochází k výraznějšímu sblížení vývoje hospodářského cyklu v České republice a eurozóně. Na rozdíl od výsledků loňských analýz není pozorován ani náznak zvýšení sladěnosti cyklů v posledních letech. Analýzy tak pro Českou republiku vyznívají hůře než pro vyspělé země eurozóny a rovněž pro Maďarsko a Slovinsko. Sladěnost s eurozónou není možné nalézt ani na úrovni poptávkových a nabídkových makroekonomických šoků. Relativně vysoká sladěnost s eurozónou je naopak pozorována u aktivity v průmyslu. Výsledky analýz vývozní aktivity ukazují na možnost výrazného sladění mezi Českou republikou a eurozónou v této oblasti, nejsou však robustní.

Konkrétním asymetrickým šokem, který by mohl zasáhnout českou ekonomiku, bude postupné zvyšování **čerpání finančních prostředků ze strukturálních fondů Evropské unie**. Největší ekonomický stimul pro domácí poptávku z tohoto titulu by se měl projevit v letech 2007 a 2008. Podle výsledků analýzy však nebude vyžadovat výraznou reakci měnové politiky či přizpůsobení kurzu koruny, které by ohrozily pobyt v ERM II a případné vyhodnocení maastrichtského kurzového kritéria.

Struktura české ekonomiky z hlediska tvorby produktu je relativně podobná struktuře ekonomiky eurozóny, i když si zachovává své specifikum v podobě vyššího (a v posledních letech rostoucího) 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 (to však zároveň snižuje okamžité přínosy ze vstupu do eurozóny z hlediska podpory investic a hospodářského růstu). Rozdíl mezi českými úrokovými sazbami a úrokovými sazbami eurozóny je již od roku 2002 nulový či záporný a v současnosti tak výše uvedené riziko prakticky neexistuje. **Kurz** české koruny k americkému dolaru se v posledních letech vyvíjí ve velké shodě s kurzem eura k americkému dolaru. Ze srovnávaných zemí mají vyšší sladěnost pohybu tohoto kurzu jen Slovinsko a Slovensko, tj. země účastníci se ERM II. Makroekonomické charakteristiky české ekonomiky naznačují potenciál ke zhruba podobné střednědobé kolísavosti měnového kurzu jako v ostatních srovnávaných nových členských zemích EU. Pozorovaná střednědobá variabilita české koruny vůči euru je srovnatelná zejména se slovenskou korunou, je menší než u polského zlatého (dle některých měřítek i maďarského forintu) a naopak vyšší než u slovinského tolaru. Tyto rozdíly odráží mimo jiné odlišné režimy měnové politiky.

Vysoká **obchodní a vlastnická provázanost** české ekonomiky s eurozónou je základním ekonomickým argumentem pro přijetí společné měny euro, neboť umocňuje přínosy z odstranění možných výkyvů vzájemného kurzu. Eurozóna je partnerem pro 60 % českého vývozu a 50 % českého dovozu a 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. Silné ekonomické propojení české ekonomiky s eurozónou vytváří předpoklady pro zvyšování cyklické sladěnosti 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 jejich relativně menší velikost ve srovnání s eurozónou není třeba očekávat zásadně odlišné působení těchto sektorů na ekonomiku. Ve sledovaných ukazatelích navíc v posledním období došlo k dalšímu mírnému přiblížení eurozóně. V současnosti je tak hloubka finančního zprostředkování v České republice na zhruba třetinové úrovni oproti Německu, Rakousku a eurozóně a na úrovni 45 % 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. Historická zkušenost některých stávajících zemí eurozóny s vysokým růstem úvěrů domácnostem ukazuje, že takový vývoj nemusí nutně vést k problémům finančního systému. Stupeň integrace českého akciového trhu a trhů eurozóny je na mírně nižší úrovni než trhy Německa a Portugalska a na podobné úrovni jako Rakousko. Rychlost eliminace šoků na českém akciovém trhu se v poslední době zvýšila.

Pružnost ekonomiky a její schopnost přizpůsobení šokům bude v situaci bez nezávislé měnové politiky obzvláště důležitá. Stabilizační funkce veřejných rozpočtů, flexibilita trhu práce a produktů a schopnost finančního systému vstřebávat šoky budou proto klíčové pro plynulý hospodářský vývoj.

Z hlediska **veřejných financí** České republiky bude důležitá schopnost stabilizačního působení v rámci evropských fiskálních pravidel. Tato schopnost bude úměrná především aktuální vzdálenosti deficitu od 3% referenční hodnoty. 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 a ani v nejbližším výhledu patrně nebude docházet v tomto směru ke zlepšení. Navíc dochází ke zvyšování deficitu veřejných financí v době solidního hospodářského růstu a očekávaný budoucí vývoj naznačuje, že tento trend bude pokračovat. To je v rozporu jak se snahou o proticyklické působení fiskální politiky, tak se záměry konsolidovat veřejné finance před zavedením eura. Pokračující nerovnováha veřejných financí může být zdrojem růstu nominálního veřejného dluhu, což patrně povede ke zvyšování výdajů na dluhovou službu. Podmínkou pro zachování akceschopnosti fiskální politiky je také zajištění dlouhodobé udržitelnosti veřejných financí, zejména vyřešení vlivu stárnutí obyvatelstva na výdaje sociálního systému. Příspěvek veřejných financí ke schopnosti ekonomiky pružně reagovat na šoky bude do vyřešení těchto problémů zjevně omezený.

Pružnost mezd a cen je důležitým předpokladem schopnosti ekonomiky vstřebat šoky, na které nemůže reagovat společná měnová politika. Analýzy ukazují, že od loňského roku nedošlo k zásadnější změně v náhledu na pružnost reálných mezd v České republice, která se navíc v čase zřejmě snižuje. Od loňského roku došlo k nepatrnému poklesu použitého ukazatele strnulosti inflace, který i přesto zůstává mezi nejvyššími ve srovnávaném vzorku zemí.

Schopnost českého **trhu práce** vstřebávat šoky se od loňského roku výrazněji nezměnila a zůstává v evropském srovnání průměrná (evropský trh práce sám potřebuje zásadní reformy a může tedy představovat poměrně nízký standard). V některých oblastech 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, zvyšování minimální mzdy a náklady na propouštění z pracovních poměrů na dobu neurčitou.

Pro český trh práce nadále zůstává charakteristická relativně vysoká dlouhodobá a strukturální nezaměstnanost. Přestože je dlouhodobá nezaměstnanost nižší než v některých dalších zemích (zejména v Polsku a na Slovensku), zůstává významným problémem. Navíc spolu s Německem jsou v České republice nejvyšší regionální rozdíly v míře nezaměstnanosti. Příčinou může být výrazný regionální nesoulad mezi nabídkou práce a poptávkou po práci a nízká regionální mobilita pracovní síly. Pokud lze vnitrostátní mobilitu považovat za vhodný indikátor pro zahraniční stěhování, ani tento kanál zřejmě nebude účinným přizpůsobovacím mechanismem v případě ekonomických nerovnováh. Pozitivní zprávou přesto je, že v roce 2006 došlo v některých zemích Evropské unie k otevření či částečnému uvolnění trhu práce pro občany nových členských zemí. Příliv zahraniční pracovní síly do České republiky je naopak v poslední období velice dynamický. Pracovní uplatnění cizinců je v převážné většině v oborech s relativně malou nebo žádnou kvalifikací. Příliv zahraničních pracovníků podává svědectví o určitém stupni pružnosti z hlediska mezinárodní migrace, na druhé straně však naznačuje přetrvání některých vážných problémů na českém trhu práce.

Pružnost trhu práce je významně utvářena institucionálními pravidly. Analýzy OECD i 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, podíl minimální mzdy a průměrné mzdy se však v posledních letech výrazně zvyšuje. Vysoké minimální mzdy mohou mít v interakci s vysokým zdaněním práce negativní vliv na tvorbu pracovních míst. Celkové zdanění práce v České republice od roku 2000 spíše roste a tento trend výrazněji nezvrátí ani mírné snížení daňového zatížení nízkopříjmových skupin od ledna letošního roku. 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 je v porovnání s ostatními zeměmi srovnatelná nebo vyšší pro osoby krátkodobě nezaměstnané, ale spíše průměrná pro osoby nezaměstnané dlouhodobě. V motivaci nezaměstnaných došlo v minulém roce k mírnému pozitivnímu posunu i díky zpřísnění podmínek nároků na podpory v nezaměstnanosti a na registraci na úřadu práce. Stupeň ochrany zaměstnanosti patří v oblasti stálých zaměstnání v porovnání s ostatními zeměmi k vyšším, což může být rizikem zejména pro vstup mladých osob na trh práce. Na tvorbu pracovních míst bude naopak mít pozitivní dopad zjednodušení zakládání podniků. Tento krok znamená další dílčí zlepšení regulatorního prostředí pro podnikání, které ale v mezinárodním srovnání nadále zůstává 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 odlivem zisků do zahraničí a úvěrovými aktivitami bank dochází k jejímu mírnému poklesu. Odolnost sektoru zvyšuje jeho vysoká ziskovost. Český bankovní sektor v současnosti vykazuje stabilitu i schopnost tlumit vnější šoky a nepříznivý ekonomický vývoj.

Lze shrnout, že řada ekonomických ukazatelů hovoří pro relativně rychlé přijetí eura. 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. Vedle této skupiny však existuje i skupina ukazatelů, které v minulosti pro Českou republiku vyznívaly spíše nepříznivě, ale v posledních letech vykazují zlepšení. Za pozitivní lze označit další postup reálné ekonomické konvergence v České republice včetně mírného přiblížení cenové hladiny k odpovídající úrovni v eurozóně, posun charakteristik finančního trhu blíže k průměru eurozóny, dosažení vysoké míry stability bankovního systému a dílčí zlepšení v podmínkách podnikání.

Nedostatečná sladěnost s ekonomikou eurozóny, která by mohla zvyšovat náklady plynoucí ze ztráty vlastní měnové politiky České republiky, je tak spatřována zejména ve výrazném rozdílu cyklického vývoje českého HDP od vývoje HDP eurozóny a v přetrvávajícím rozdílu v cenové hladině. Tradičně úzkým místem z hlediska pružnosti ekonomiky a její schopnosti přizpůsobení šokům je trh práce, pro který stále zůstává charakteristická relativně vysoká dlouhodobá a strukturální nezaměstnanost a nízká regionální mobilita. V poslední době došlo k dílčím pozitivním změnám, například formou zpřísnění podmínek nároků na podporu v nezaměstnanosti a registraci na úřadech práce a usnadnění zakládání podniků. Na druhou stranu může na pružnost nízkých mezd nepříznivě působit rostoucí podíl minimální mzdy na průměrné mzdě. Náklady na propouštění z pracovních poměrů na dobu neurčitou s krátkým trváním zůstávají v mezinárodním srovnání relativně vysoké a ani nový zákoník práce platný od roku 2007 tento stav výrazně nezmění. Zvýšení pružnosti trhu práce tak stále představuje jednu ze základních výzev pro další období.

Oblastí, ve které došlo oproti minulému hodnocení k nepříznivému vývoji jsou veřejné finance. V posledním období se střednědobý výhled veřejných financí zhoršuje. Není zajištěna ani dlouhodobá stabilizace veřejných rozpočtů na úrovni výrazněji pod 3% referenční hodnotou deficitu. K přijetí eura bude nezbytné tento trend otočit a zajistit dlouhodobou udržitelnost vývoje veřejných rozpočtů.

C. Teoretická východiska analýz

Základním teoretickým východiskem pro analýzy obsažené v tomto dokumentu je tzv. teorie optimálních měnových zón.² 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).³

Náklady lze rozdělit do dvou skupin. Jsou to jednak náklady spojené s vlastní změnou legálního 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.⁴ 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.⁵

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

² 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).

³ Upevněná makroekonomická stabilita a nižší riziko umožní trvale nízkou a relativně stabilní úroveň úrokových sazeb a vyšší růst investic. Zároveň lze očekávat zvýšení zahraničního obchodu a konkurence, růst produktivity a následný růst HDP na hlavu.

⁴ V souvislosti s přechodem na jinou měnu také vystupuje riziko nesprávného nastavení konverzního poměru, kdy volba nadměrně apreciovaného kurzu může dlouhodobě poškodit konkurenceschopnost ekonomiky, zatímco nadměrně depreciovaný kurz bude vytvářet inflační tlaky.

⁵ 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 inflačního kritéria.

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.⁶

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.⁷

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).⁸ 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.

⁶ 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.

⁷ 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).

⁸ 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.⁹ 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 vyspělejším zemím. S tím související reálné posilování kurzu vůči euru může ztížit plnění maastrichtských konvergenčních kritérií a vynutit před vstupem do eurozóny takovou kombinaci hospodářských politik, která vzdálí ekonomiku od rovnováhy.¹⁰ 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 nižší (popř. i záporné) reálné úrokové sazby oproti průměru eurozóny. To může rovněž vyvolávat otázky o vhodnosti společné měnové politiky pro přistoupivší zemi.

Jak ukazuje Tabulka 1, česká ekonomika konverguje k eurozóně v **HDP na hlavu** od roku 2001, přičemž v posledních letech se tento proces urychlil. Svou současnou úrovní téměř 70 % průměru eurozóny spadá Česká republika do skupiny zemí srovnatelných životní úrovní

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

¹⁰ 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.

s nejméně vyspělými zeměmi měnové unie (Portugalsko). Je tedy více vyspělá než jiné nové členské země EU (Maďarsko, Polsko, Slovensko) s výjimkou Slovinska.¹¹ Stále však výrazně zaostává za bohatšími zeměmi eurozóny (např. Rakousko a Německo).

Tabulka 1: HDP na hlavu v paritě kupní síly (EU-12 = 100)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CZ	60,1	59,2	58,4	59,7	61,6	63,2	65,8	68,5
AT	113,0	114,5	115,3	112,5	111,3	112,5	114,8	115,6
DE	104,9	103,9	102,7	101,4	100,8	100,9	101,7	103,0
PT	71,5	73,6	73,8	73,6	73,8	67,8	67,9	67,0
HU	46,6	47,3	48,5	51,4	53,9	55,2	56,3	57,1
PL	41,3	42,0	42,9	42,5	43,0	43,7	45,7	46,8
SI	65,8	67,5	66,8	68,1	69,2	70,7	74,0	75,0
SK	43,1	42,6	43,6	44,7	47,4	48,4	49,7	51,7

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 roce 2005. 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, Slovinskem a v posledních letech i za Maďarskem.¹² Ze sledované skupiny zemí je tak cenová hladina nepatrně nižší pouze v Polsku a na Slovensku.

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

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CZ	43,7	43,2	45,7	48,7	53,0	51,8	51,9	55,0
AT	105,3	104	103,3	104,3	104,1	103,3	101,6	101,4
DE	112,6	112,2	111	110,7	109,4	108	106,2	103,6
PT	72,5	72,6	73,5	74,6	75,2	80,7	80,8	81,7
HU	43,5	44,2	46,7	48,8	53,9	54,7	57,3	59,7
PL	47,8	46,2	51,4	57,1	54,1	47,7	46,9	53,4
SI	71,6	71,6	71,0	70,9	72,9	73,1	71,1	71,5
SK	42,2	39,6	42,7	42,7	43,3	46,7	51,0	53,6

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Tabulka 3 prezentuje **vývoj reálného kurzu** vůči euru. Reálný kurz české koruny od roku 1998 posílil zhruba o 23 %, tj. průměrným tempem 3 % ročně (od roku 1993 o 4,1 % 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. Výrazně méně než česká koruna reálně posílil též slovinský tolar, poněkud slabší bylo i zhodnocení polského zlotého. Naopak rychlejší reálné zhodnocování měny než Česká republika zaznamenalo Slovensko a od roku 1998 také Maďarsko.

¹¹ Před svým vstupem do mechanismu ERM II mělo Slovinsko zhruba stejnou úroveň HDP na hlavu v paritě kupní síly jako ČR v současnosti.

¹² Srovnání s Maďarskem se však může změnit za rok 2006, kdy maďarský forint poměrně výrazně oslabil, zatímco česká koruna zůstala blízko svých historických maxim.

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

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Roční tempo zhodnocení		
								od r. 93	od r. 98	Výhled ^{a)}
CZ	98	104	111	122	115	115	123	4,1%	3,0%	(2,0; 3,5)
AT	100	100	100	99	99	98	98	-0,5%	-0,2%	(0,0; 0,7)
DE	100	100	99	98	97	97	97	-0,6%	-0,5%	(0,0; 0,2)
PT	102	102	104	106	107	107	107	0,5%	1,0%	(0,2; 0,7)
HU	104	108	117	127	125	132	135	2,8%	4,4%	(1,7; 2,0)
PL	98	112	125	119	103	101	114	3,2%	1,9%	(2,0; 2,0)
SI	100	101	101	103	103	102	102	1,2%	0,3%	(1,0; 1,4)
SK	98	111	115	118	129	140	146	5,0%	5,6%	(2,1; 2,6)

Poznámka: a) Interval odhadu průměrného ročního reálného zhodnocování na následujících pět let odvozený z mezinárodního srovnání (viz metodická část); v procentech.

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

I do budoucna lze na základě výsledků mezinárodního srovnání (viz Čihák, Holub, 2003 a 2005) předpokládat rovnovážné reálné posilování měn zemí usilujících o přijetí eura (Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovinsko a Slovensko). V případě české koruny leží odhad budoucího rovnovážného reálného zhodnocování v intervalu cca 2-3,5 % a je vyšší než ve srovnávaných ekonomikách.¹³ Pokud by přijetí eura nastalo v horizontu nejbližších pěti let, bylo by v České republice možné očekávat průměrný inflační diferenciál vůči eurozóně ve výše uvedeném rozsahu. Za předpokladu průměrné inflace v eurozóně kolem 2 % by se tedy mohla inflace v České republice v prvních letech po vstupu do eurozóny zvýšit cca na 4,0-5,5 %. V ostatních zemích by to bylo, s ohledem na nižší rovnovážné zhodnocování, poněkud méně.

V důsledku toho by Česká republika i další země v současnosti aspirující na přijetí eura čelily nižším **reálným úrokovým sazbám** (viz Tabulka 4) než průměr eurozóny i její rozvinuté členské země (Rakousko a Německo). S velkou pravděpodobností by byly jejich krátkodobé úrokové sazby peněžního trhu v reálném vyjádření dokonce záporné. Na opodstatněnost tohoto problému ukazuje mj. zkušenost Portugalska, které mělo v letech 2001-2004 záporné reálné úrokové sazby. V České republice by reálná tříměsíční úroková sazba v průměru klesla cca na -1 až -2,5 procentního bodu, což kontrastuje s jejím dosavadním vývojem i odhady její stávající rovnovážné úrovně.¹⁴ V porovnání s ostatními zeměmi usilujícími o přijetí eura je navíc problém záporných reálných sazeb pro Českou republiku kvantitativně nejzávažnější a je nejvíce patrný při srovnání se Slovinskem. Na druhou stranu je však výhodou ČR (spolu se Slovenskem a Slovinskem) nižší stávající úroveň reálných sazeb v porovnání s Maďarskem a Polskem, což vyžaduje menší míru přizpůsobení před přijetím eura.

¹³ Tato hodnota zhruba odpovídá též stávajícím odhadům rovnovážného reálného zhodnocování koruny vůči efektivní eurozóně používaným v prognózách ČNB (cca 3,5-4,0 % s pozvolna klesající tendencí).

¹⁴ Prognózy ČNB aktuálně pracují s předpokladem tříměsíční rovnovážné reálné sazby peněžního trhu v intervalu 0,5-1,0 %.

Tabulka 4: Tříměsíční ex-post reálné úrokové sazby (v %; deflováno HICP)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Průměr	Výhled ^{a)}
CZ	4,2	5,0	1,4	0,6	2,1	2,4	-0,2	0,4	2,0	(-2,5;-1,0)
AT	2,8	2,4	2,3	1,9	1,6	1,0	0,1	0,1	1,5	(0,3; 1,0)
DE	2,9	2,3	2,9	2,3	1,9	1,3	0,3	0,3	1,8	(0,8; 1,0)
PT	2,1	0,7	1,5	-0,1	-0,4	-0,9	-0,4	0,1	0,3	(0,3; 0,8)
HU	3,3	4,6	1,3	1,6	3,8	3,6	4,4	3,1	3,2	(-1,0;-0,7)
PL	7,7	7,0	7,9	10,2	6,9	4,9	2,5	3,0	6,3	(-1,0;-1,0)
SI	2,2	2,4	1,9	2,1	0,5	1,0	0,9	1,5	1,6	(-0,4; 0,0)
SK	13,5	4,8	-3,2	0,5	4,1	-2,0	-2,6	0,1	1,9	(-1,6;-1,1)

Poznámka: a) Odhad průměrné reálné úrokové sazby na následujících pět let odvozený z odhadovaného tempa rovnovážné reálné apreciace prezentovaného v tabulce 3 při nulové změně nominálního kurzu.

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

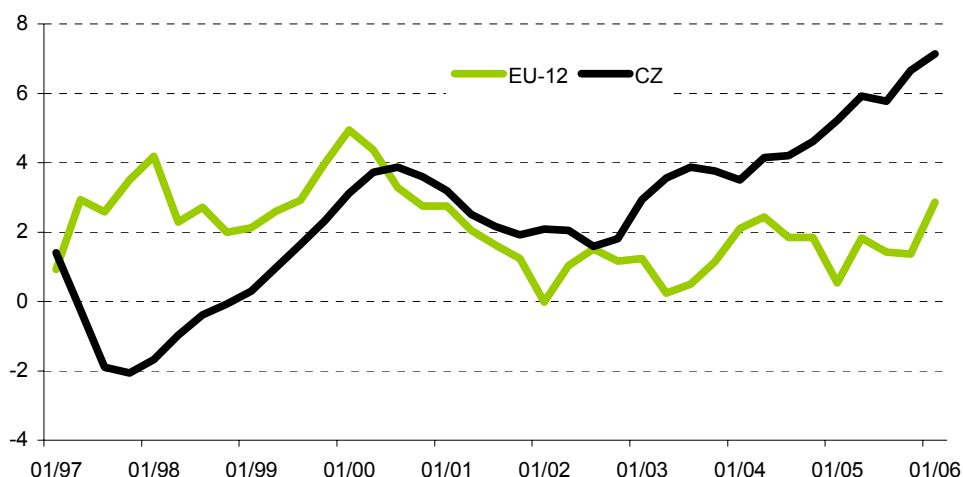
V souhrnu lze říci, že česká ekonomika se postupně dotahuje k úrovni eurozóny z hlediska svého HDP na hlavu i cenové úrovně, přičemž v posledních zhruba třech letech se zejména konvergence reálného HDP zrychluje. Do budoucna však stále existuje výrazný prostor pro reálnou konvergenci. S tímto procesem 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

Při vstupu do měnové unie se země vzdává možnosti nezávisle rozhodovat o své měnové politice a je odkázána na měnověpolitická rozhodnutí přijímaná na úrovni celé unie. Jednotná měnová politika přitom reaguje na určitý průměrný hospodářský vývoj této unie. Pokud se členská země nachází v jiné fázi ekonomického cyklu, než je unijní průměr, je vystavena dodatečným nákladům plynoucím z nesladěnosti mezi vlastními specifickými potřebami a skutečnou realizací společné měnové politiky. Pro zemi s vyšší sladěností ekonomického cyklu je z pohledu teorie optimálních měnových zón setrvání v měnové unii méně nákladné. Následující analýza proto zjišťuje, zda existuje podobnost v cyklickém vývoji české ekonomiky a ostatních srovnávaných zemí s eurozónou.

Graf 1 znázorňuje průběh hospodářského cyklu České republiky a eurozóny na základě vývoje reálného HDP. Z jejich porovnání vyplývá, že v období do roku 1999 lze pozorovat protisměrný vývoj obou cyklů. Hospodářský pokles v České republice byl v této době do vysoké míry důsledkem doznívajících dopadů ekonomické transformace, probíhajících strukturálních změn a výskytu některých specifických šoků (např. finanční krize v roce 1997). Vývoj po roce 1999 naznačoval možné sblížení českého ekonomického cyklu s eurozónou, od roku 2003 lze nicméně pozorovat opět výrazně odlišnou dynamiku ve vývoji českého reálného HDP a HDP eurozóny.

Graf 1: Meziroční změny reálného HDP (%)



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

K měření míry cyklické sladění vybraných ekonomik s eurozónou je tradičně použit jednoduchý korelační koeficient. Současně byla nově aplikována metoda dynamické korelace, která vychází ze spektrální analýzy časových řad. Pro robustnost analýzy je zvoleno srovnání výsledků založených na dvou různých metodách odstranění trendu zkoumaných časových řad: metoda meziročních rozdílů logaritmovaných původních časových řad a metoda mezičtvrtletních (resp. meziměsíčních) rozdílů logaritmovaných sezónně očištěných řad. Kvůli možnosti porovnávat změnu sladění hospodářských cyklů v čase jsou data rozdělena na dvě období, pro která je míra korelace počítána odděleně. Tím je zároveň ošetřena přítomnost výše popsaných asymetrických šoků v prvním období a možná přítomnost strukturálního zlomu. Průběh hospodářského cyklu je aproximován vývojem reálného HDP, který popisuje vývoj celkové ekonomické aktivity sledovaných zemí. Z důvodu zvýšení plastičnosti analýz je zkoumána i korelace ekonomické aktivity v průmyslu a korelace vývozní aktivity. K výpočtu korelace průmyslové aktivity je použit index průmyslové produkce (IPP)¹⁵, pro analýzu korelace exportní výkonnosti byla nově propočítána korelace mezi časovými řadami celkového vývozu¹⁶ a korelace časové řady vývozu dané země do eurozóny s reálným HDP eurozóny.

¹⁵ Z důvodu kratší délky časových řad, které jsou u některých zemí (včetně České republiky) k dispozici až od roku 1998, jsou korelační koeficienty u tohoto ukazatele spočítány pouze pro druhé sledované období, tj. 2001:M1 – 2006:M5.

¹⁶ Celkový vývoz zahrnuje vývoz do celého světa; vývoz eurozóny zahrnuje i obchod mezi jednotlivými zeměmi eurozóny.

Tabulka 5: Korelační koeficienty ekonomické aktivity (vyjádřené pomocí reálného HDP a IPP) – vývoj v čase^a

		1996:Q2 - 2000:Q4 ^{b)}		2001:Q1 - 2006:Q1		2001:M1 - 2006:M5	
		HDP		HDP		IPP	
Metoda 1	CZ	0,27	(-0,18 ; 0,63)	0,29	(-0,09 ; 0,59)	0,77 **	(0,66 ; 0,84)
	AT	0,63 **	(0,27 ; 0,83)	0,52 **	(0,19 ; 0,75)	0,75 **	(0,64 ; 0,83)
	DE	0,93 **	(0,83 ; 0,97)	0,95 **	(0,90 ; 0,98)	0,90 **	(0,86 ; 0,94)
	PT	-		-		0,16	(-0,04 ; 0,36)
	HU	0,78 **	(0,53 ; 0,91)	0,81 **	(0,63 ; 0,91)	0,60 **	(0,45 ; 0,72)
	PL	0,36	(-0,08 ; 0,68)	0,28	(-0,10 ; 0,59)	0,54 **	(0,38 ; 0,67)
	SI	0,31	(-0,14 ; 0,65)	0,49 **	(0,15 ; 0,73)	0,53 **	(0,37 ; 0,66)
	SK	0,10	(-0,34 ; 0,51)	0,07	(-0,31 ; 0,43)	0,34 **	(0,15 ; 0,51)
Metoda 2	CZ	0,11	(-0,29 ; 0,48)	0,26	(-0,12 ; 0,57)	0,41 **	(0,22 ; 0,57)
	AT	0,39 *	(0,00 ; 0,68)	0,18	(-0,21 ; 0,51)	0,25 **	(0,05 ; 0,44)
	DE	0,74 **	(0,49 ; 0,88)	0,90 **	(0,79 ; 0,95)	0,59 **	(0,44 ; 0,71)
	PT	-		-		0,28 **	(0,07 ; 0,46)
	HU	0,55 **	(0,20 ; 0,77)	0,71 **	(0,47 ; 0,86)	0,12	(-0,09 ; 0,31)
	PL	0,36	(-0,04 ; 0,66)	0,31	(-0,07 ; 0,61)	0,36 **	(0,17 ; 0,53)
	SI	-0,10	(-0,47 ; 0,31)	0,50 **	(0,16 ; 0,73)	0,19	(-0,01 ; 0,38)
	SK	0,10	(-0,30 ; 0,47)	0,35	(-0,02 ; 0,64)	0,19	(-0,01 ; 0,38)

Poznámka: a) Metoda 1 – meziroční diference, Metoda 2 – mezičtvrtletní (resp. meziměsíční) diference.

Významnost korelačního koeficientu je označena ** a * pro 5 a 10% hladinu významnosti, v závorkách je uveden 90% interval spolehlivosti.

b) Metoda 1 pro období 1997:Q1 - 2000:Q4.

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Výsledky jednoduché **korelační analýzy pro HDP a IPP** uvádí Tabulka 5. V případě aproximace hospodářského cyklu reálným HDP nelze u České republiky pozorovat ani v jednom případě statisticky významné hodnoty korelačních koeficientů, které by vypovídaly o určitém stupni sladění ekonomického cyklu České republiky s eurozónou¹⁷ či případně o jejím zlepšení v čase. Tyto závěry jsou z hlediska sladění méně příznivé než závěry učiněné ve stejném dokumentu v roce 2005, kdy alespoň v případě jedné metody nabyl koeficient korelace reálného HDP ve druhém období statisticky významné hodnoty na 10% hladině významnosti. Relativně nízká sladění domácího ekonomického cyklu s eurozónou může být částečně způsobena i vlivem nadměrné volatility kurzu zaznamenané v některých letech, která by byla vstupem do eurozóny odstraněna. V posledních letech na naměřenou korelaci růstu HDP negativně působí i zrychlení hospodářského růstu v České republice při jeho současné stagnaci v průměru v eurozóně. Absence sladění je zřejmá také v případě Polska a Slovenska, které nevykazují ani jednu statisticky významnou hodnotu korelace reálného HDP s eurozónou. Naproti tomu Slovinsko zaznamenalo v období 2001:Q1 – 2006:Q1 statisticky významnou kladnou hodnotu korelačního koeficientu (na 5% hladině významnosti) v případě obou metod, což ukazuje na zvýšení cyklické sladění této země s eurozónou v čase. Maďarsko dosahovalo kladné korelace v obou sledovaných obdobích. Vysoké hodnoty korelace růstu reálného HDP byly zjištěny pro Německo; u této země je však potřeba brát v úvahu jeho vysoký podíl na celkovém ukazateli pro eurozónu a související zkreslení.¹⁸ Na určitý stupeň sladění ve vývoji rakouského reálného HDP ukazují

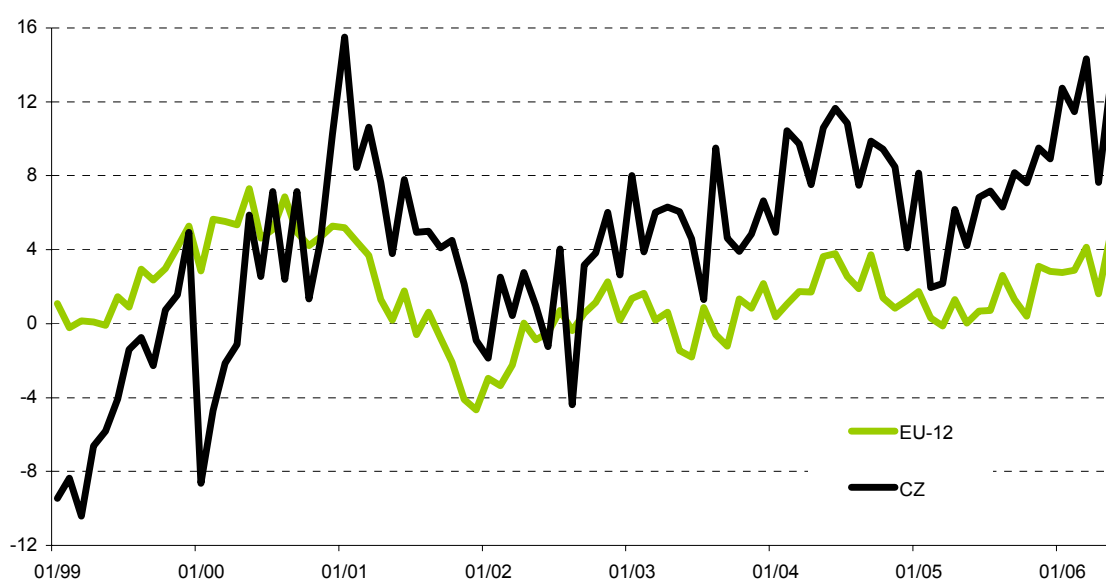
¹⁷ O celkové nesladění vývoje českého reálného HDP s eurozónou vypovídá také skutečnost, že v případě výpočtu pro celé sledované období (tj. na období 1997:Q1 – 2006:Q1, resp. 1996:Q2 – 2006:Q1) nenabývají korelační koeficienty statisticky významných hodnot a dokonce jsou záporné.

¹⁸ Váha Německa měřená objemem reálného HDP na celkovém HDP eurozóny se pohybuje kolem 30 %. Výpočet korelačního koeficientu mezi celkem (eurozónou) a jeho relativně významnou částí (Německo) tak není z věcného pohledu příliš korektní. Přes všechny výhrady lze ovšem využít ilustrační hodnoty výsledků.

statisticky významné korelační koeficienty podle metody 1, výsledky podle metody 2 je však plně nepotvrzují.

Korelační analýza při využití indexu průmyslové produkce, jehož vývoj pro Českou republiku a eurozónu znázorňuje Graf 2, naproti tomu ukazuje vysokou míru sladění průmyslové aktivity v České republice s eurozónou v období leden 2001 – květen 2006. Pozorovaná korelace je statisticky významná na 5% hladině významnosti v případě obou metod. Zjištěná korelace je vyšší než ve většině srovnávaných zemí s výjimkou Německa. Výsledky založené na analýze indexu průmyslové produkce lze však považovat pouze za doplňkové, neboť průmyslová produkce ve vyspělých státech zahrnuje méně než 30 % celkového produktu a struktura ekonomik sledovaných zemí se zároveň poměrně významně liší (viz kapitola 1.1.5).¹⁹

Graf 2: Meziroční změny indexu průmyslové produkce (%)



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Výsledky analýzy korelace exportní výkonnosti shrnuje Tabulka 6. Závěry o sladění českého vývozu a vývozu eurozóny nejsou jednoznačné. Výsledky podle metody 1 naznačují, že mezi nimi existuje relativně významná korelace a že se v čase zvyšuje. Metoda 2 však tyto výsledky nepotvrzuje. Podobně je tomu i v případě sledování závislosti mezi českým vývozem do eurozóny a HDP eurozóny. Statisticky významný koeficient korelace zaznamenává Česká republika pouze v případě metody 1 ve druhém období (a to jen na 10% hladině významnosti).²⁰

¹⁹Boone a Maurel (1999) kritizují použití ukazatele průmyslové produkce pro analýzu podobnosti ekonomik a hospodářského cyklu z důvodu vysoké volatility.

²⁰ Je-li HDP eurozóny v poslední analýze nahrazen indexem průmyslové produkce eurozóny, tj. zaměříme-li se na sledování míry korelace vývozu do eurozóny a IPP eurozóny, uvedené závěry se zásadněji nezmění.

Tabulka 6: Korelační koeficienty celkové exportní aktivity a vývozu do eurozóny s HDP eurozóny – vývoj v čase

		1996:M1 - 2000:M12	2001:M1 - 2006:M2	1996:Q1 - 2000:Q4		2001:Q1 - 2005:Q4	
		EXP _{CELKEM}	EXP _{CELKEM}	EXP _{do EU-12} vs. HDP _{EU-12}		EXP _{do EU-12} vs. HDP _{EU-12}	
Metoda 1	CZ	0,42 ** (0,23 ; 0,58)	0,64 ** (0,49 ; 0,75)	0,10 (-0,29 ; 0,46)	0,42 * (0,05 ; 0,69)		
	AT	0,83 ** (0,75 ; 0,89)	0,80 ** (0,71 ; 0,87)	0,67 ** (0,38 ; 0,83)	0,80 ** (0,61 ; 0,91)		
	DE	0,92 ** (0,88 ; 0,95)	0,85 ** (0,78 ; 0,90)	0,52 ** (0,17 ; 0,75)	0,76 ** (0,54 ; 0,88)		
	PT	0,46 ** (0,27 ; 0,61)	0,63 ** (0,49 ; 0,74)	0,24 (-0,15 ; 0,57)	0,58 ** (0,26 ; 0,79)		
	HU	0,32 ** (0,12 ; 0,50)	0,65 ** (0,50 ; 0,75)	0,24 (-0,15 ; 0,57)	0,58 ** (0,26 ; 0,79)		
	PL	0,63 ** (0,48 ; 0,74)	0,26 ** (0,05 ; 0,45)	0,12 (-0,27 ; 0,48)	0,60 ** (0,28 ; 0,80)		
	SI	0,64 ** (0,49 ; 0,75)	0,47 ** (0,28 ; 0,62)	0,45 ** (0,09 ; 0,71)	0,20 (-0,19 ; 0,54)		
	SK	0,41 ** (0,22 ; 0,58)	0,39 ** (0,20 ; 0,56)	-0,16 (-0,51 ; 0,23)	0,13 (-0,26 ; 0,49)		
Metoda 2	CZ	0,18 (-0,04 ; 0,38)	0,00 (-0,21 ; 0,21)	0,01 (-0,37 ; 0,38)	0,24 (-0,15 ; 0,57)		
	AT	0,58 ** (0,41 ; 0,70)	0,41 ** (0,22 ; 0,57)	0,27 (-0,13 ; 0,59)	0,16 (-0,24 ; 0,51)		
	DE	0,48 ** (0,29 ; 0,63)	0,54 ** (0,37 ; 0,67)	0,10 (-0,29 ; 0,46)	0,68 ** (0,40 ; 0,84)		
	PT	0,20 (-0,01 ; 0,40)	0,44 ** (0,25 ; 0,59)	0,15 (-0,24 ; 0,50)	-0,05 (-0,42 ; 0,34)		
	HU	0,29 ** (0,08 ; 0,48)	0,37 ** (0,18 ; 0,54)	0,15 (-0,24 ; 0,50)	-0,05 (-0,42 ; 0,34)		
	PL	0,08 (-0,13 ; 0,29)	0,39 ** (0,20 ; 0,56)	0,16 (-0,23 ; 0,51)	0,44 * (0,07 ; 0,70)		
	SI	0,32 ** (0,11 ; 0,50)	0,03 (-0,18 ; 0,24)	0,39 * (0,02 ; 0,67)	0,04 (-0,34 ; 0,41)		
	SK	0,03 (-0,18 ; 0,25)	0,10 (-0,11 ; 0,31)	-0,31 (-0,61 ; 0,08)	-0,23 (-0,56 ; 0,17)		

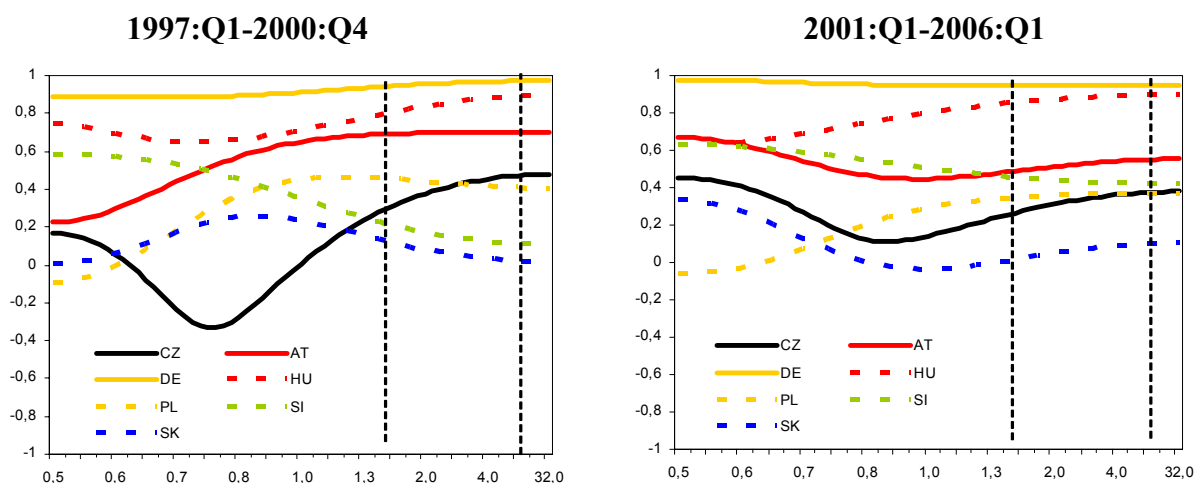
Poznámka: Metoda 1 – meziroční diference, Metoda 2 – mezičtvrtletní (resp. meziměsíční) diference.

Významnost korelačního koeficientu je označena ** a * pro 5 a 10% hladinu významnosti, v závorkách je uveden 90 % interval spolehlivosti.

Zdroj: IMF, výpočet ČNB.

Všechny výše uvedené výsledky potvrzuje aplikace **dynamické korelace** využívající spektrální analýzu časových řad s tím, že při uvažování předpokládané délky trvání hospodářského cyklu v rozmezí jeden a půl roku až osm let nabývají korelační koeficienty ve většině případů v průměru mírně vyšších hodnot než v případě jednoduché statické korelační analýzy. Při aplikaci metody na časové řady reálného HDP však v případě České republiky výsledky opět neprokázaly podstatnější sladěnost celkové ekonomické aktivity. Hodnoty korelačních koeficientů reálného HDP sledovaných zemí s eurozónou napříč celým spektrem uvažované délky cyklu zobrazuje Graf 3.

Graf 3: Dynamická korelace ekonomické aktivity měřená na základě meziročních změn reálného HDP – vývoj v čase



Poznámka: Interval znázorněný pomocí dvou vertikálních přerušovaných čar zobrazuje uvažovanou délku cyklu 1,5 - 8 let.

Zdroj: Eurostat, 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.²¹

Následující analýza hodnotí stupeň synchronizace poptávkových a nabídkových šoků mezi sledovanými zeměmi a eurozónou. Na čtvrtletních datech za období 1996:Q1-2006: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 1996-2006 a následně pro dvě časové periody 1996-2000 a 2001-2006 obsahuje Tabulka 7.

Na základě uvedených výsledků lze konstatovat, že se naměřená korelace **poptávkových šoků** identifikovaných pro Českou republiku ve vztahu k eurozóně jak pro celkové období 1996-2006, tak i pro obě sub-periody pohybuje takřka na nule. Prozatím tedy nedošlo ke statisticky významné změně ve sladění tohoto typu šoků. Z analýzy uvedených výsledků vyplývá, že v období 1996-2006 nebyly poptávkové šoky postihující Českou republiku a ostatní sledované země s výjimkou Maďarska a Polska statisticky významně korelovány s poptávkovými šoky postihujícími eurozónu. Maďarsko a Polsko vykazují nejvýraznější korelaci poptávkových šoků, a to za celé sledované období na hodnotách 0,26-0,28. Nízká synchronizace šoků na straně poptávky v České republice odpovídá průměru vybraných tří stávajících členů eurozóny, přičemž zejména u Německa je naměřená nízká, či v prvním období dokonce záporná, korelace poměrně překvapivá. To naznačuje, že riziko z titulu asymetrie šoků není pro českou ekonomiku vyšší než ve srovnávaných zemích.

Na straně **nabídkových šoků** se korelace s eurozónou u České republiky změnila z -0,14 pro období 1996-2000 na -0,01 pro období 2001-2006, 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 0,37 na 0,24) a Německa (z 0,70 na 0,50), k mírnějšímu snížení došlo u Rakouska a Portugalska. Za období 1996-2006 jako celek analýza neodhalila statisticky významné rozdíly mezi sladěním nabídkových šoků v České republice a ostatních srovnávaných zemích s výjimkou Maďarska (0,29), Slovinska (-0,28) a Německa (0,64).

Podobně jako u předcházející analýzy korelace ekonomické aktivity se dá očekávat, že korelace poptávkových a nabídkových šoků je částečně zastřena přítomností výrazných kurzových šoků a že stabilita měnového kurzu by mohla přispět k větší sladění českého ekonomického cyklu s eurozónou.

²¹ 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.

Tabulka 7: Korelace ekonomických šoků vůči eurozóně**Poptávkové šoky**

	1996-2006		1996-2000		2001-2006	
CZ	-0,04	(-0,35; 0,27)	-0,04	(-0,47; 0,41)	-0,05	(-0,48; 0,40)
AT	-0,07	(-0,37; 0,25)	0,04	(-0,41; 0,47)	-0,18	(-0,58; 0,29)
DE	0,07	(-0,25; 0,37)	-0,21	(-0,60; 0,26)	0,34	(-0,12; 0,68)
PT	0,03	(-0,28; 0,34)	0,09	(-0,37; 0,51)	-0,06	(-0,49; 0,39)
HU	0,28 *	(-0,03; 0,54)	0,28	(-0,19; 0,64)	0,38 *	(-0,08; 0,70)
PL	0,26 *	(-0,06; 0,53)	0,19	(-0,28; 0,58)	0,32	(-0,14; 0,67)
SK	0,01	(-0,30; 0,32)	-0,07	(-0,50; 0,38)	0,04	(-0,41; 0,47)
SI	-0,23	(-0,51; 0,09)	-0,39 *	(-0,71; 0,06)	-0,08	(-0,50; 0,38)

Nabídkové šoky

	1996-2006		1996-2000		2001-2006	
CZ	-0,14	(-0,43; 0,18)	-0,14	(-0,55; 0,32)	-0,01	(-0,45; 0,43)
AT	0,22	(-0,10; 0,50)	0,16	(-0,30; 0,56)	0,08	(-0,38; 0,50)
DE	0,64 **	(0,41; 0,79)	0,70 **	(0,37; 0,87)	0,50 **	(0,07; 0,77)
PT	-0,09	(-0,39; 0,23)	0,10	(-0,36; 0,52)	0,02	(-0,43; 0,46)
HU	0,29 *	(-0,02; 0,55)	0,37 *	(-0,09; 0,70)	0,24	(-0,23; 0,62)
PL	-0,09	(-0,39; 0,23)	-0,33	(-0,67; 0,13)	0,10	(-0,36; 0,52)
SK	0,09	(-0,23; 0,39)	-0,11	(-0,53; 0,35)	0,25	(-0,22; 0,62)
SI	-0,28 *	(-0,54; 0,03)	-0,19	(-0,58; 0,28)	-0,23	(-0,61; 0,24)

Poznámka: Významnost korelačního koeficientu je označena ** a * pro 5 a 10% hladinu významnosti, v závorkách je uveden 95% interval spolehlivosti.

Zdroj: Výpočet ČNB.

1.1.4 Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU

Zvýšený příliv finančních prostředků z fondů EU z titulu členství v Evropské unii bude znamenat dodatečný stimul pro českou ekonomiku, a to pravděpodobně především v oblasti investiční aktivity. Pro analýzu dopadů tohoto stimulu, který lze považovat za určitý asymetrický šok, bude důležité, zda náběh přílivu zdrojů z fondů EU bude postupný, či zda lze očekávat významné meziroční změny, které by mohly výrazněji ovlivnit makroekonomický vývoj České republiky.

Dosavadní **náběh finančních toků** mezi Českou republikou a Evropskou unií byl pozvolný. Hlavním důvodem bylo zatím velmi nízké čerpání finanční pomoci ze strukturálních fondů a kohezního fondu, tj. na projekty v rámci strukturálních akcí, a to především kvůli nedostatečnému zajištění institucionálního prostředí a zdoluhavému procesu výběru projektů. V současnosti dochází k postupnému zvyšování čerpání fondů EU, které se do budoucna zřejmě bude urychlovat. Žádný skokový vývoj však dosud nebyl zaznamenán. Čistá pozice²² v roce 2004 dosáhla 6,4 mld. Kč především díky inkasování zálohových plateb na strukturální akce a relativně vysokých kompenzací; k reálnému čerpání zdrojů z EU na strukturální akce však prakticky nedocházelo. V roce 2005 se čistá pozice pohybovala blízko vyrovnaného stavu. Hlavními příčinami zhoršení čisté pozice bylo snížení zálohových plateb na strukturální akce (6 % z celkové alokace na programovací období 2004 – 2006, v roce 2004 to bylo 10 %), současné snížení kompenzací při růstu českých odvodů vlastních zdrojů do EU a nedostatečná realizace projektů v rámci strukturálních akcí. Jak ukazuje Tabulka 8, v roce 2006 se situace v čerpání strukturálních fondů EU na projekty v rámci operačních programů a

²² Čistá pozice je definovaná jako rozdíl mezi celkovými příjmy země z EU a jejími odvody do EU.

jednotných programových dokumentů již významněji zlepšila, když za 1. pololetí roku bylo uskutečněno 4,3 mld. Kč výdajů, zatímco za celý rok 2005 to bylo jen pouze cca 2,1 mld. Kč.²³

Tabulka 8: Čerpání finančních prostředků ze strukturálních fondů EU v ČR (v mil. Kč)

	2005					2006		
	1Q	2Q	3Q	4Q	Celkem	1Q	2Q	1-2Q Celkem
uskutečněné výdaje	154,7	537,4	273,6	1113,3	2079,0	1921,6	2418,8	4340,4
vyčerpáno	170,7	141,5	417,8	820,6	1550,6	678,9	2372,9	3051,8

Poznámka: Čerpání na projekty v rámci operačních programů a jednotných programových dokumentů. Bez spolufinancování.

Zdroj: MMR.

Čistá pozice pro rok 2006 dosáhne podle pracovních odhadů Ministerstva financí České republiky cca 3,5 mld. Kč a v následujících letech se bude postupně zvyšovat. Největší skok v přílivu finančních zdrojů z EU bude zaznamenán pravděpodobně v roce 2008, kdy čistá pozice ČR vůči EU dosáhne přibližně 1,3 % HDP (tj. 49 mld. Kč). Do roku 2013 by se pak čistá pozice měla postupně zvýšit nad 2 % HDP (viz Tabulka 9). Nejvíce finančních prostředků bude Česká republika získávat na projekty ze strukturálních fondů a z kohezního fondu. Hlavním příjemcem těchto peněz by měl být soukromý sektor. Velké infrastrukturní projekty a projekty na ochranu životního prostředí, jež budou financovány z kohezního fondu, však bude realizovat z velké části sektor veřejný, který se bude částečně podílet i na projektech ze strukturálních fondů. Na straně výdajů veřejných rozpočtů se navíc projeví platby do EU a spolufinancování projektů ze strukturálních fondů a z kohezního fondu.

Tabulka 9: Předpokládané finanční toky z titulu členství České republiky v EU (v mld. Kč) a odhad jejich dopadu do ekonomiky

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Převstupní nástroje	2,1	1,0	-	-	-	-	-	-	-
Zemědělství	11,8	14,4	19,2	24,3	26,5	28,0	30,3	32,8	34,2
Strukturální akce	6,3	13,5	36,5	64,5	59,4	64,3	78,3	96,8	117,3
Vnitřní politiky	1,1	1,1	0,3	0,1	-	-	-	-	-
Kompenzace	8,9	5,7	-	-	-	-	-	-	-
Finanční nástroj EHP	-	-	0,1	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2
Bilaterální pomoc Norska	-	-	0,1	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2
Celkové příjmy z EU	30,4	35,8	56,2	89,4	86,5	92,9	109,1	130,1	151,9
Vlastní zdroje	28,6	31,3	37,8	38,2	34,8	35,6	34,2	34,8	34,5
Platby do EIB	0,8	0,8	1,6	1,5	0,7	-	-	-	-
Celkové platby do EU	29,4	32,3	39,6	40,2	36,1	35,9	34,5	35,2	34,9
Čistá pozice vůči EU	1,0	3,5	16,6	49,3	50,4	57,0	74,6	94,8	117,0
Čistá pozice v % HDP	0,03	0,11	0,49	1,33	1,26	1,31	1,59	1,87	2,14
Impulz v p.b. HDP	0,17	0,09	0,22	0,20	0,02	-0,02	0,07	0,08	0,05

Poznámka: Údaje za rok 2005 = skutečnost; k převodu zdrojových dat vyjádřených v EUR na CZK je využit výhled kurzu CZK/EUR dle makroekonomické prognózy ČNB (červenec 2006). Hodnota "-" označuje, že nástroj v dané době nefungoval, resp. nebude fungovat. "-" - údaje nejsou k dispozici.

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

Předpokládaný zvýšený příliv finančních prostředků pro soukromý sektor bude implikovat dodatečný impulz pro ekonomickou aktivitu. **Dopady tohoto zvýšeného čerpání prostředků z EU na makroekonomickou stabilitu ČR** zkoumá následující analýza.

Samotná kladná čistá pozice či zvýšený příliv finančních prostředků z EU do ČR nemusí nutně znamenat, že tyto prostředky ihned zvýší domácí poptávku (viz např. příjem zálohových plateb na strukturální akce v roce 2004, které se z účtů Národního fondu čerpají

²³ Uskutečněné výdaje zahrnují prostředky, které jsou požadovány v zaslaných žádostech o platbu konečnými příjemci na zprostředkující subjekt.

pouze postupně), a proto je odvození ekonomického impulzu založeno na expertním odhadu reálného čerpání finančních prostředků z EU, a nikoli na předpokládaných finančních tocích mezi ČR a EU. Při odhadu dopadů nárůstu finančních toků z EU do české ekonomiky je využita metoda, která je standardně aplikována při propočtu fiskálního impulzu v rámci prognostického aparátu ČNB (bližší viz metodická část). Odhadovaný impulz z titulu přílivu prostředků z EU dosahuje svého maxima v letech 2007 a 2008, v ostatních letech se bude pohybovat relativně blízko nuly. Tato skutečnost je důsledkem předpokládaného spíše postupného náběhu finančních toků z EU s tím, že po roce 2008 se dynamika nárůstu těchto toků nebude výrazněji odlišovat od dynamiky nominálního HDP (tj. meziroční změna uvažovaných toků finančních prostředků z EU pro soukromý sektor vyjádřených v % HDP bude nízká).

Simulace dopadů tohoto impulzu do ekonomiky je provedena za využití čtvrtletního predikčního modelu ČNB a zaměřuje se na sledování odchylek ve vývoji inflace, mezery výstupu, kurzu české koruny vůči euru a konzistentní trajektorie úrokových sazeb (viz Tabulka 10). Základním scénářem, vůči kterému jsou odchylky vymezeny, je makroekonomická prognóza ČNB z července 2006. Analýza zohledňuje zejména krátkodobé a střednědobé poptávkové dopady tohoto impulzu; dopady na nabídkovou stranu ekonomiky jsou očekávány spíše v dlouhém horizontu. Je rovněž předpokládáno, že příliv finančních prostředků nebude mít přímý vliv na měnový kurz z titulu směny eur do korun²⁴ a že scénář náběhu čerpání zdrojů z EU je všeobecně očekáván.

Tabulka 10: 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
Inflace (v p.b.)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
3 M PRIBOR (v p.b.)	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Mezera výstupu (v p.b.)	0,0	0,1	0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,1	0,0
Kurz CZK/EUR (v Kč)	0,0	-0,1	-0,2	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,0

Zdroj: Výpočet ČNB.

Z výsledků simulace vyplývá, že nejvýznamnější dodatečné impulzy vyvolané přílivem finančních prostředků z EU, které česká ekonomika zaznamená v letech 2007 a 2008, se v malém rozsahu odrazí do mezery výstupu. Inflace se v důsledku reakce měnové politiky bude vyvíjet shodně se základním scénářem. Intenzita reakce úrokových sazeb a měnového kurzu je také nízká. Dopad na účast české koruny v systému ERM II a na plnění konvergenčních kritérií tak bude z tohoto titulu zřejmě jen velmi omezený. Výsledky uvedené simulace je však nutno brát pouze jako orientační a podmíněné použitou metodikou.

1.1.5 Hodnocení strukturální podobnosti ekonomik

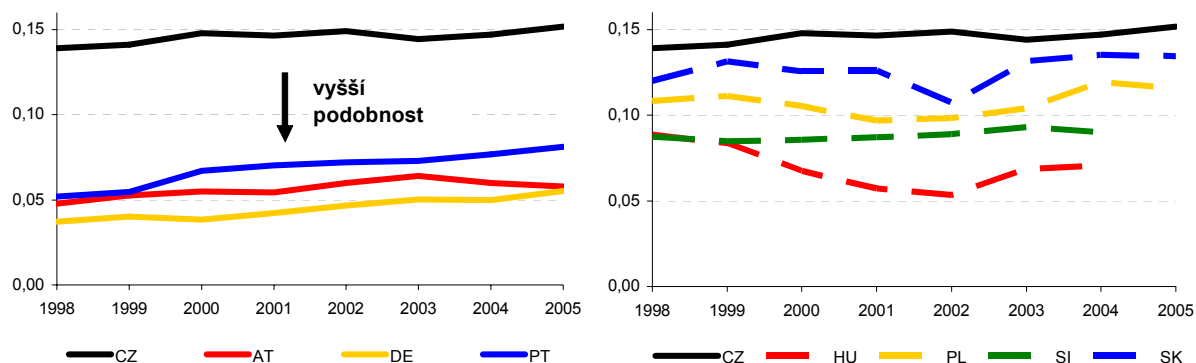
Vyšší podobnost struktury ekonomické aktivity přístupující ekonomiky s ostatními ekonomikami měnové zóny snižuje riziko výskytu asymetrického ekonomického šoku.

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.

²⁴ 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.

Graf 4 ukazuje, že Landesmannův index pro Českou republiku je nejvyšší ze všech vybraných srovnávaných zemí. Struktura ekonomické aktivity je tedy ve všech srovnávaných zemí ve srovnání s Českou republikou více podobná průměru eurozóny. Hodnota Landesmannova indexu pro ČR 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 podnikatelských aktivit a ostatních služeb (viz Tabulka 11).

Graf 4: Strukturální podobnost ve vztahu k eurozóně



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Tabulka 11: Podíly ekonomických odvětví na HDP v roce 2005 (%)^a

	A,B	C,D,E	F	G, H, I	J, K	L až P
EU-12	2	20	6	21	28	23
CZ	3	31	7	25	17	17
AT	2	22	8	24	23	21
DE	1	25	4	18	29	22
PT	3	18	6	25	21	27
HU ^{b)}	4	26	5	21	21	24
PL	5	25	6	27	18	20
SI ^{b)}	3	29	6	21	20	21
SK	4	28	7	27	20	16

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

b) Údaje za rok 2004.

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

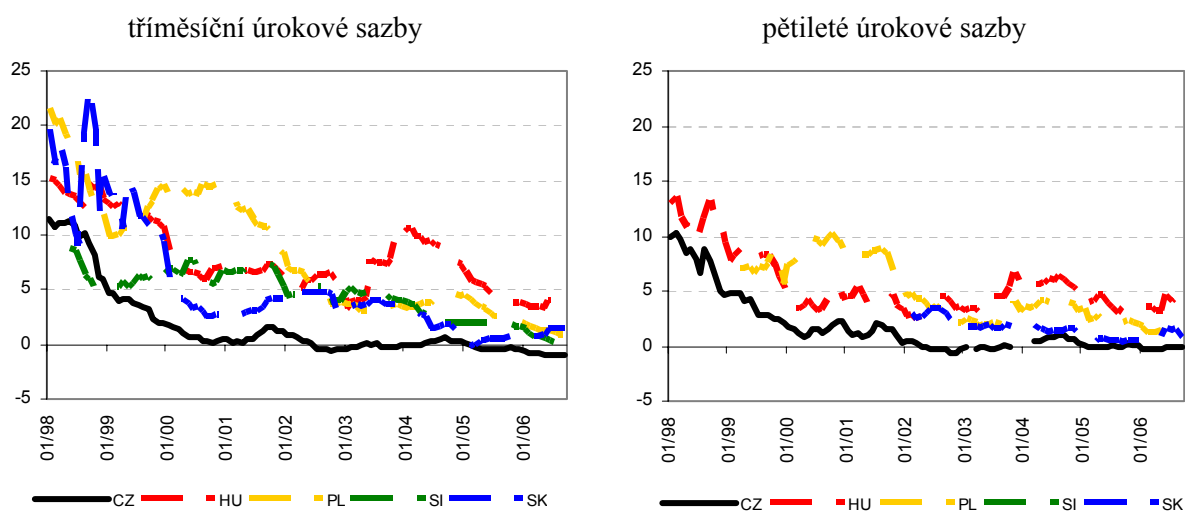
1.1.6 Konvergence úrokového diferenciálu

Rozdílný vývoj inflace v regionech či zemích měnové unie při jednotných nominálních úrokových sazbách vyústí v rozdílný vývoj reálných sazeb. Některé země vstupující do měnové zóny v minulosti čelily i rychlé konvergenci nominálních sazeb na úroveň unie, která působila jako asymetrický šok. 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.²⁵

²⁵ Viz též část 1.1.1.

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 změnu reálných sazeb, která by měla destabilizující účinky na ekonomiku. Graf 5 ilustruje vývoj úrokových diferenciálů České republiky, Maďarska, Polska, Slovinska a Slovenska vůči eurozóně pro tříměsíční sazby mezibankovního trhu a pětileté vládní dluhopisy.

Graf 5: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1998-2006 (procentní body)

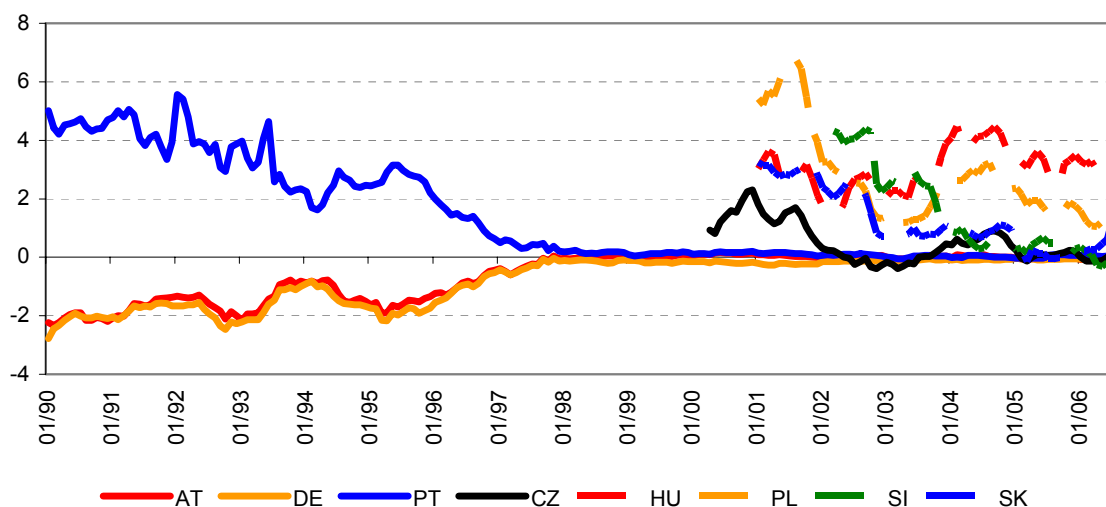


Zdroj: Bloomberg, výpočet ČNB.

Konvergence v úrokových sazbách je pozorovatelná pro všechny srovnávané země a obě splatnosti, úrokové diferenciály se tedy v posledních letech snížily. Kromě tříměsíčních a pětiletých sazeb v České republice a v poslední době i tříměsíčních sazeb ve Slovinsku však stále přetrvává významný rozdíl v úrokových sazbách. Od konce roku 2005 došlo ke zvýšení diferenciálu slovenských úrokových sazeb s eurozónou, které může být vysvětleno vyšším tempem inflace. Tříměsíční sazby se v České republice už od poloviny roku 2002 pohybují na úrovni sazeb eurozóny či dokonce pod nimi, podobný vývoj lze pozorovat i pro pětileté sazby.

Vývoj úrokových sazeb v zemích eurozóny před zavedením eura může být určitou indikací pro země, které jeho zavedení plánují. Graf 6 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 6: 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. Česká republika a v roce 2006 i Slovinsko však vykazují úrokový diferenciál téměř nulový a jsou tedy z hlediska konvergence úrokových sazeb nejdále.²⁶

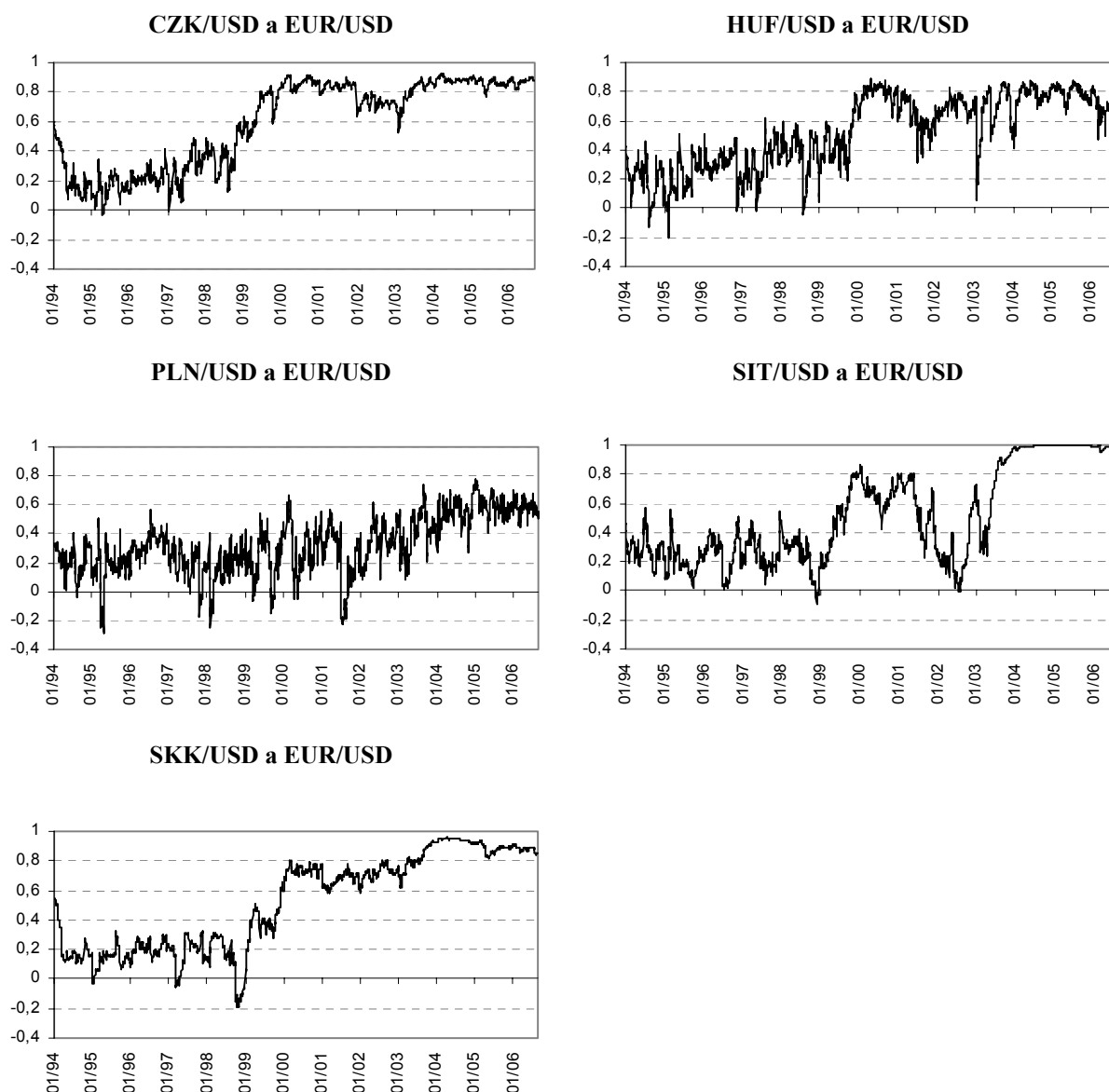
1.1.7 Konvergence měnových kurzů

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).²⁷ 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 7.

²⁶ 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 prémii. Nicméně u desetiletých sazeb vliv očekávání ohledně krátkodobých sazeb slábne..

²⁷ 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. (2006) používají stejnou metodu pro výpočet korelace čtyř středoevropských měn k euru.

Graf 7: 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 přesahuje 80 %. Lze pozorovat, že česká koruna a slovenská koruna mají ve srovnání s polským zlotým vyšší a méně volatilní korelaci s eurem; maďarský forint dosahuje podobné korelace jako česká koruna, ale jeho volatilita je vyšší. Slovinský tolar má v současnosti korelaci s eurem blízko jedné.

Slovinsko a 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. 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

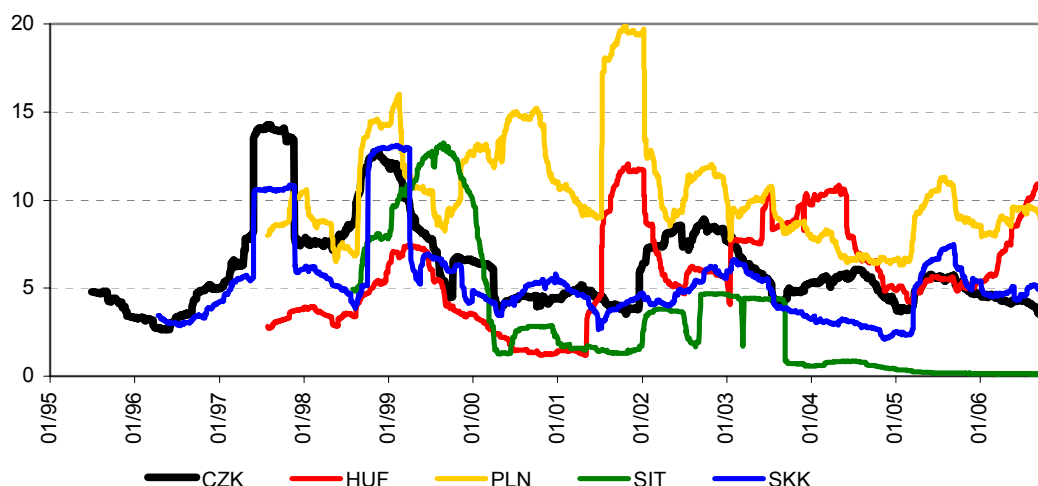
přistoupením k euru. Přímé srovnání má však bohužel omezenou vypovídací schopnost kvůli jinému kurzovému režimu v těchto zemích. Dá se říci, že měny Rakouska a Portugalska byly v podstatě od roku 1985 navázány na německou marku,²⁸ a proto by pozorovaná korelace měla být velmi blízko jedné, což je také 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 8 popisuje historický vývoj volatility měnových kurzů nových členských zemí EU k euru mezi lety 1995 a 2006. Historická volatilita je měřena na základě vývoje annualizované směrodatné odchylky denních výnosů za posledních šest měsíců. Na grafu lze pozorovat, že s výjimkou roku 1997 patřila česká koruna k měnám s průměrnou až nižší volatilitou ve srovnávaném vzorku. V posledním období je volatilita české koruny druhá nejnižší po slovinském tolaru, jehož denní změny jsou vlivem odlišného kurzového režimu zanedbatelné. Podobnou úroveň volatility jako česká koruna, včetně v čase pozvolna klesající tendence, vykazuje i slovenská koruna, maďarský forint je v poslední době více volatilní. Polský zlotý vykazuje dlouhodobě volatilitu spíše vyšší ve srovnání s ostatními zeměmi.

Graf 8: Historická volatilita měnových kurzů k euru (%)



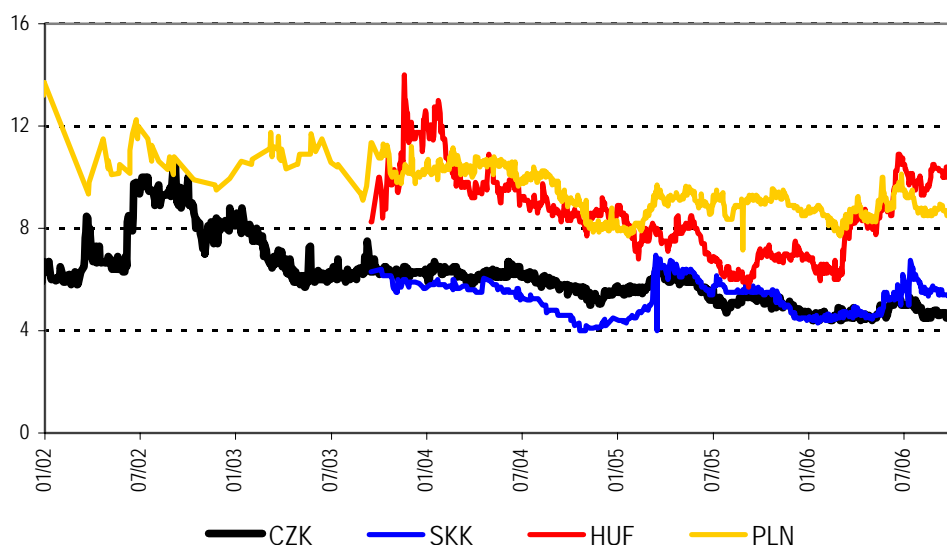
Zdroj: ČNB.

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

Z údajů finančního trhu lze odvodit i výhled do budoucna ohledně volatility kurzu. Graf 9 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 klesala u všech měn, přičemž v celém sledovaném období byla nižší pro Českou republiku a Slovensko než pro Maďarsko a Polsko.

²⁸ 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.

Graf 9: 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.²⁹ Tento koncept kurzové volatility je obecnější a lze ho aplikovat i případě, že daná země nemá plovoucí kurz.

Tabulka 12 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 1999-2005. Pro účely srovnání s fundamentálně podloženou volatilitou kurzu je zde historická volatilita počítána jako anualizovaná směrodatná odchylka čtvrtletních výnosů za celé sledované období.

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

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

Zdroj: Výpočet ČNB.

Takto definovaná historická volatilita kurzu české koruny byla v období 1999-2005 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.

²⁹ Horváth (2005) ukazuje, že stabilita kurzu dvou měn je významně ovlivněna tím, do jaké míry tyto země splňují kritéria optimálních měnových zón.

1.2 Vliv mezinárodních ekonomických vztahů

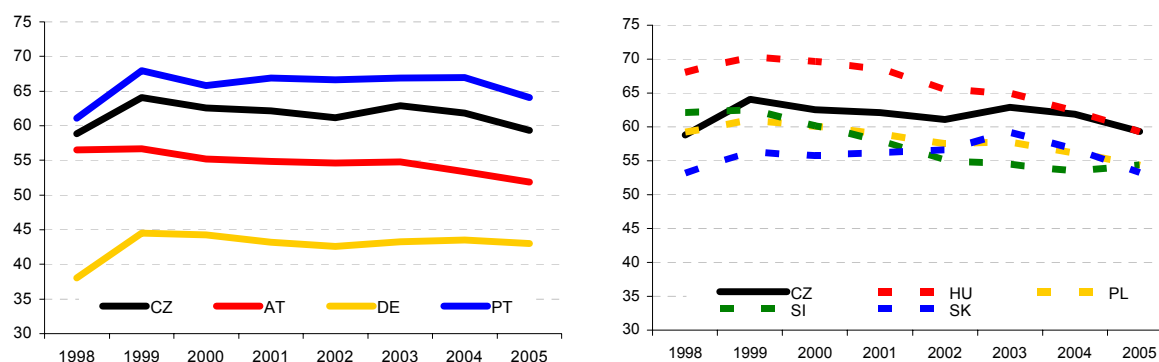
Zapojení ekonomiky do mezinárodních ekonomických vztahů má vliv na účinnost nezávislé měnové politiky a pravděpodobnost asymetrických šoků. Podobnost ekonomického vývoje může být podpořena jak obchodními, tak vlastnickými vztahy.

1.2.1 Propojení ekonomiky s eurozónou

S vyšší ekonomickou otevřeností země roste váha obchodovaného zboží na spotřebním koši a snižuje se účinnost změny nominálního měnového kurzu jako nástroje přizpůsobení v případě vnější nerovnováhy (McKinnon, 1963) a ztráta nezávislé měnové politiky nepředstavuje tudíž takový problém. Vyšší ekonomická provázanost se zeměmi využívajícími jednotnou měnu měřená podílem zahraničního obchodu jak na straně vývozu, tak na straně dovozu vede také k nižšímu riziku asynchronního 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 a Rose, 1997).³⁰ Analýza otevřenosti ekonomiky je proto důležitým doplňkem ostatních analýz strukturální sladění.

Vývoj **intenzity vzájemného obchodu** sledovaných zemí s eurozónou znázorňují Graf 10 a Graf 11. V současnosti dosahují všechny sledované země vysokého stupně ekonomické integrace s eurozónou. Stupeň dosažené ekonomické integrace ČR je srovnatelný a v některých případech i vyšší v porovnání se stávajícími zeměmi eurozóny. Česká republika dosahuje vysoké obchodní provázanosti s eurozónou, která je partnerem pro přibližně 60 % celkového vývozu a 50 % celkového dovozu.³¹

Graf 10: Podíl vývozu do eurozóny na celkovém vývozu (%)

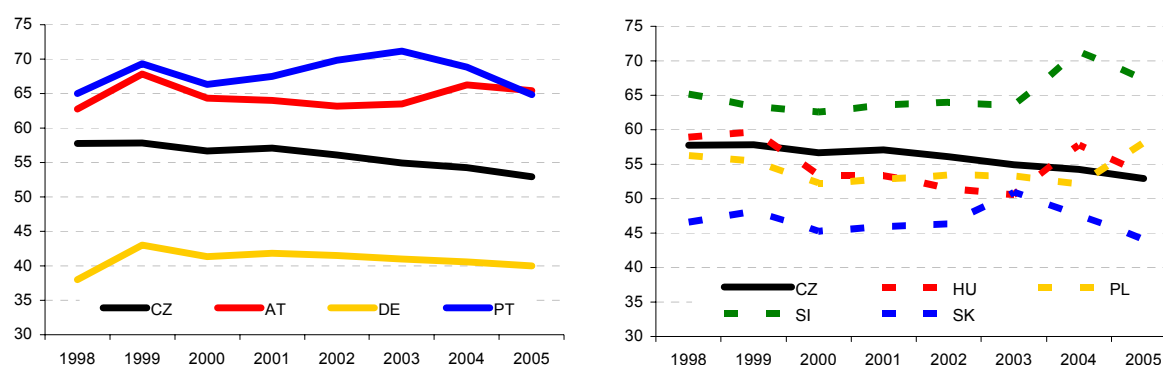


Zdroj: IMF, výpočet ČNB.

³⁰ Vyšší intenzita obchodních vztahů může na druhé straně vést k růstu specializace a tím menší symetrii ekonomického vývoje (Krugman, 1993).

³¹ Hlavní determinanty dynamiky a struktury českého zahraničního obchodu jsou analyzovány v práci Benáček a kol. (2005).

Graf 11: 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.³²

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

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

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	17	24	30	34	38	35	38
AT	7	7	11	12	11	11	.
DE	5	7	16	14	15	15	.
PT	12	13	17	19	19	.	.
HU	37
PL	.	12	14	16	16	17	23
SI	.	.	.	11	12	13	14
SK	6	.	.	.	23	21	.

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Podíl přímých zahraničních investic z eurozóny na HDP je v České republice společně s Maďarskem nejvyšší mezi srovnávanými zeměmi.³³ Vlastnická provázanost sledovaných zemí s eurozónou v čase postupně rostla a svědčí o rostoucí roli nadnárodních společností a potažmo vnějšího prostředí na ekonomiky sledovaných zemí.

³² 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).

³³ 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 mírně nižší a pohyboval se v rozmezí 5 až 23 %, s výjimkou Slovinska (1 %).

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

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	0,5	1,0
AT	2,6	2,8	4,0	4,4	5,4	5,3	.
DE	6,0	7,1	9,8	10,5	11,3	11,5	.
PT	3,9	2,6	5,3	8,9	10,4	10,1	.
HU	0,6
PL	.	0,2	0,2	0,2	0,3	0,4	0,5
SI	.	.	.	0,8	1,2	1,4	1,8
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. Je zde však také patrná v čase rostoucí vlastnická provázanost. Závěrem lze tedy konstatovat, že vlastnická provázanost s eurozónou prostřednictvím přímých zahraničních investic je v České republice vysoká. Výrazně nižší vlastnické podíly mají čeští rezidenti v eurozóně, ale stejná vlastnická asymetrie platí také pro většinu srovnávaných zemí.

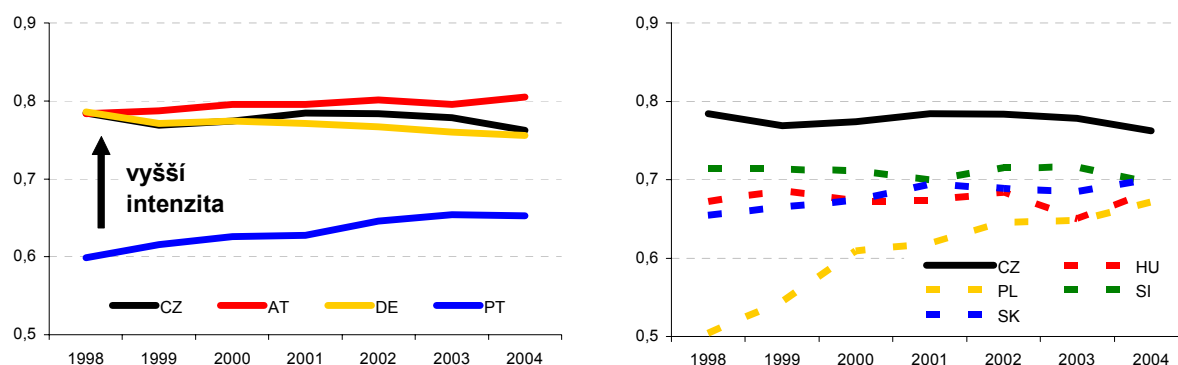
1.2.2 Vnitroodvětvový obchod

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 a Rose, 1997) a může mít také vliv na schopnost ekonomiky absorbovat ekonomické šoky.³⁴ Teorie vnitroodvětvového obchodu (Krugman, 1981, Hoekman a Djankov, 1996) předpokládá největší intenzitu vnitroodvětvového obchodu v odvětvích náročných na kapitál a výzkum, která mohou nejvíce těžit z úspor z rozsahu, obvykle se jedná o odvětví s vysokou tržní koncentrací. Nejnižší úroveň lze očekávat u odvětví spjatých s určitými přírodními zdroji.

Pro analýzu vnitroodvětvového obchodu byl použit Grubelův-Lloydův index, který udává podíl absolutní hodnoty vnitroodvětvového obchodu na obratu zahraničního obchodu. Vývoj tohoto ukazatele pro srovnávané země znázorňuje Graf 12.

³⁴ 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 než-li mezi obory. Větší podíl vnitroodvětvového obchodu též působí ve směru odmítnutí specializační hypotézy, která je založena na meziodvětvovém zahraničním obchodě.

Graf 12: Intenzita vnitroodvětvového obchodu s eurozónou



Zdroj: OECD, výpočet ČNB.

Ve srovnání s vybranými členskými státy Evropské unie dosahuje podíl vnitroodvětvového obchodu České republiky s eurozónou vysokých hodnot a dokonce některé z nich výrazně převyšuje.³⁵ Podíl vnitroodvětvového obchodu ČR je v celém sledovaném období srovnatelný s Rakouskem a Německem. Vysoký podíl vnitroodvětvového obchodu České republiky 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 podobné trhům v této unii. 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 podmínkách měnové unie budou shodně přenášet vnější ekonomické šoky i impulzy měnové politiky.³⁶ K základním sledovaným charakteristikám patří hloubka a struktura finančního zprostředkování.

Hloubka finančního zprostředkování v České republice měřená podílem aktiv finančního systému na HDP je oproti eurozóně, Německu a Rakousku zhruba třetinová a ve srovnání s Portugalskem na úrovni téměř 45 %. Podíl aktiv českého finančního systému na 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 129 % v roce 2004, což bylo důsledkem mírnějšího tempa jejich absolutního růstu v minulých letech (Tabulka 15). V roce 2005 meziroční dynamika růstu aktiv finančního systému vzrostla na 12 %, což se odrazilo i ve zvýšení jejich podílu na HDP.

³⁵ Naše závěry se v tomto směru shodují s prací Fidrmuc (1999).

³⁶ 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 15: Aktiva finančního systému / HDP (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005 ^a
CZ	146,8	145,5	136,6	138,6	140,1	137,1	133,8	132,5	128,8	134,8
AT ^c	.	276,8	295,7	317,4	332,5	341,2	327,8	339,6	354,7	392,6
DE ^c	.	.	337,9	363,8	379,2	378,9	382,9	389,2	397,1	413,8
PT ^c	.	286,7	342,6	338,7	329,7	282,6	281,2	309,7	299,1	311,7
HU	70,5	77,9	78,1	80,0	80,6	82,3	85,1	94,5	101,4	115,7
PL	49,4	51,6	57,4	60,4	65,6	71,0	72,2	76,0	78,8	86,4
SI ^b	93,3	93,2	97,3	100,5	104,8	113,7	118,5	121,2	129,4	149,3
SK ^b	117,8	114,9	108,0	97,1	96,5	98,6	100,5	92,6	100,5	110,9
EU12 ^{c,d}	.	278,3	331,7	357,2	364,8	348,4	341,7	353,1	370,6	406,6

Poznámka: a) Předběžná data.

b) Bez 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.

Podíl poskytnutých úvěrů na HDP je v České republice v porovnání se sledovanými zeměmi eurozóny nižší (Tabulka 16). Ve srovnání s Německem, Rakouskem a Portugalskem je objem úvěrů (včetně vládního sektoru) v relativním vyjádření méně než třetinový. Z nových členských zemí EU má nejvyšší podíl poskytnutých úvěrů na HDP Slovinsko, vyšší podíl než Česká republika má také Maďarsko. Bankovní úvěry v České republice však rostou značným tempem, jak úvěry podnikům (meziročně 14 % ke konci roku 2005, resp. 16 % k 30.6. 2006), tak úvěry domácnostem (34 %, resp. 33 %).

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

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005 ^a
CZ	58,8	61,1	55,2	50,6	48,1	41,4	38,5	39,8	39,6	40,5
AT	117,2	116,1	117,6	119,8	125,4	124,3	123,6	122,5	125,3	133,7
DE	.	132,6	138,2	141,0	143,6	144,4	140,9	139,9	135,8	134,5
PT	66,5	78,5	93,5	113,9	132,8	131,9	135,3	135,1	136,2	142,0
HU ^b	22,1	24,3	24,2	26,0	30,4	29,9	33,2	38,4	41,2	46,1
PL ^b	16,8	19,2	20,9	23,7	24,9	25,5	25,5	26,3	24,7	26,7
SI ^b	26,6	27,4	31,7	35,5	37,9	39,9	40,1	42,6	47,4	56,2
SK ^b	58,5	54,7	51,8	48,7	43,7	33,5	31,2	32,9	33,4	38,0
EU12 ^c	101,2	104,9	107,9	111,6	116,1	113,4	112,7	113,9	116,1	123,5

Poznámka: a) Předběžná data.

b) Úvěry nefinančnímu sektoru (bez vládního sektoru).

c) Vážený průměr.

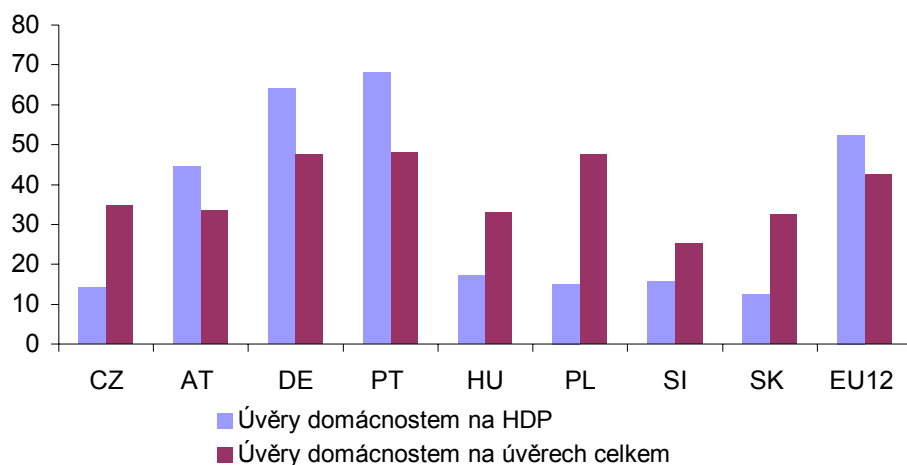
Zdroj: ČNB, národní centrální banky, data na nekonsolidované bázi.

Z hlediska důsledků pro transmisní mechanismus i stabilitu finančního systému se jako potřebné v posledních letech ukazuje zejména sledování velmi dynamického vývoje **úvěrů domácnostem**.³⁷ Podíl úvěrů poskytnutých bankami domácnostem na celkových úvěrech je v současnosti v České republice na úrovni téměř 35 %, v eurozóně tento podíl dosahuje přibližně 42 %. Podíl objemu bankami poskytnutých úvěrů domácnostem na HDP činí v současnosti v České republice přibližně 14 % a je výrazně nižší než odpovídající hodnota pro eurozónu (zhruba 52 %, viz Graf 13). 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.³⁸

³⁷ V úvahu nejsou vzaty úvěry poskytnuté domácnostem nebankovními institucemi.

³⁸ Viz též Tabulka 42.

Graf 13: Bankovní úvěry domácnostem
(podíl na HDP a bankovních úvěrech celkem v roce 2005, %)



Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

Bankovní sektor má v České republice podíl 74 % na aktivech celkového finančního systému. 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 zhruba tři čtvrtiny, obdobně je tomu v Německu a Rakousku (Tabulka 17).

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

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005 ^a
CZ	78,8	82,1	81,4	80,0	81,0	77,5	75,9	74,0	73,6	73,6
AT ^c	.	82,3	81,0	78,0	77,5	77,8	76,6	76,3	76,0	74,9
DE ^c	.	.	80,1	78,4	78,4	78,3	77,6	75,9	74,8	73,4
PT ^c	.	82,6	83,8	83,0	83,2	81,7	81,5	81,9	80,7	78,4
HU	93,5	89,5	88,0	85,7	83,7	82,2	80,6	82,1	81,0	78,3
PL	94,5	93,1	92,4	90,3	87,7	84,9	79,9	76,4	74,1	70,2
SI ^b	73,5	70,0	69,9	69,7	71,5	72,9	73,2	73,1	70,7	71,7
SK ^b	95,3	94,9	94,3	93,9	93,9	93,3	91,8	88,6	87,3	86,0
EU12 ^{c,d}	74,5	72,0	72,9	71,7	71,1	69,7

Poznámka: a) Předběžná data.

b) Bez 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.

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. Z toho lze usoudit, že funguje standardně a je schopen zajistit průběh transmise měnové politiky srovnatelný s eurozónou.

1.3.2 Integrace akciových trhů

Integrace akciových trhů nastává tehdy, pokud jsou akcie se stejným rizikovým faktorem a výnosem oceněny trhy stejně bez ohledu na to, kde jsou obchodovány, což vyplývá z tzv. zákona jedné ceny³⁹. Čím více bude český akciový trh integrován s trhem evropským, tím

³⁹ 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.

budou ceny akcií ovlivňovány spíše globálními (evropskými) faktory spojenými se symetrickými šoky, nežli lokálními (národními) efekty spojenými s asymetrickými šoky. Zdrojem šoku přitom mohou být jakékoli faktory způsobilé ovlivnit ceny (výnosy) akcií. Lze tedy očekávat, že s rostoucí integrací bude akciový trh méně pravděpodobným zdrojem asymetrických šoků.

Vliv lokálních rizikových faktorů je snižován možností investorů mezinárodně diverzifikovat (akciové) portfolio, což následně vede k poklesu nákladů kapitálu a má pozitivní vliv na množství produktivních investic a hospodářský růst. Tím, jak se akciové trhy zvětšují, efekt bohatství na spotřebu se stává významnější, což má za následek pevnější vztah mezi fluktuací akciového trhu a fluktuací reálných proměnných. S růstem možností mezinárodní diverzifikace rizika je tedy redukována citlivost národní spotřeby na národní ekonomické šoky, což by mělo přispět k nižší divergenci cyklů. Z těchto důvodů je pro tvůrce monetární politiky vhodné znát míru integrace akciového trhu.

Adam a kol. (2002) použil pro prokázání procesu integrace finančních trhů v zemích eurozóny tzv. koncept beta a sigma konvergence, aplikace na Českou republiku, Maďarsko, Polsko a Slovensko provedla Komárková (2006).⁴⁰ Koncept beta-konvergence umožňuje identifikovat rychlost, s jakou je integrace mezi akciovými trhy dosahována v čase. 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. Koncept sigma-konvergence identifikuje stupeň konvergence, jakého akciové trhy mezi sebou dosáhly v určitém časovém okamžiku. 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 akciové trhy obsahuje Tabulka 18. Je z ní patrné, že všechny hodnoty v tabulce nabývají záporných hodnot a že tedy dochází ke konvergenci výnosů akciových trhů. Absolutní hodnoty koeficientu beta dosahují pro všechny země kromě Slovinska velikosti blízké jedné, což znamená, že stírání nově vzniklých rozdílů výnosových diferenciálů mezi příslušnou národní ekonomikou a eurozónou lze označit za rychlé. Při srovnání období 1995-2000 a 2001-2006 se rychlost beta konvergence akciových trhů u sledovaných nových členských zemí EU s výjimkou Slovenska zvýšila.⁴¹ Největšího pokroku přitom dosáhlo Slovinsko (z -0,14 na -0,41) následované Českou republikou (z -0,69 na -0,90). Pokles rychlosti u některých zemí je nutné svázat s informací o stupni již dosažené integrace (hodnotou sigma), což je možné vidět v případě Německa (z -0,95 na -0,71) nebo Rakouska (z -0,96 na -0,91). Obě zmíněné země již dosáhly vysokého stupně integrace a je tak možné předpokládat, že rychlost přizpůsobení jejich výnosů se bude postupně snižovat.

⁴⁰ 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).

⁴¹ Slovenský akciový trh je mnohem menší (např. dle velikosti tržní kapitalizace) a z pohledu investorů a emitentů akcií se zdá být méně atraktivní než trhy sledovaných nových členských zemí EU.

Tabulka 18: Vývoj hodnot koeficientu beta

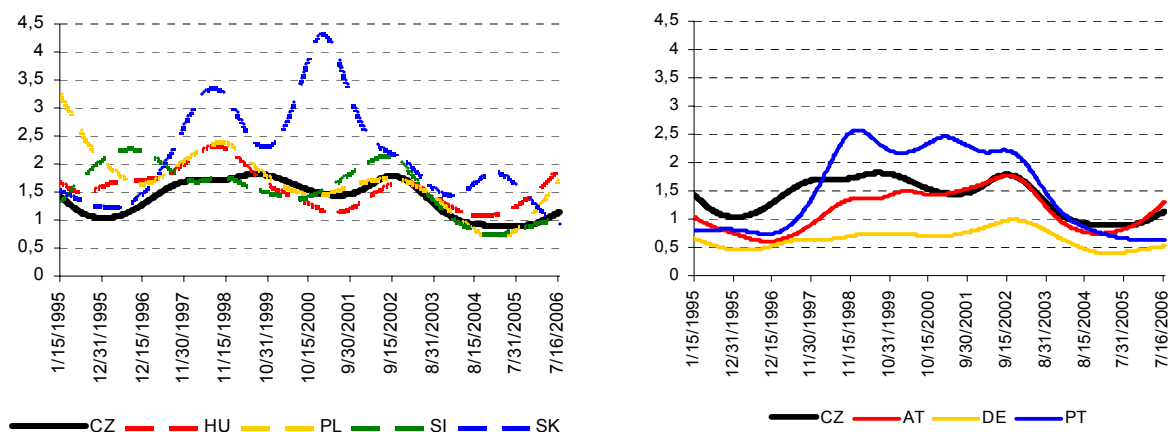
	1995-2006	1995-2000	2001-2006
CZ	-0,72	-0,69	-0,90
AT	-0,85	-0,96	-0,91
DE	-0,82	-0,95	-0,71
PT	-0,77	-0,76	-0,77
HU	-0,78	-0,72	-0,95
PL	-0,92	-0,91	-1,00
SI	-0,23	-0,14	-0,41
SK	-0,71	-0,73	-0,72

Poznámka: Všechny odhady byly statisticky významné na 1% hladině významnosti.

Zdroj: Výpočet ČNB.

Výsledky analýzy sigma-konvergence pro jednotlivé země ve vztahu k eurozóně znázorňuje Graf 14. Nejvyššího stupně integrace akciových trhů s eurozónou dosáhlo ke konci sledovaného období Německo následované Portugalskem a Rakouskem.⁴² Na stejném stupni integrace se jeví akciové trhy Slovinska, České republiky a Slovenska. Nicméně lze rovněž pozorovat, že stupeň integrace akciového trhu sledovaných zemí s eurozónou se s výjimkou Portugalska v roce 2006 snížila. Od roku 2001 se stupeň integrace akciových trhů České republiky a Rakouska vyvíjí velmi podobně.

Graf 14: Vývoj hodnot koeficientu sigma



Poznámka: Nižší hodnoty směrodatné odchylky (vertikální osa) odpovídají vyššímu stupni konvergence.

Zdroj: Výpočet ČNB.

⁴² Podobně jako například v části 1.1.2 je nutné při interpretaci hodnoty pro Německo brát v úvahu, že údaje za Německo mají významnou váhu při výpočtu údajů za eurozónu. Viz blíže Metodická část.

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

Vestavěné 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

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 by měla být spíše procyklická a veřejné rozpočty by se měly vyvíjet spojitě bez nutnosti dramatických výkyvů jedním či druhým směrem v krátkém časovém úseku (tj. nikoliv systémem „brzda-plyn“).

Fiskální politika ovlivňuje ekonomický vývoj pomocí automatických stabilizátorů a diskrečních opatření. Stávající poznání ekonomické vědy i hospodářské praxe ve vyspělých zemích však vede většinu ekonomů spíše k pesimistickému názoru na možnost a vhodnost aktivní diskreční (tj. vládou volně měnitelné) fiskální politiky. Je tomu tak zejména proto, že vládou zamýšlená opatření fiskální politiky obvykle díky různým druhům zpoždění začínají působit později, například až v okamžiku, kdy daný šok již přestává působit. Diskreční fiskální politika tak může často ekonomické prostředí destabilizovat.⁴³

Fiskální pravidla Evropské unie proto za optimální považují vyrovnané hospodaření vlády v rámci ekonomického cyklu a volné působení vestavěných automatických stabilizátorů, které mohou šoky tlumit bez nutnosti přijímat diskreční fiskální opatření. Veřejné finance tak v období recese prostřednictvím deficitního hospodaření stimuluji agregátní poptávku a v období expanze by ji měly vytvářením fiskálních přebytků naopak tlumit, aniž by docházelo k porušování maximálních dovolených schodků. 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.⁴⁴

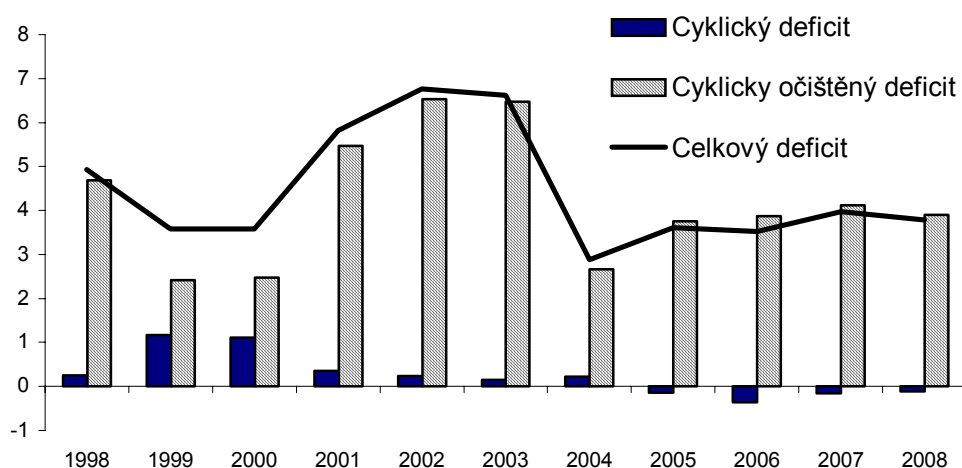
Vliv makroekonomického prostředí a zásahů vlády na vývoj veřejných rozpočtů lze rozlišit rozložením fiskálního salda na část, která je výsledkem působení ekonomického cyklu nebo

⁴³ Typickým příkladem tohoto problému je riziko tzv. procyklické fiskální politiky, tj. fiskální politiky, která se snaží vyrovnávat ekonomický cyklus (ten lze považovat za jeden konkrétní typ ekonomického šoku), avšak vzhledem ke zmíněným zpožděním ve skutečnosti cyklus ještě zvyrazňuje a působí tak procyklicky.

⁴⁴ Z požadavku vyrovnaného hospodaření vlády bylo v rámci evropských fiskálních pravidel mírně ustoupeno zavedením střednědobého fiskálního cíle (MTO), který je pro různé ekonomiky odlišný 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.

mimořádných jednorázových opatření, a tzv. cyklicky očištěné (strukturální) saldo, které poskytuje informaci o tom, jak by fiskální saldo vypadalo, kdyby se ekonomika nacházela na svém potenciálu. Stávající odhady ČNB rozkladu salda vládního sektoru České republiky na cyklickou a cyklicky očištěnou část znázorňuje Graf 15.⁴⁵ Z grafu lze pozorovat, 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.⁴⁶ To je způsobeno zejména skutečností, že dodatečné daňové příjmy nejsou důsledně používány na snižování fiskálního deficitu, ale jsou spíše využívány ke generování nových (a trvalých) veřejných výdajů, prováděné daňové škrty nejsou doprovázeny odpovídajícími opatřeními na straně veřejných výdajů a výdajové rámce jsou překračovány v letech solidního ekonomického růstu. Jinými slovy, stávající deficitnost vládního sektoru České republiky je dána zejména strukturálními vlivy a nemá cyklickou povahu. Ani ve výhledu na nejbližší období nedochází ke zlepšení a v roce 2007 je očekáván nárůst strukturálního schodku na cca 4,1 % HDP. Odstranění těchto necyklických vlivů je důležitou podmínkou pro schopnost dlouhodobě plnit Pakt stability a růstu a možnosti využít stabilizační funkci veřejných rozpočtů.

Graf 15: Dekompozice historie a výhledu fiskálního deficitu na cyklickou a cyklicky očištěnou část dle analýz ČNB (% HDP)



Zdroj: Výpočet ČNB.

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

Vzhledem k požadavkům Paktu stability a růstu je možnost fiskální politiky diskrečně nebo automaticky reagovat na neočekávané šoky dána zejména prostorem mezi výší strukturálního schodku vládního sektoru a referenční hodnotou 3 % HDP a dále prostorem mezi výší veřejného dluhu a referenční hodnotou 60 % HDP. Cílem fiskální politiky v období před vstupem do eurozóny by mělo být přivést veřejné rozpočty blízko vyrovnanosti tak, aby zůstal dostatečný prostor pro stabilizační fiskální politiku v nepříznivých časech. Tabulka 19 shrnuje údaje a předpovědi Evropské komise z jara 2006 o **vývoji fiskálního salda** vybraného vzorku

⁴⁵ Odhady ČNB byly provedeny metodou ESCB na údajích podle metodiky ESA, zatímco Tabulka 19 uvedená na straně 41 obsahuje predikci Evropské komise a cyklické očištění je provedeno metodou Evropské komise.

⁴⁶ Automatické stabilizátory působí ve směru zhoršování fiskálního salda v období ekonomické recese a ve směru jeho zlepšování v letech ekonomického růstu.

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.⁴⁷

Tabulka 19: Deficit vládního sektoru (ESA95), odhad Evropské komise (v % HDP)^a

	2004	2005	2006	2007	2004	2005	2006	2007
	neupravené saldo				cyklicky upravené saldo			
CZ	-2,9	-2,6	-3,2	-3,4	-1,3	-1,4	-3,4	-4,0
AT	-1,1	-1,5	-1,9	-1,4	-0,8	-1,0	-1,7	-1,2
DE	-3,7	-3,3	-3,1	-2,5	-3,5	-3,1	-3,0	-2,3
PT	-3,2	-6,0	-5,0	-4,9	-4,8	-5,2	-4,1	-3,9
HU	-5,4	-6,1	-6,7	-7,0	-5,5	-6,3	-6,7	-6,9
PL	-3,9	-2,5	-3,0	-3,0	-4,2	-2,6	-3,3	-3,5
SI	-2,3	-1,8	-1,9	-1,6	-1,8	-1,5	-1,8	-1,7
SK	-3,0	-2,9	-2,7	-2,1	-2,3	-1,6	-2,4	-2,2
CZ ^b	-2,9	-3,6	-3,5	-4,0	-2,7	-3,8	-3,9	-4,1

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 nejnovější informace z podzimní notifikace), úrovni trendového růstu HDP a výši jednorázových a ostatních dočasných opatření, která jsou z neupraveného salda před jeho cyklickým očištěním odečtena. Pro rok 2008 je ČNB očekáván deficit veřejných financí České republiky ve výši 3,7 % HDP a cyklicky upravený deficit ve výši 3,9 % HDP.

Zdroj: Evropská komise (2006), ČNB.

Tabulka 19 ukazuje, že zhoršující se fiskální vývoj je Evropskou komisí očekáván v roce 2006 v České republice, Rakousku, Maďarsku, Polsku a Slovinsku. Česká republika, Německo, Portugalsko, Maďarsko jsou země, u kterých je očekáváno překročení 3% schodku v roce 2006, a v případě České republiky, Portugalska a Maďarska i v roce 2007. Naopak Německo, Rakousko, Slovinsko a Slovensko by podle predikce Evropské komise měly své fiskální hospodaření v horizontu do roku 2007 zlepšovat a splňovat maastrichtské kritérium pro maximální dovolený deficit (respektive dostat se do souladu s Paktem stability a růstu). Polský deficit veřejných financí by se dle Evropské komise měl pohybovat v letech 2006 i 2007 na úrovni 3 % HDP.

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 ne-mandatorní výdaje je z ekonomického úhlu pohledu rozlišením rychlosti, se kterou může vláda v případě potřeby dané výdaje měnit. Mandatorní výdaje jsou nejméně flexibilní, přesto lze většinu z nich odpovídajícími legislativními změnami upravovat. Tabulka 20 shrnuje vývoj mandatorních výdajů státního rozpočtu v čase vzhledem k celkovým příjmům a výdajům státního rozpočtu a celkovým příjmům a výdajům veřejného sektoru.

⁴⁷ Vývoj deficitu veřejných rozpočtů od roku 1998 znázorňuje rovněž Graf 15. Ukazuje, že vysoké deficity z let 2001 až 2003, které se pohybovaly kolem 6 až 7 % HDP, se podařilo v roce 2004 snížit na úroveň pod 3 % HDP a Česká republika tak v tomto roce splňovala obě maastrichtská kritéria týkající se veřejných financí. V roce 2005 však došlo ke zhoršení v ukazateli deficitu. Od loňského zpracování analýzy došlo k revizi časové řady salda vládního sektoru; nejvýznamnější změnou je přehodnocení vládních garancí, které byly v minulosti začleněny do roku 2003 (fiskální deficit v roce 2003 převyšoval 12 % HDP). V roce 2006 bylo rozhodnuto o vyjmutí těchto garancí z deficitu roku 2003, čímž deficit roku 2003 klesl na 6,6 % HDP.

Tabulka 20: Podíl mandatorních výdajů státního rozpočtu (v %)

	2003	2004	2005	2006	2007
- na příjmech státního rozpočtu	61	59	54	57	66
- na výdajích státního rozpočtu	53	53	51	53	60
- na příjmech veřejného sektoru (ESA95)	40	39	39	39	42
- na výdajích veřejného sektoru (ESA95)	31	37	36	36	39

Poznámka: Roky 2003-2005 jsou skutečnost, rok 2006 odpovídá schválenému státnímu rozpočtu a rok 2007 je odhadem založeným na první verzi návrhu státního rozpočtu na 2007 (s předpokládaným deficitem 88 mld. Kč). Odhady vývoje příjmů a výdajů veřejného sektoru byly převzaty z materiálu Evropské komise.

Zdroj: Evropská komise (2006), výpočet ČNB.

Podíl mandatorních výdajů v roce 2005 činil 54 % příjmů státního rozpočtu, resp. 39 % příjmů vládního sektoru (v metodice ESA). Tabulka 20 dokumentuje i očekávaný nárůst mandatorních výdajů v roce 2007, způsobený zejména expanzí sociálních výdajů. Očekávaný růst podílu mandatorních výdajů v roce 2007 odporuje deklarovaným cílům fiskální konsolidace vytyčeným v oficiálním dokumentu vlády „Návrh koncepce reformy veřejných financí do roku 2006“ (z roku 2002) i záměrům konsolidovat veřejné finance opakovaně obsaženým v Konvergenčních programech České republiky.

Mandatorní výdaje nejsou jednotlivými zeměmi sledovány v porovnatelné podobě, resp. neexistuje harmonizovaná definice tohoto pojmu.⁴⁸ Mezi zeměmi do určité míry lze srovnat strukturu příjmů a výdajů vládního sektoru. Toto srovnání poskytuje Tabulka 21; „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 2005 k členům EU s nejvyšší tvorbou.

Tabulka 21: Podíl veřejných příjmů, výdajů a daňového břemene na HDP v roce 2005 (%)

	CZ	AT	DE	PT	HU	PL	SI	SK
Celkové příjmy	41,1	48,0	43,4	41,8	44,5	40,8	45,5	33,9
Celkové výdaje	43,7	49,5	46,7	47,8	50,6	43,3	47,3	36,8
- kolektivní spotřeba	11,2	7,0	7,8	21,1	10,5	8,7	7,8	10,4
- sociální transfery	22,9	29,8	30,0	.	27,9	25,9	28,8	19,0
- dluhová služba	1,2	2,8	2,8	2,7	3,8	2,4	1,6	1,7
- hrubá tvorba kapitálu	4,5	1,1	1,3	3,1	3,4	3,1	3,3	2,1

Zdroj: Evropská komise (2006).

Současný stav a výhled **vládního dluhu** se také mohou stát faktory limitujícími schopnost fiskální politiky plnit stabilizující funkci v ekonomice. Srovnání výhledu podílu hrubého konsolidovaného dluhu na HDP přináší Tabulka 22, údaje jsou pro srovnatelnost opět převzaty z jarní predikce Evropské komise.

⁴⁸ To je dáno například odlišným legislativním procesem v jednotlivých zemích.

Tabulka 22: Veřejný dluh (ESA95), odhad Evropské komise (v % HDP)

	2004	2005	2006	2007
CZ	30,6	30,5	31,5	32,4
AT	63,6	62,9	62,4	61,6
DE	65,5	67,7	68,9	69,2
PT	58,7	63,9	68,4	70,6
HU	57,1	58,4	59,9	62,0
PL	41,9	42,5	45,5	46,7
SI	29,5	29,1	29,9	29,7
SK	41,6	34,5	34,3	34,7
CZ ^a	30,8	30,4	30,6	30,5

Poznámka: a) Pro rok 2004 a 2005 údaje z notifikace ČSÚ provedené na podzim 2006. Pro rok 2006 a 2007 aktuální prognóza ČNB. Pro rok 2008 ČNB aktuálně prognózuje veřejný dluh České republiky ve výši 30,6 % HDP.

Zdroj: Evropská komise (2006).

Hrubý konsolidovaný dluh českého vládního sektoru dosáhl v roce 2005 hodnoty 30,4 % HDP a byl druhý nejnižší v rámci srovnávaných zemí hned za Slovinskem. Revize časových řad a přehodnocení výše vládních garancí uplatněných v roce 2003 měla kromě snížení fiskálního deficitu příznivý vliv na celkovou výši hrubého dluhu České republiky, který byl pro rok 2004 a následující roky snížen (pro rok 2004 o 6,8 procentního bodu z původní hodnoty 37,4 % HDP). Výhled do roku 2007 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. Pokračující nerovnováha veřejných financí bude hlavní determinantou jeho růstu v absolutním vyjádření.⁴⁹

Díky nižšímu veřejnému dluhu a nízkým úrokovým sazbám je i odhad dluhové služby v procentech HDP pro ČR poměrně příznivý (Tabulka 23). Dluhová služba bude v důsledku rostoucího objemu dluhu a pravděpodobného růstu úrokových sazeb do budoucna narůstat. V roce 2005 při dluhu 30,4 % HDP a historicky velmi nízkých úrokových sazbách činila dluhová služba cca 1,2 % HDP. Kromě efektu úrokových sazeb hrál příznivou úlohu i fakt, že část dluhu není tržně financována (dluh v metodice ESA95 obsahuje například i některé poskytnuté státní garance). Urychlení konsolidace veřejných financí je tak nutné i proto, aby nedošlo k dalšímu růstu mandatorních výdajů spojených s dluhovou službou.

⁴⁹ Deficit a dluh jsou spojenými nádobami a fiskální deficit je možné chápat jako hlavní faktor změny veřejného dluhu. V praxi je tato vazba částečně rozvolněna některými jednorázovými operacemi (repo operace, prodeje licencí UMTS, kurzové změny, příjmy z privatizace, rozdíl mezi cashovými a aktuálními příjmy a výdaji veřejného sektoru apod.), které mohou způsobit, že změna vládního dluhu neodpovídá přesně výši dosaženého vládního deficitu.

Tabulka 23: Dluhová služba, odhad Evropské komise (v % HDP)

	2004	2005	2006	2007
CZ	1,2	1,2	1,4	1,4
AT	2,8	2,8	2,7	2,6
DE	2,8	2,8	2,8	2,8
PT	2,6	2,7	2,9	3,1
HU	4,2	3,8	3,7	3,7
PL	2,6	2,4	2,5	2,6
SI	1,9	1,6	1,5	1,4
SK	2,2	1,7	1,8	1,7

Zdroj: Evropská komise (2006).

Prostor pro aktivní fiskální politiku, která by mohla reagovat na neočekávané exogenní šoky, je v ČR omezen převážně skutečností, že vláda dostatečně rychle nesnižuje v období příznivého ekonomického růstu fiskální deficit. Jsou nově zaváděna i opatření, která vládní výdaje trvale zvyšují. Flexibilitě a dlouhodobému růstu ekonomiky na druhé straně nejspíše napomůže politika snižování přímých daní (daně z příjmu fyzických i právnických osob) kompenzovaná růstem nepřímých daní. Zavedení výdajových rámců v minulosti velmi přispělo k pozitivnímu vnímání fiskální politiky České republiky ze strany zahraničí, což se následně projevilo i v příznivých podmínkách financování českého veřejného dluhu na kapitálových trzích. Nedodržování stanovených výdajových rámců v dobách solidního ekonomického růstu, což by mohlo být případem roku 2007, vede k procyklickému působení fiskální politiky, ohrožuje proces fiskální konsolidace a snižuje kredibilitu závazků České republiky.⁵⁰

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 očekávaného růstu penzijních 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 nemá cyklický charakter.

Dlouhodobou extrapolaci vývoje dluhu vládního sektoru (do roku 2050) provedenou Evropskou komisí obsahuje Tabulka 24.

Tabulka 24 : Hrubý veřejný dluh (v % HDP)

	2010	2030	2050
CZ	39,6	79,0	280,2
AT	54,9	15,0	-21,2
DE	65,6	57,9	99,4
PT	64,4	89,2	262,5
HU	62,5	76,0	119,3
PL	51,3	6,2	-76,3
SI	28,4	76,3	302,7
SK	35,9	48,1	130,4

Zdroj: Evropská komise (2006).

⁵⁰ Přetrvávajícím problémem výdajové strany českého rozpočtu je absence výkonového rozpočtování, které by sloužilo jako nástroj pro krácení neprioritních a neefektivních veřejných výdajů. Vláda dnes bohužel nemá fungující nástroj, kterým by mohla neefektivní veřejné výdaje utlumit. Generování nových výdajových potřeb tak doprovází tlak na růst veřejných výdajů a růst deficitu místo hledání rezerv v již existujících málo efektivních výdajích.

Přestože se jedná pouze o zjednodušenou simulaci, indikuje v případě České republiky, Portugalska a Slovinska v rozmezí let 2030 a 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 poklesu poměru hrubého veřejného dluhu k HDP. Stávající trajektorie výdajů spojených se stárnutím 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 zhruba 80 % HDP v roce 2030. Česká republika, Maďarsko, Portugalsko a Slovinsko jsou v Evropské unii řazeny mezi země s nejvyšším rizikem dlouhodobé udržitelnosti veřejných financí.

2.2 Pružnost mezd a cen

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

2.2.1 Míra přizpůsobení růstu reálných mezd míře nezaměstnanosti – Phillipsova křivka

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

Elasticita reálných mezd může nabývat kladných či záporných hodnot. Záporné hodnoty naznačují, že mzdy jsou pružné (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:Q1-2000:Q4 a 2001:Q1-2006:Q1. Tabulka 25 obsahuje shrnutí výsledků.⁵¹

Tabulka 25: Elasticita mezd na míru nezaměstnanosti

	1996-2000	2001-2006
CZ	-0,021 ***	-0,008
AT	-0,026 *	0,003
DE	-0,027 *	-0,013
PT	0,006	-0,021 *
HU	0,037	-0,11 *
PL	-0,001	-0,013
SI	-0,025	0,053
SK	-0,026 ***	0,055

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

Zdroj: Výpočet ČNB.

⁵¹ Vzhledem k přítomnosti strukturálního zlomu ve zkoumaném vztahu pro Českou republiku i některé další země nejsou výsledky za celkové sledované období vypovídající.

Výsledky analýzy naznačují, že Česká republika zaznamenala pokles pružnosti mezd (elasticita se zmenšila z -0,021 pro období 1996 – 2000 na statisticky nevýznamnou hodnotu blízkou nule pro období 2001 – 2006). Situace je velice podobná v Rakousku, Německu a na Slovensku (pokles elasticity z -0,026, resp. z -0,027 a -0,026 na nevýznamnou hodnotu). Za poslední období je pružnost mezd nevýznamná u většiny uvedených zemí s výjimkou Portugalska a Maďarska (narůst elasticity z nevýznamných hodnot na -0,021, resp. -0,110). V případě Polska a Slovinska mzdy zřejmě neplnily přizpůsobovací roli po celé sledované období.⁵²

2.2.2 Cenová pružnost – 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.

Pro analýzu inflační perzistence využíváme metodu navrženou v práci Marquez (2004). Tato metoda stanoví, že inflace je tím strnulejší, čím déle skutečné inflaci trvá návrat k rovnovážné inflaci. Vzhledem k použité metodě leží výsledné hodnoty inflační perzistence mezi 0 a 1. Čím blíže jsou hodnoty k jedné, tím je inflace strnulejší.

Hodnoty ukazatele inflační perzistence pro období 1998-2005 znázorňuje Tabulka 26. Prezentované výsledky naznačují, že inflační perzistence v České republice dosahuje ve srovnání s ostatními sledovanými zeměmi nejvyšších hodnot. To znamená, že se inflace v České republice po šoku navrácí do rovnováhy relativně pomalu. Oproti minulému vyhodnocení v roce 2005 došlo pouze k velmi mírnému poklesu sledovaného ukazatele inflační perzistence v České republice.

Tabulka 26: Inflační perzistence (1998-2005)

CZ	AT	DE	PT	HU	PL	SK	SI
0,93	0,82	0,82	0,88	0,95	0,87	0,91	0,73

Zdroj: Výpočet ČNB.

⁵² Doplnující pohled na pružnost mezd poskytují odhady mzdové křivky, které měří pružnost reálných mezd z pohledu míry přizpůsobení úrovně regionálních mezd podle výše regionální nezaměstnanosti (Nickell, 1997). Odhad mzdové křivky pro Českou republiku (Galuščák a Münich, 2005a) za období 1994-2001 byl publikován v loňském dokumentu Analýz sladění a naznačoval, že mzdy v české ekonomice jsou formovány v závislosti na výši regionální, zejména krátkodobé, nezaměstnanosti, a koeficient pružnosti je podobný koeficientu, který Blanchflower a Oswald (1994) zjistili pro řadu vyspělých a reformujících se zemí. V posledním období však mohlo docházet k určitému snížení pružnosti mezd, pravděpodobně z důvodu zvyšující se dlouhodobé nezaměstnanosti. Analýza nebyla aktualizována z důvodu změny metodiky ve sběru dat od roku 2002.

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 27 uvádí vývoj míry **dlouhodobé nezaměstnanosti** ve sledovaných zemích. Koncem 90. let se tento ukazatel pro Českou republiku výrazně zhoršil. V roce 2005 byla míra dlouhodobé nezaměstnanosti vyšší než v Rakousku, Portugalsku, Maďarsku a Slovinsku. Přesto je dlouhodobá nezaměstnanost v České republice stále podstatně nižší než v Polsku a na Slovensku. Stejně závěry poskytují údaje o podílu dlouhodobě nezaměstnaných na celkové nezaměstnanosti (Tabulka 28).⁵³ Zvýšení dlouhodobé nezaměstnanosti je způsobeno zejména snižujícími se odtoky z nezaměstnanosti (Galuščák, München, 2005b), což může souviset například s nastavením systému daní a dávek, který zřejmě neobsahuje dostatečně motivační prvky v oblasti hledání zaměstnání (viz část 2.3.3).⁵⁴

Tabulka 27: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti (%)

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

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

Zdroj: Eurostat.

⁵³ Osoba je podle definice Mezinárodní organizace práce (ILO) nezaměstnaná, jestliže nemá práci, aktivně hledá zaměstnání a je ochotna nastoupit do zaměstnání. V kategorii dlouhodobě nezaměstnaných klesá intenzita hledání zaměstnání, což může vést k podhodnocení celkové a dlouhodobé nezaměstnanosti. Z toho důvodu se v literatuře zavádí širší definice nezaměstnanosti (tzv. slabá nezaměstnanost), která zahrnuje osoby v produktivním věku, které nepracují a zároveň nemají závažný důvod k tomu, aby si nehledaly zaměstnání. Analýza údajů Výběrového šetření pracovních sil (VŠPS) ukazuje, že dlouhodobá nezaměstnanost není v ČR podhodnocena. Slabá dlouhodobá nezaměstnanost je zhruba stabilní, v období recese 1997-1999 se mírně snížila (Jurajda a München, 2003).

⁵⁴ Dlouhodobá nezaměstnanost postihuje v ČR ve větší míře osoby s nižším vzděláním. Z údajů ČSÚ za rok 2005 je patrné, že zatímco 72,6 % nezaměstnaných má základní nebo nižší střední vzdělání, mezi dlouhodobě nezaměstnanými v roce 2005 tento podíl dosahoval 79,3 %. 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).

Tabulka 28: Podíl dlouhodobě nezaměstnaných (%)

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

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

Zdroj: Eurostat.

Regionální rozdíly v nezaměstnanosti lze kvantifikovat pomocí variačního koeficientu pro oblasti (NUTS 2) a kraje (NUTS 3). Tabulka 29 ukazuje, že regionální rozdíly míry nezaměstnanosti jsou v České republice ve srovnání s ostatními zeměmi vysoké. V období 1999-2002 rostly, zatímco v roce 2003 a 2004 se mírně snížily.⁵⁵ Dlouhodobě vysoké regionální rozdíly nezaměstnanosti v České republice naznačují nízkou pružnost trhu práce v oblasti mobility obyvatelstva.⁵⁶

Tabulka 29: Variační koeficient míry nezaměstnanosti

	Regiony NUTS 2						Regiony NUTS 3					
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	33	39	39	44	42	42	39	44	45	48	45	44
AT	29	33	36	43	43	41	31	36	39	44	44	42
DE	51	59	62	55	48	46	.	.	66	58	51	.
PT	31	30	29	31	30	25	31	30	29	31	30	25
HU	35	32	30	32	33	28	37	36	34	36	37	32
PL	23	19	18	17	16	16	36	38	36	27	26	23
SI	33	34	35	34	32
SK	27	27	24	23	27	31	31	29	28	31	36	37

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

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

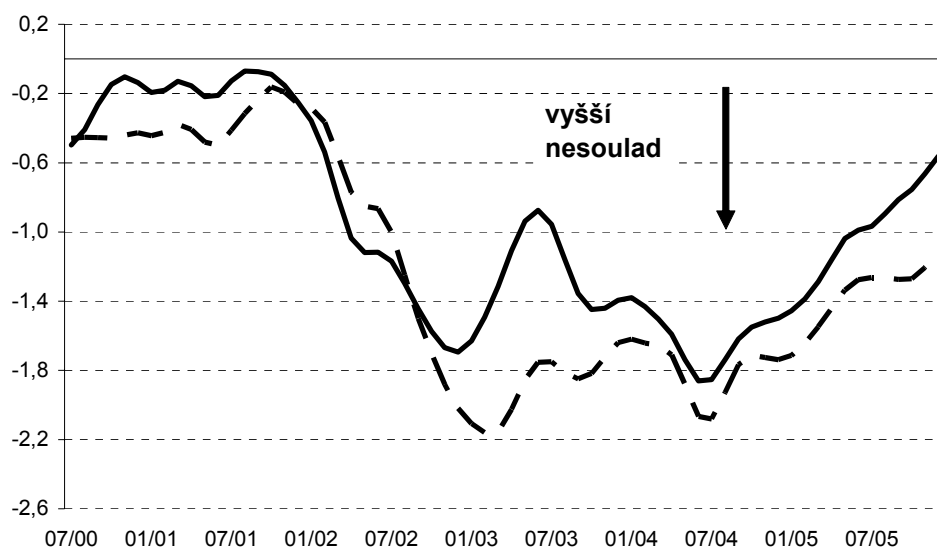
Zdroj: Eurostat.

Změny strukturální nezaměstnanosti lze sledovat pomocí agregátních fixních efektů párovací funkce, která vyjadřuje míru nesouladu v zaplňování volných pracovních míst. Z vývoje agregátních fixních efektů párovací funkce pro Českou republiku (Graf 16) je patrné výrazné zhoršení nesouladu mezi volnými pracovními místy a nezaměstnanými v období po roce 2001. To signalizuje nárůst strukturální složky nezaměstnanosti. V průběhu roku 2004 a 2005 nedocházelo ke zlepšení nesouladu, a to ani v důsledku platnosti nového zákona o zaměstnanosti z října 2004. Zlepšení v roce 2006, které se v grafu odráží v hodnotách druhé poloviny roku 2005, může mít souvislost s uplatňováním sankcí v případě nehlášení volných míst na úřadech práce s platností od ledna 2006. Nahlášená volná pracovní místa však nejsou snadno zaplňována, což se odráží i v odhadech párovací funkce (Galušćák a Můnich, 2005b). To signalizuje pravděpodobně nižší pružnost na trhu práce v segmentu mobility obyvatelstva.

⁵⁵ V Německu jsou vysoké regionální rozdíly v nezaměstnanosti dány výraznými rozdíly v úrovni nezaměstnanosti mezi východními a západními spolkovými zeměmi.

⁵⁶ Značná část regionálních rozdílu v nezaměstnanosti je vysvětlena rozdíly ve vzdělání pracovní síly (OECD 2000, Jurajda a Terrell 2006). Podle OECD (2005a) má vedle demografických charakteristik velký vliv na regionální rozdíly v nezaměstnanosti poptávka po práci, počáteční sektorová specializace a dále bytová politika (regulace nájmu, podpora osobního vlastnictví, viz též OECD 2006a).

Graf 16: Agregátní fixní efekty párovací funkce pro Českou republiku



Poznámka: Vyhlazené fixní efekty za období leden 2000 - červen 2006 ze dvou alternativních odhadů párovací funkce. Každý bod na vodorovné ose reprezentuje střed 13měsíčního období odhadu párovací funkce. Například bod s označením 07/04 reprezentuje průměrnou hodnotu fixních efektů za období leden 2004 – leden 2005.

Zdroj: Výpočet ČNB podle Galuščák a Münich (2005b).

Příčinou vysokých regionálních rozdílů nezaměstnanosti v České republice může být nízká regionální mobilita. **Objem vnitřního stěhování** (Tabulka 30) je v České republice sice vyšší než na Slovensku a v Polsku, ale nižší než v Rakousku a Německu. Tento ukazatel se pro Českou republiku téměř nemění a nezměnil se významně ani po vstupu do EU.⁵⁷

⁵⁷ 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 v těchto 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.

Tabulka 30: Objem vnitřního stěhování (na 1000 obyvatel)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CZ	19,6	19,4	20,0	21,9	20,7	21,2	20,9
AT	32,6	31,9	34,4
DE	48,3	.	47,1	46,6	46,1	.	.
HU	.	22,4	21,3	22,9	23,9	21,6	.
PL	11,2	10,2	9,6
SK	14,6	14,2	14,8	16,7	15,7	15,8	.

Poznámka: Časové řady jsou ovlivněny sčítáním lidu, které ve všech zemích proběhlo v roce 2001.

Zdroj: Statistické ročenky, výpočet ČNB.

2.3.2 Mezinárodní mobilita pracovní síly

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

2.3.2.1 Zahraniční stěhování

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 %.⁵⁸

Sociologické průzkumy potvrzují, že Češi, Maďaři a Slováci mají v průměru nižší **sklon k zahraničnímu stěhování** než Poláci (Tabulka 31). Zatímco v České republice, Maďarsku a na Slovensku bylo v roce 2002 k vystěhování ze země pevně rozhodnuto průměrně 0,6 % populace, v Polsku to bylo 1,0 %. Všeobecnou náklonnost k migraci označilo v roce 2002 v 10 přístupujících zemích 3,1 % populace, přičemž pevně rozhodnutých k vystěhování bylo 0,8 % populace. Většina studií odhaduje dlouhodobý migrační potenciál z 10 nových členských zemí mezi 2 a 4 % populace.⁵⁹ Simulace vlivu přechodných období (provedená před vstupem nových členských zemí do Evropské unie) ukazovala pouze malý vliv omezení volného pohybu osob ve starých zemích Evropské unie na migraci v počátečním období po rozšíření EU v roce 2004 (Alvarez-Plata a kol., 2003). Typickými představiteli potenciálních migrantů jsou mladí jednotlivci s vyšším vzděláním (Krieger, 2004).

Tabulka 31: Postoje k mezinárodní mobilitě

	Všeobecná náklonnost	Zásadní záměr	Pevné rozhodnutí
PL	3,7	1,6	1,0
HU, CZ, SK	2,4	0,8	0,6
10 nových členských zemí	3,1	1,3	0,8

Poznámka: Údaje za rok 2002 v % populace.

Výsledky za HU, CZ a SK byly z důvodu reprezentativnosti vzorku vyhodnoceny společně.

Zdroj: Eurobarometr 2002, převzato z Krieger (2004).

⁵⁸ 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.

⁵⁹ Alvarez-Plata, Brucker, Siliverstovs (2003).

Důležitým indikátorem mezinárodní mobility a schopnosti ekonomiky vstřebávat šoky je **počet přistěhovalých**.⁶⁰ Z údajů o evidované mobilitě je zřejmé, že počet přistěhovalých do ČR je nižší než v Rakousku a Německu (Tabulka 32). Mezinárodní mobilita v oblasti přistěhovalých je na podobné úrovni jako ve Slovinsku a je vyšší než v Maďarsku, Polsku a na Slovensku.⁶¹ Nárůst počtu přistěhovalých do ČR v období po roce 2002 může mít souvislost s dílčím uvolněním administrativních podmínek pro přistěhovalé v roce 2002 a s vývojem poptávky po práci. Údaje o mezinárodní mobilitě korespondují s údaji o počtech cizinců v populaci. V České republice tvoří cizinci v roce 2005 podle údajů Eurostatu 2,5 % populace. Tento údaj je srovnatelný se Slovinskem (2,2 %), je vyšší než v Maďarsku (1,1 %), Polsku (1,4 %) a na Slovensku (0,4 %). Značně více cizinců než v ČR žije v Rakousku (9,4 %) a Německu (8,8 % populace).⁶²

Tabulka 32: Přistěhovalí (počet osob na 10 000 obyvatel)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CZ	9,6	.	.	43,8	58,8	52,3	58,9
AT	108,5	101,9	111,8	.	.	155,9	.
DE	106,5	.	106,8	.	.	94,5	.
PT	14,2	18,0	18,5
HU	18,0	19,8	.	17,3	21,1	.	.
PL	2,5	.
SI	24,9	31,1	39,2	45,8	46,5	50,9	.
SK	.	.	3,8	.	12,2	19,3	.

Zdroj: Eurostat, ČSÚ, výpočet ČNB.

V České republice bylo ke konci dubna 2006 celkem 156,7 tisíc evidovaných zahraničních pracovníků.⁶³ Největší část z tohoto počtu tvoří Slováci (50 %), Ukrajinci (26 %) a Poláci (8 %). Počet zahraničních pracovníků se zhruba od začátku roku 2005 velmi rychle zvyšuje, za celý rok 2005 přibylo 43,8 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).⁶⁴

Zahraniční pracovníci nacházejí v ČR uplatnění především ve zpracovatelském průmyslu, stavebnictví, nemovitostech a pronájmu a v obchodě (Graf 17). V těchto odvětvích je zaznamenán i nejvyšší nárůst jejich počtu. Z hlediska profesí je zřejmé, že zahraniční zaměstnanci pracují především v profesích vyžadujících nižší kvalifikaci (Graf 18).⁶⁵ Cizinci tak patrně zaplňují mezery na rigidním trhu práce, protože většina dlouhodobě nezaměstnaných v ČR jsou osoby s nižším vzděláním (viz 2.3.1).

⁶⁰ Vysoké počty přistěhovalých však mohou signalizovat rigidity na domácím trhu práce, kdy poptávka po práci není uspokojována z domácích zdrojů.

⁶¹ Údaje o mezinárodní mobilitě nejsou plně mezinárodně srovnatelné z důvodů různých metodik sběru dat.

⁶² Údaje za rok 2005 kromě Rakouska (2004) a Polska (2002).

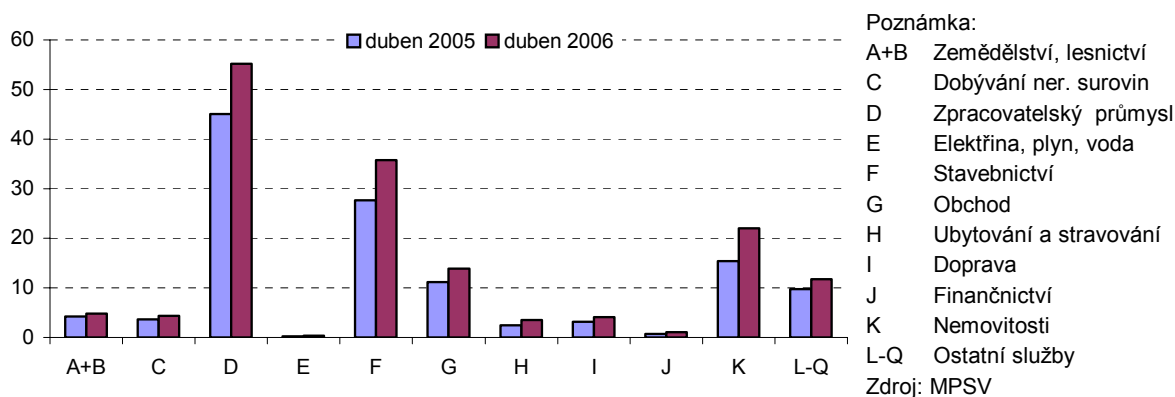
⁶³ Údaje z úřadů práce o počtech pracovníků, kteří podléhají povinnosti evidence, a o počtech pracovníků, kteří potřebují pracovní povolení.

⁶⁴ 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 pravděpodobně primárně souvisí s vysokým růstem HDP a s ním spojenou vyšší poptávkou po práci.

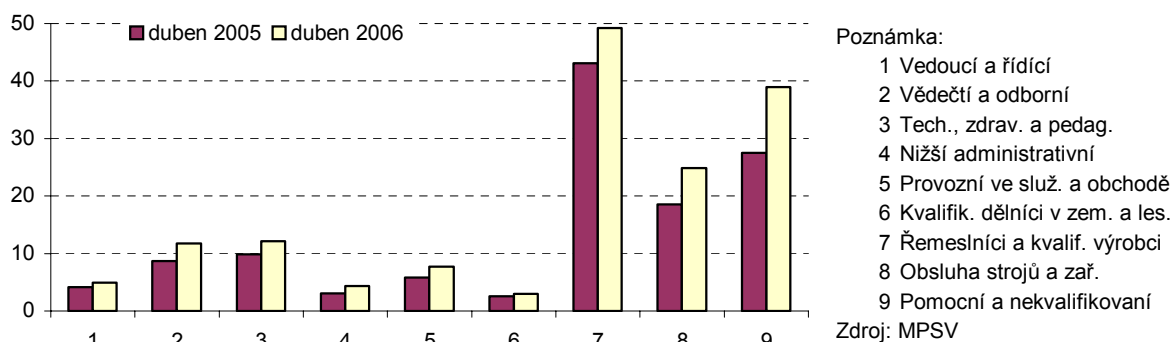
⁶⁵ Toto je patrné především u občanů z Ukrajiny. Slováci vedle těchto profesí nacházejí uplatnění i v kvalifikovaných profesích, zřejmě v důsledku neexistence jazykové bariéry.

Mezinárodní mobilita je podle údajů o evidované mobilitě v České republice zřejmě na podobné úrovni jako ve Slovinsku a zároveň nižší než v Rakousku a Německu. Vysoký nárůst zahraniční zaměstnanosti v ČR od roku 2005 je patrně 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.

Graf 17: Zahraniční zaměstnanci v České republice podle odvětví (tisíce osob)



Graf 18: 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.⁶⁶

Z dvanácti zemí eurozóny otevřelo svůj pracovní trh pro pracovníky ze sledovaných nových členských zemí k 1. 5. 2004 (rozšíření EU) pouze Irsko.⁶⁷ 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. Specifika v jednotlivých zemích eurozóny, které prodloužily uplatňovaná přechodná období, a ve srovnávaných nových členských zemích podrobněji popisuje Tabulka

⁶⁶ Postoj české vlády je obsažen v jejím usnesení č. 13 ze dne 7. 1. 2004.

⁶⁷ Zájemci o práci z nových členských zemí však nemají nárok na čerpání sociálních podpor.

33. 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.

Tabulka 33: 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.	Další vývoj je <i>nejasný</i> .
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.	Předpokládaná revize v květnu 2007.
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.	Další vývoj je <i>nejasný</i> .
Nizozemsko	Přechodné období do 30. 4. 2009 vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí. Od 1. 6. 2006 došlo ke zjednodušení vydávání pracovních povolení pro nedostatkové profese.	Avizováno zrušení přechodného období od 1. 1. 2007.
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.	Další vývoj je <i>nejasný</i> .

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 sami aplikují.
Polsko	Uplatňuje přechodné období vůči těm zemím eurozóny, které jej sami aplikují.
Slovensko	Uplatňuje přechodné období vůči těm zemím eurozóny, které jej sami aplikují.
Slovinsko	Uplatňuje přechodné období vůči těm zemím eurozóny, které jej sami aplikují.

2.3.3 Institucionální prostředí

Institucionální prostředí zásadně ovlivňuje trh práce. 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).⁶⁸ 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 34). Pokrytí kolektivními smlouvami je podle údajů OECD vysoké v Rakousku, Německu a Portugalsku, zatímco v České republice je nejnižší.⁶⁹ 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

⁶⁸ 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.

⁶⁹ Některé novější práce zkoumající pokrytí kolektivními smlouvami přinášejí jiné výsledky ve srovnání s údaji, které uvádí Tabulka 34. 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 34, zatímco vliv kolektivního vyjednávání na mzdy může být spíše omezený.

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 34, se vztahují k roku 2000, kdy bylo rozšiřování závaznosti kolektivních smluv vyššího stupně také platné.⁷⁰

Tabulka 34: Odbory a kolektivní vyjednávání

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

Podíl **minimální mzdy** a průměrné mzdy byl v České republice v 90. letech poměrně nízký. Od roku 1999 se tento ukazatel neustále zvyšuje, přičemž v roce 2004 dosáhl hodnoty 38,8 % (Tabulka 35).⁷¹ Podle mezinárodního srovnání je podíl minimální a průměrné mzdy v České republice na podobné úrovni jako v Maďarsku a Portugalsku, je vyšší než v Polsku a na

⁷⁰ 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 k 15. 8. 2006 rozšířené vyšší kolektivní smlouvy pro rok 2006 pokrývají zhruba 10 % zaměstnanců. Praxe rozšiřování vyšších kolektivních smluv tak není dosud příliš rozšířená.

⁷¹ Údaj pro Českou republiku o poměru minimální a průměrné mzdy není pro rok 2005 z databáze Eurostatu k dispozici. Podle výpočtů ČNB (podíl na průměrné mzdě ve všech sledovaných organizacích) však došlo k dalšímu růstu podílu o 0,6 procentního bodu v roce 2005 a dalších 1,5 procentního bodu v roce 2006.

Slovensku, a nižší než ve Slovinsku.⁷² Ve Slovinsku a na Slovensku pobírá minimální mzdu zhruba stejný podíl zaměstnanců jako v ČR (Tabulka 36). Větší část zaměstnanců ve srovnání s ČR pobírá minimální mzdu v Maďarsku, 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 třech zemích.⁷³

Tabulka 35: Minimální mzda (%)

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

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

Zdroj: Eurostat.

Tabulka 36: Podíl zaměstnanců pobírajících minimální mzdu (%)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CZ	1,6	1,7	2,0	2,0	2,0	.
PT	6,2	4	4,0	5,7	5,5	.
HU	3,9	8,4	11,4	8,1	8,0	8,0
PL	.	2,9	4,0	.	4,5	.
SI	2,0	2,6	2,6	2,7	2,0	.
SK	.	0,2	0,1	0,4	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. Podíl minimální mzdy a mzdy v prvním decilu mzdového rozdělení je vysoký v profesích s nízkou kvalifikací (Tabulka 37). Z této relace je zřejmé, že pro 10 % zaměstnanců v profesích provozní pracovníci ve službách a obchodu a pomocní a nekvalifikovaní pracovníci je podíl minimální mzdy a jejich výdělku v roce 2005 zhruba 90 % a více. Tato relace se přitom zvyšuje.⁷⁴

Tabulka 37: Minimální mzda a hrubá měsíční mzda ve vybraných profesích (%)

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

Poznámka: Tabulka uvádí pouze profese, kde je v roce 2005 podíl k mediánu mzdy vyšší než 50 %.

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

⁷² V Rakousku a Německu není definována minimální mzda na národní úrovni.

⁷³ Jak ukazuje Tabulka 36, v roce 2004 pobíralo v ČR minimální mzdu 2,0 % zaměstnanců, tj. zhruba 79 tisíc osob. V případě ohrožení těchto pracovních míst například z důvodu zvýšení minimální mzdy by se průměrná registrovaná míra nezaměstnanosti podle původní metodiky MPSV v roce 2004 zvýšila z 10,2 % na 11,7 %.

⁷⁴ Od července 2006 minimální mzda dosahuje 7955 Kč. Podíl minimální a průměrné mzdy je tak zhruba o 2,1 procentního bodu vyšší než v roce 2004 (Tabulka 35). Předpokládaný negativní dopad minimální mzdy do pružnosti mezd a tvorby pracovních míst se pravděpodobně zvyšuje. Zatímco minimální mzda ve srovnání s rokem 2005 vzrostla o 10,7 %, průměrná mzda se v roce 2006 podle prognózy ČNB (červenec 2006) zvýší jen o 6,6 %.

Ochrana zaměstnanosti

Přísné podmínky pro přijímání a propouštění zaměstnanců snižují toky na trhu práce a zvyšují dlouhodobou nezaměstnanost (OECD, 2004).⁷⁵ 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 2003 podmínky pro individuální propouštění zaměstnanců přísnější než ve srovnávaných zemích s výjimkou Portugalska a Slovenska (Tabulka 38). Náklady na propouštění zaměstnanců jsou v České republice relativně vysoké zejména u kontraktů, které trvají krátce (Graf 19).⁷⁶ Toto institucionální nastavení může negativně ovlivnit tvorbu pracovních míst a dlouhodobou nezaměstnanost v ČR.

Tabulka 38: Index ochrany zaměstnanosti (EPL)^a

	Stálá zaměstnání ^b		Dočasná zaměstnání ^c		Kolektivní propouštění zaměstnanců ^d		Souhrnný index ^e	
	konec 90. let	2003	konec 90. let	2003	konec 90. let	2003	konec 90. let	2003
CZ	3,3	3,3	0,5	0,5	2,1	2,1	1,9	1,9
AT	2,9	2,4	1,5	1,5	3,3	3,3	2,4	2,2
DE	2,7	2,7	2,3	1,8	3,5	3,8	2,6	2,5
PT	4,3	4,3	3,0	2,8	3,6	3,6	3,7	3,5
HU	1,9	1,9	0,6	1,1	2,9	2,9	1,5	1,7
PL	2,2	2,2	0,8	1,3	4,1	4,1	1,9	2,1
SK	3,6	3,5	1,1	0,4	3,3	2,5	2,5	2,0

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.

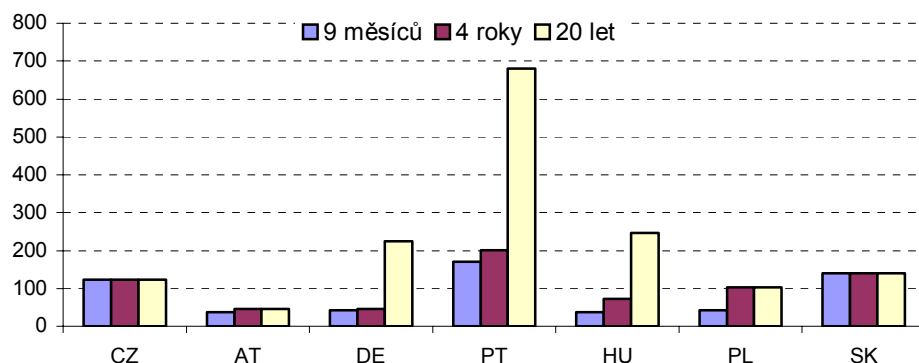
e) Vážený průměr indikátorů stálého, dočasného zaměstnání a kolektivního propouštění.

Zdroj: OECD (2004).

⁷⁵ Bassanini a Duval (2006) potvrzují závěry jiných prací, že není zřejmý vliv ochrany zaměstnanosti měřený indexem EPL (Tabulka 38) 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.

⁷⁶ Reforma pracovního práva na Slovensku v roce 2004 snížila náklady na propouštění zaměstnanců. To se zřejmě projevilo ve výraznějším poklesu hodnoty indexu. Mírné snížení indexu je po roce 2003 pravděpodobné i v Portugalsku v souvislosti s reformou tamního pracovního práva.

Graf 19: Náklady na individuální ukončení smlouvy na dobu neurčitou podle délky trvání pracovní smlouvy (počet dnů vyplácené mzdy)



Poznámka: Součet údajů za dny výpovědní doby, odstupné a prodlevu do začátku výpovědní doby. Údaje za rok 2003.

Zdroj: OECD, vlastní výpočet.

Velmi nízká hodnota indexu ochrany zaměstnanosti v případě dočasných zaměstnání při vysoké ochraně stálých zaměstnání v České republice (Tabulka 38) 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 1,1.⁷⁷ Z hlediska kolektivního propouštění zaměstnanců (nad rámec individuálního propouštění) uplatňuje Česká republika v mezinárodním srovnání nejnižší omezení.

Z pohledu souhrnného indexu ochrany zaměstnanosti, který je váženým průměrem uvedených třech složek, patřila Česká republika v roce 2003 ve srovnávaném vzorku k zemím s menší regulací trhu práce. Při hodnocení je však nutné brát v úvahu, že za tímto průměrem stojí právě velice odlišná intenzita ochrany stálých a dočasných zaměstnání, což může vést k výše zmíněnému problému duality trhu práce.

Podle nového zákoníku práce, který vstoupí 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 nebudou 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 ze současné hodnoty 3,3 sníží jen nepatrně na hodnotu 3,2.⁷⁸ Indexy dočasných zaměstnání a podmínek pro kolektivní propouštění se ve srovnání se stavem roku 2004 a 2005 nezmění. Negativní dopad ochrany stálých zaměstnání na tvorbu pracovních míst a na dlouhodobou nezaměstnanost tak je a zřejmě i nadále bude vyšší než ve srovnávaných zemích s výjimkou Portugalska.

⁷⁷ 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.

⁷⁸ Obtížnost propouštění zaměstnanců se od ledna 2007 nepatrně sníží 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 39, poslední sloupec). Oproti roku 1998 se celkový index v ČR téměř nezměnil, zatímco v Rakousku, Německu a Polsku se významně snížil. V mezinárodním srovnání je v ČR poměrně vysoká složitost regulačních a administrativních podmínek, zejména v oblasti licencí a povolení.

Tabulka 39: Index administrativních překážek v podnikání^a

	Náklady při zakládání podniků ^b		Složitost regulačních a administrativních podmínek ^c		Překážky v konkurenčním prostředí ^d		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 regulačních 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. V oblasti administrativních podmínek dochází v ČR k dílčímu zlepšení podmínek, které zmírňují 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).⁷⁹ V podmínkách mezinárodní

⁷⁹ 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 40). Zdanění osob s nízkými příjmy bylo v roce 2005 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.⁸⁰ V ČR se zdanění práce v období 2000-2005 spíše zvyšovalo, zatímco v Německu, Portugalsku, Maďarsku a na Slovensku se snižovalo.

Tabulka 40: Celkové zdanění práce^a

	100 % průměrné mzdy				67 % průměrné mzdy			
	2000	2004	2005	Změna ^b	2000	2004	2005	Změna ^b
CZ	42,7	43,5	43,8	0,2	41,4	41,9	42,1	0,2
AT	47,3	47,5	47,4	0,1	43,2	43,4	42,5	0,0
DE	53,9	53,3	51,8	-0,3	48,6	47,9	46,7	-0,3
PT	37,3	36,8	36,2	-0,1	33,2	32,4	31,7	-0,2
HU	52,7	51,8	50,5	-0,6	48,5	44,8	42,9	-1,2
PL	43,2	43,3	43,6	0,1	42,2	42,2	42,4	0,1
SK	41,8	42,5	38,3	-0,5	40,6	39,6	35,3	-0,9

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 2000-2004.

Zdroj: OECD (2006b), 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 41 porovnává čisté nahrazovací poměry pro krátkodobou a dlouhodobou nezaměstnanost a dva druhy domácností.

⁸⁰ V lednu 2006 se v ČR mírně snížilo daňové zatížení nízkopříjmových skupin. Tím se zřejmě mírně snižují hodnoty daňového zatížení, jež uvádí Tabulka 40.

Tabulka 41: Čisté nahrazovací poměry^a

	Počáteční fáze nezaměstnanosti ^b				Dlouhodobá nezaměstnanost ^c			
	Jednotlivci bez dětí		Rodina (2 děti) ^d		Jednotlivci bez dětí		Rodina (2 děti) ^d	
	2003	2004	2003	2004	2003	2004	2003	2004
CZ	50	50	60	60	48	44	85	81
AT	55	55	78	76	68	66	99	96
DE	63	62	83	82	83	81	85	84
PT	85	81	96	93	35	35	86	87
HU	57	58	70	69	31	35	41	44
PL	76	75	70	70	45	44	87	95
SK	67	61	76	57	66	29	123	58

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.

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 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 v ČR nižší než v Maďarsku a na Slovensku u osob dlouhodobě nezaměstnaných, především u nízkopříjmových rodin s dětmi. Dlouhodobě nezaměstnaní z rodin s dětmi však mají vyšší motivaci k hledání zaměstnání než v Rakousku, Portugalsku a Polsku. Výše NRR se v této kategorii mírně snížila z 85 % v roce 2003 na 81 % v roce 2004. Systém daní a dávek patrně přispívá k vytlačování těchto osob do neaktivity a šedé ekonomiky.

V souvislosti s novým Zákonem o zaměstnanosti došlo od října 2004 ke zpřísnění podmínek nároků na podpory v nezaměstnanosti a na registraci na úřadech práce. Údaje, které uvádí Tabulka 41 tím sice nejsou dotčeny, mohlo však dojít k dílčímu zlepšení motivace k hledání zaměstnání. Výraznější dopad na čisté nahrazovací poměry pravděpodobně nebude mít ani snížení daňového zatížení nízkopříjmových osob od ledna 2006. Vliv na výši těchto indikátorů mají především pojistné a nároky na sociální dávky (Carone a Salomäki, 2005).

Výsledky z mikrosimulačního modelu daní a dávek (Galuščák a Pavel, 2006) podporují výše uvedené závěry; motivace k hledání zaměstnání může být v ČR oslabena zejména v případě nízkopříjmových rodin s dětmi.

V České republice jsou dávky osob dlouhodobě bez práce určeny především výší životního minima, které je faktorem nabídky práce osob s nízkou kvalitací. K reformě životního minima dojde od ledna 2007 v souvislosti s novým zákonem o životním a existenčním minimu a zákonem o pomoci v hmotné nouzi. Podle těchto změn bude opuštěn dosavadní koncept dvousložkového životního minima a zároveň dojde ke změně konstrukce dávek sociální péče. Zároveň dojde k reformě příspěvku na bydlení, který bude nově konstruován v závislosti na výši nákladů na bydlení. Výrazně vyšší bude od ledna 2007 maximální výše podpory v nezaměstnanosti a rodičovský příspěvek. Z provedených mikrosimulací je patrné, že v souvislosti s těmito změnami patrně nedojde k celkovému zlepšení strukturálních problémů na trhu práce, pro některé skupiny obyvatelstva se motivace pracovat spíše sníží. Čisté nahrazovací poměry budou vyšší zejména pro domácnosti s dětmi (Galuščák a Pavel, 2006).

2.4 Pružnost bankovního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky⁸¹

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.⁸² 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 k očištění bilancí velkých bank a ke kvalitativnímu zlepšení bankovních úvěrových portfolií. Ke konci roku 2005 vykazuje český bankovní sektor lepší **kvalitu úvěrových portfolií** než bankovní sektory v Polsku, Slovensku a Slovinsku, zároveň byl v posledních letech podíl ohrožených úvěrů na celkových úvěrech nižší než v Německu (viz Tabulka 42).

Tabulka 42: Podíl ohrožených úvěrů na úvěrech celkem v bankovním sektoru (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005 ^a
CZ ^b	23,5	21,8	21,0	22,3	19,9	13,7	8,9	4,8	4,0	3,9
AT	3,19	3,19	3,18	3,01	2,92	3,1	3,9	3,7	3,3	3,1
DE	.	.	4,5	4,2	4,7	4,6	5,0	5,3	5,1	4,8
PT	2,2	2,1	2,3	2,4	2,0	1,6
HU	6,0	5,1	6,1	3,5	2,6	3,0	5,1	3,9	3,7	3,1
PL	13,4	10,7	10,9	13,2	14,9	17,8	21,1	21,2	14,9	11,0
SI	6,3	5,5	5,4	5,2	5,2	7,0	7,0	6,5	5,5	4,8
SK	29,1	30,6	35,0	29,0	21,7	22,0	11,2	9,2	7,2	5,6
EU12 ^c	3,3	4,1	3,3	3,4	3,1	.

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 11,9 %, pohybuje se nad stanoveným limitem 8 % a je na podobné výši jako v ostatních srovnávaných zemích (Tabulka 43).⁸³ Kapitál bank v průměru dostatečně pokrývá potenciální rizika. K tomu přispívají i méně rizikové obchodní aktivity tuzemských bank, k nimž patří obchody se státními cennými papíry a hypoteční úvěry obyvatelstvu. Podíl ohrožených úvěrů na celkových úvěrech obyvatelstvu nepřesáhl 3,2 %, rychlý růst úvěrů obyvatelstvu a jejich horší kvalita v segmentu spotřebitelských úvěrů však mohou signalizovat určité riziko.⁸⁴

⁸¹ V této části není možné uvést srovnatelné průměrné hodnoty za EU12 pro rok 2005, neboť některé země prozatím nepřešly na reporting podle mezinárodních standardů finančního výkaznictví.

⁸² Nestabilní sektor může zároveň sám být zdrojem asymetrických šoků.

⁸³ Snižování kapitálové přiměřenosti v letech 2004 a 2005 bylo zejména spojeno s použitím nerozděleného zisku z minulých let k výplatě dividend a tantiém, resp. s repatriací zisku zahraničním vlastníkům bank.

⁸⁴ V polovině r. 2006 bylo ohroženo nesplácením 1,7 % úvěrů určených na bydlení a 8,2 % spotřebitelských úvěrů.

Tabulka 43: Kapitálová přiměřenost bankovního sektoru (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005 ^a
CZ ^b	9,72	9,65	11,92	13,64	14,87	15,38	14,15	14,48	12,55	11,86
AT ^c	12,3	11,5	11,6	11,0	10,6	11,48	11,28	12,10	11,87	11,52
DE ^b	9,7	10,1	11,4	11,5	11,7	12,00	12,70	13,40	13,20	13,40
PT ^c	11,4	11,8	11,1	10,8	9,2	9,50	9,80	10,00	10,40	11,32
HU ^b	17,73	16,01	16,29	15,00	15,21	15,64	14,08	12,69	13,24	11,43
PL ^b	12,30	12,50	11,70	13,20	12,90	15,00	14,20	13,80	15,50	14,50
SI ^b	19,73	18,96	16,03	13,96	13,49	11,94	11,87	11,53	11,76	10,53
SK ^b	.	4,81	3,19	5,34	2,44	13,35	21,30	21,59	18,68	14,79
EU12 ^{c,d}	11,9	11,6	11,6	12,1	11,6	12,10	11,94	11,92	11,78	.

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 dvou let dosáhnout 2,37 % čisté úrokové marže (Tabulka 44). V prostředí zesilující konkurence při nízké úrovni základních sazeb se přitom úrokové sazby z úvěrů a vkladů mírně snižovaly, zvýšila se 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 vybranými novými členy Evropské unie fungují v přísnějších ekonomických podmínkách – to se týká jak nižších čistých úrokových marží (s výjimkou srovnání se Slovenskem), tak i nižších provozních nákladů. V nízkých maržích se odráží i relativně nízká úroveň úrokových sazeb. Porovnání čistých neúrokových výnosů na jednotku aktiv přináší Tabulka 45. V tomto ukazateli jsou hodnoty pro český bankovní sektor v posledních letech vyšší než pro srovnávané země eurozóny a s výjimkou Slovenska nižší než ve srovnávaných nových členských zemích.

Tabulka 44: Čistá úroková marže (NIM, %)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005 ^a
CZ ^b	2,15	2,19	3,47	2,83	2,53	2,47	2,35	2,25	2,36	2,37
AT ^{b,c,d}	1,63	1,49	1,32	1,20	1,20	1,21	1,23	1,17	1,09	1,56
DE ^{b,c}	1,65	1,50	1,37	1,28	1,14	1,12	1,20	1,16	1,18	1,17
PT ^{b,c,d}	2,30	2,22	2,65	2,57	2,25	2,31	2,21	2,04	2,00	1,76
HU ^b	4,92	4,47	4,45	4,05	3,92	4,01	4,01	3,89	3,97	3,84
PL ^b	5,98	5,23	4,58	4,01	4,26	3,38	3,39	3,13	3,24	3,20
SI ^b	5,56	4,93	4,49	4,04	4,52	3,62	3,68	3,23	2,83	2,54
SK ^b	.	1,80	1,20	0,45	1,85	2,28	2,69	2,91	2,85	2,15
EU12

Poznámka: a) Předběžná data.

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

c) Podíl čistých úroků z celkových průměrných bilančních aktiv, v případě Německa od roku 1999.

d) Data 2005 na konsolidované bázi.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

Tabulka 45: Čisté neúrokové výnosy / průměrná aktiva (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005 ^a
CZ ^b	2,11	2,20	1,29	1,49	1,22	1,37	1,46	1,43	1,69	1,61
AT ^c	1,59	1,65	1,68	1,62	1,59	0,89	0,75	0,83	0,84	0,94
DE ^b	0,34	0,35	0,34	0,37	0,42	0,36	0,34	0,35	0,35	0,37
PT ^c	0,77	0,78	1,19	1,04	1,07	0,88	0,88	1,02	1,06	1,39
HU ^b	0,15	0,72	-1,02	0,51	1,05	1,74	1,57	1,64	1,70	1,68
PL ^b	1,81	2,04	2,01	2,48	2,73	3,05	2,73	2,52	2,37	2,28
SI ^b	4,26	4,21	3,55	3,49	3,88	3,71	4,01	3,20	3,00	3,34
SK ^b	2,26	1,33	1,70	1,75	1,14	1,09	1,25	0,95	1,44	1,48
EU12 ^{c,d}	.	0,93	1,09	1,00	1,07	0,84	0,90	1,11	0,82	.

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.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

Český bankovní sektor v posledních dvou 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 2005 vyšší ukazatel rentability aktiv ze zisku před zdaněním a po zdanění, byly české banky v souhrnu rentabilnější než v ostatních sledovaných zemích. a v porovnání se zeměmi eurozóny dosáhly násobků rentability aktiv a rentability kapitálu (viz Tabulka 46 a Graf 20).

Tabulka 46: Zisk před zdaněním / průměrná aktiva (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005 ^a
CZ ^b	0,37	-0,17	-0,34	-0,21	0,56	0,93	1,59	1,64	1,76	1,76
AT ^c	1,45	1,26	1,25	1,21	1,39	1,25	0,53	0,60	0,96	0,65
DE ^b	0,46	0,42	0,61	0,35	0,29	0,2	0,15	0,03	0,15	0,44
PT ^c	0,77	0,88	1,09	1,05	1,05	0,96	0,78	0,89	0,84	0,98
HU ^b	1,95	0,96	-2,19	0,54	1,23	1,48	0,18	1,82	2,34	2,44
PL ^b	3,77	3,00	1,75	1,60	1,51	1,36	0,82	0,95	1,57	1,98
SI ^b	1,12	1,12	1,19	0,79	1,10	0,45	1,11	1,00	1,05	1,00
SK ^b	-0,34	0,01	-0,23	-3,88	0,63	1,05	1,20	1,17	1,32	1,23
EU12 ^{c,d}	.	0,49	0,69	0,73	0,83	0,47	0,40	0,47	0,58	.

Poznámka: a) Předběžná data.

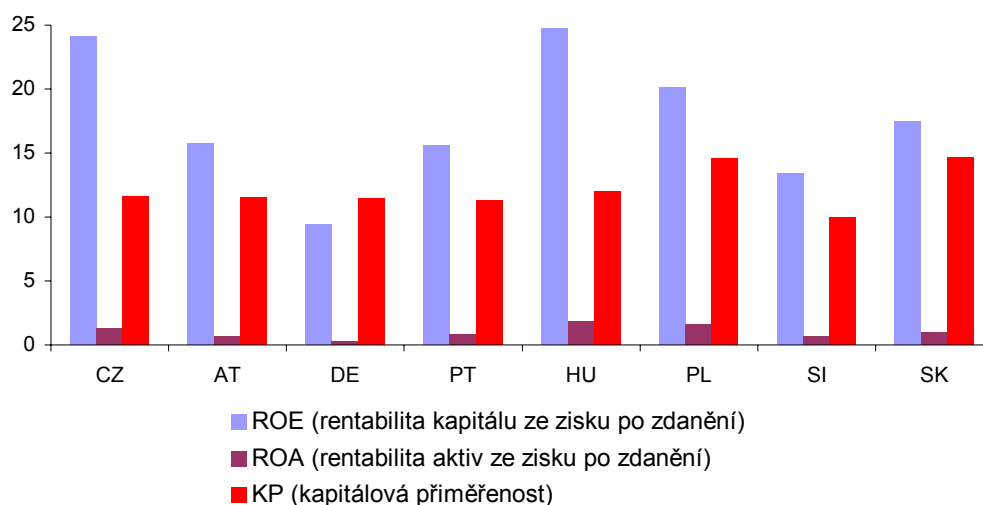
b) Data na nekonsolidované bázi, Česká republika bez Konsolidační banky a bank v nucené správě.

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

d) Vážený průměr.

Zdroj: ČNB, národní centrální banky.

Graf 20: Rentabilita a kapitálová přiměřenost bank v roce 2005 (%)

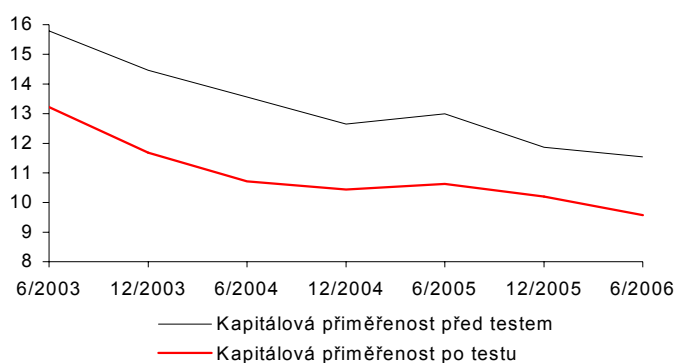


Poznámka: Údaje na konsolidované bázi. Rentabilita kapitálu je počítána k tzv. Tier 1.

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 faktorů v ekonomice, 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 10,2 % po výrazných nepříznivých šocích na datech ke konci roku 2005, resp. 9,6 % na datech za 1. pololetí roku 2006 (viz Graf 21). 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 pod 10 %, ale pravděpodobnost takového vývoje je velmi nízká.

Graf 21: 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 33 %.

Po proběhlých strukturálních změnách má český bankovní sektor vytvořeny vhodné předpoklady ke zvládnutí případných ekonomických šoků. Pozitivní potenciál změn se však částečně vyčerpává se snižováním solventnosti a kapitálové přiměřenosti bank v důsledku odlivu zisku, resp. dividend do zahraničí. 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. Další růst zadlužení domácností by mohl v bankovním sektoru vyvolat vyšší tvorbu opravných položek, jestliže banky podcení neschopnost splácet dluhy. Situace roku 2006 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 2005

CYKlickÁ A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST

Přímé ukazatele sladěnosti

Reálná ekonomická konvergence	HDP na hlavu, PPP, EU-12=100	1.1.1	65,6 ^c	68,5	Konvergence ČR pokračuje. Ukazatel nad úrovní PT, HU, SK a PL.
	Cenová hladina HDP, EU-12=100	1.1.1	52,4 ^c	55,0	V roce 2005 došlo k přiblížení, přesto velké zaostávání za AT, DE, PT i SI.
	Reálný kurz vůči euru, 1998=100	1.1.1	115	123	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	V roce 2005 mírně nad AT, DE, PT a SK. 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 EU-12). Hodnota 2005: 2000:Q1-2004:Q4 Hodnota 2006: 2001:Q1-2006:Q1 Metoda 1: meziroční diference Metoda 2: mezičtvrtletní (resp. meziměsíční) diference	HDP (Metoda 1)	1.1.2	0,44	0,29	Korelace není statisticky významná. Na rozdíl od analýz 2005 není pozorováno ani zvýšení její hodnoty oproti předcházejícímu období.
	HDP (Metoda 2)	1.1.2	0,27	0,26	
	HDP (Metoda 1, dynamická korelace, průměr pro uvažované délky cyklu)	1.1.2	-	0,33	
	IPP (Metoda 1)	1.1.2	-	0,77	Korelace statisticky významná, hodnota vyšší než ve většině srovnávaných zemí. Ukazatel popisuje jenom část ekonomiky.
	IPP (Metoda 2)	1.1.2	-	0,41	
	Celkový vývoz (Metoda 1)	1.1.2	-	0,64	Metody poskytují rozdílné výsledky, není pozorován jednoznačný statisticky významný vztah. Metoda 1 ukazuje statisticky významnou korelaci.
	Celkový vývoz (Metoda 2)	1.1.2	-	0	
	Vývoz ČR do EU-12 vs. HDP EU-12 (Metoda 1)	1.1.2	-	0,42	
	Vývoz ČR do EU-12 vs. HDP EU-12 (Metoda 2)	1.1.2	-	0,24	

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2005 ^a	Hodnota 2006 ^b	Komentář
Synchronizace poptávkových šoků	Strukturální vektorová autoregrese, korelace	1.1.3	konvergence	asymetrie	Od loňského roku posun zkoumaného období a statistická revize dat. Nulová korelace šoků, beze změny mezi zkoumanými obdobími. Hodnota korelace šoků podobná v AT, PT a SK.
Synchronizace nabídkových šoků	Strukturální vektorová autoregrese, korelace	1.1.3	divergence	asymetrie	Od roku 2000 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	zvládnutelný dopad ^c	nevýrazný dopad	Mírná úprava metody výpočtu od loňského roku. Je očekáván plynulejší náběh čerpání finančních prostředků z EU včetně nižší čisté pozice, a tedy nižší poptávkový impulz. Nebude vytvářet výrazný tlak na měnovou politiku a kurz.
Strukturální podobnost ekonomik CZ a EU-12	Landesmannův index	1.1.5	0,17 ^c	0,15	ČR má nejvyšší strukturální odlišnost ze srovnávaných zemí.
Konvergence úrokového diferenciálu	Rozdíl jednoletých a pětiletých sazeb	1.1.6	konvergence	konvergence	ČR má nulový až mírně záporný úrokový diferenciál.
Konvergence měnových kurzů k euru	Bivariate GARCH	1.1.7	vysoká korelace	vysoká korelace	Vysoká korelace se od minulého roku výrazně nezměnila.
Volatilita měnového kurzu (kurz k euru, anualizováno, v %)	historická (denní výnosy v období šesti měsíců, rok 2006)	1.1.8	-	<5	V čase klesající volatilita. V posledním období má česká koruna druhou nejnižší volatilitu po slovinském tolaru.
	implikovaná (opce, rok 2006)	1.1.8	-	<5,5	V čase zvolna klesající tendence, společně s SK nižší než HU a PL.
	historická (čtvrtletní výnosy, 1999-2005)	1.1.8	-	3,8	Variabilita téměř shodná s HU a SK, nižší než PL, vyšší než SI.
	fundamentální (vývoj OCA kritérií)	1.1.8	-	6,0	Očekávaná variabilita téměř identická se srovnávanými novými členskými zeměmi.
Vliv mezinárodních ekonomických vztahů					
Podíl zahraničního obchodu s eurozónou na celkovém zahraničním obchodě	Vývoz, %	1.2.1	58,3 ^c	59,3	Vysoká obchodní provázanost se příliš nemění a zejména na straně vývozu patří k vyšším.
	Dovoz, %	1.2.1	60,3 ^c	52,9	
Podíl přímých investic z/do eurozóny na HDP	Příliv PI, % (stav)	1.2.1	79 ^{c,d} (2003)	38 (2004)	Vysoká vlastnická provázanost, především na straně přílivu PZI.
	Odliv PI, % (stav)	1.2.1	25 ^{c,d} (2003)	1 (2004)	
Podíl vnitroodvětvového obchodu	Grubelův-Lloydův index	1.2.2	0,8 (2003)	0,8 (2004)	Vysoký podíl vnitroodvětvového obchodu (vyšší má pouze AT) se příliš nemění.

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2005 ^a	Hodnota 2006 ^b	Komentář
Finanční trh					
Finanční sektor	Aktiva finančního systému % HDP	1.3.1	129,3 ^c	134,8	
	Úvěry bank nebankovním klientům, % HDP	1.3.1	40,0 ^c	40,5	Od r. 2004 podíl aktiv finančního systému na HDP i podíl úvěrů na HDP mírně vzrostly, stále jsou výrazně nižší než v AT, DE a PT, mírně nižší než v SI a vyšší než SK a PL. Podíl úvěrů poskytnutých domácnostem dynamicky roste.
	Aktiva bankovního sektoru / aktiva finančního systému, %	1.3.1	74,1 ^c	73,6	
	Bankovní úvěry domácnostem % úvěrů celkem	1.3.1	29,6	34,7	
Integrace akciového trhu	Rychlost sblížení výnosů s výnosy v eurozóně (koeficient beta-konvergence, 2001-2006)	1.3.2	-	-0,9	

Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2005 ^a	Hodnota 2006 ^b	Komentář	
PŘÍZPUSOBOVACÍ MECHANISMY					
Fiskální politika					
Deficit vládního sektoru (odhad na běžný rok)	Odhad ČNB % HDP, ESA 95	2.1.2	-3,6 ^c	-3,5	Neplnění maastrichtského kritéria v letech 2005 a 2006, v roce 2007 riziko dalšího zhoršení.
Veřejný dluh (odhad na běžný rok)	Odhad ČNB % HDP, ESA 95	2.1.2	35,8 ^c	30,6	Pokles v roce 2005 vlivem revize. Výhled v podstatě stagnace podílu (dané růstem HDP).
Pružnost mezd a cen					
Pružnost reálných mezd 2000-2004 resp. 2001-2006q1	Phillipsova křivka	2.2.1	-0,008	-0,008	Pružnost mezd se oproti minulé analýze nezměnila, od 90.let zřejmě došlo k poklesu pružnosti k statisticky nevýznamným hodnotám.
Pružnost cen 1998-2005	Inflační perzistence	2.2.2	0,95	0,93	Ukazatel perzistence inflace zůstává relativně vysoký ve srovnání s ostatními zeměmi. Došlo pouze k nepatrnému poklesu od loňského roku.
Pružnost trhu práce					
Dlouhodobá nezaměstnanost	Míra dlouhodobé nezaměstnanosti, %	2.3.1	4,2	4,2	Stagnace dlouhodobé nezaměstnanosti, vyšší hodnoty než AT, PT, HU a SI.
	Podíl dlouhodobě nezam. na celk. nezam., %	2.3.1	51	53	
Regionální rozdíly nezaměstnanosti	Variační koeficient míry nezaměstnanosti	2.3.1	45 (2003)	44 (2004)	Společně s AT a DE nejvyšší hodnoty ze srovnávaných zemí (AT má celkově nižší nezaměstnanost, u DE jde zejména o rozdíl mezi východními a západními spolkovými zeměmi), mírný pokles od r. 2002.
Mobilita obyvatelstva	Vnitřní stěhování - na tis. ob.	2.3.1	21,2	20,9	Vnitrostátní stěhování zřejmě nižší než v AT a DE a vyšší než v SK a PL. Bez výraznější změny i po vstupu do EU.
Mezinárodní migrace	Přistěhovalí na 10 000 obyv.	2.3.2	52	59	Podobná intenzita jako v SI, méně než v AT a DE a více než HU, PL, SK.

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2005 ^a	Hodnota 2006 ^b	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 kol.smlouvami, i když vliv kolektivního vyjednávání je asi spíše omezený.
	Minimální mzda jako % podíl prům.mzdy v prům. a služ.	2.3.3	38,8	-	Nový údaj dle Eurostatu zatím není k dispozici. Dle odhadu ČNB vzrostl podíl v r. 2005 o 0,6 p.b. a v roce 2006 o dalších 1,5 p.b.
	Index ochrany zaměstnanosti – stálá zaměstnání	2.3.3	3,3 (2003)	3,3 (2003)	Kromě PT a SK vyšší než ve srovnávaných zemích (data OECD pro 2003). Odhady naznačují snížení indexu v SK a PT po roce 2003, a v souvislosti se změnou pracovního práva v ČR v roce 2007 pouze nepatrné snížení indexu.
	Index ochrany zaměstnanosti – dočasná zaměstnání	2.3.3	0,5 (2003)	0,5 (2003)	Nejnižší hodnota ze srovnávaných zemí. Změny legislativy 2004 vedly ke zvýšení ochrany tohoto typu zaměstnanosti v ČR.
	Index administrativních překážek v podnikání	2.3.3	1,9 (2003)	1,9 (2003)	Po PL nejvyšší. V letech 2005 a 2006 zřejmě došlo k dílčímu zlepšení (novely obchodního a živnostenského zákona), s možným pozitivním dopadem na tvorbu pracovních míst.
	Celkové zdanění práce (osoby na úrovni průměrné mzdy, %)	2.3.3	43,6 ^c	43,8	Nižší než AT, DE a HU, vyšší než v ostatních srovnávaných zemích.
	Celkové zdanění práce (osoby na úrovni dvou třetin průměrné mzdy, %)	2.3.3	41,9	42,1	Zdanění osob s nízkými příjmy je nižší než v DE a podobné jako v AT, HU a PL.
	Podíl čistého příjmu domácnosti bez a se zaměstnáním, % ^e	2.3.3	-	81	Motivace k hledání zaměstnání dlouhodobě nezaměstnanými (rodiny s dětmi) je spíše nízká - srovnatelná s DE a PT, mírně vyšší než AT a PL a výrazně nižší než v SK a HU. Pro krátkodobě nezaměstnané je motivace srovnatelná či vyšší než ve srovnávaných zemích.

Analýza	Metoda / Kategorie	Kapitola	Hodnota 2005 ^a	Hodnota 2006 ^b	Komentář
Pružnost bankovního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky					
Ohrožené úvěry v ban. sektoru	% podíl na úvěrech celkem	2.4	4,0	3,9	Podíl v podstatě nezměněn 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, PL, SI. Vyšší než srovnávané země eurozóny a SK.
Čisté neúrokové výnosy	% průměrných aktiv	2.4	1,7	1,6	Srovnatelné s HU a SK, nižší než PL, SI, vyšší než srovnávané země eurozóny.
Zisk před zdaněním/pr.aktiva	%	2.4	1,8	1,8	Po HU a PL nejvyšší ze srovnávaných zemí.
Kapitálová přiměřenost bank	%	2.4	12,6	11,9	Mírný pokles, zůstává na přijatelné úrovni, která je podobná jako v ostatních srovnávaných zemích.
Kapitálová přiměřenost bank po zátěžových testech	%	2.4	10,4	10,2	Dostatečná úroveň.

Poznámka: a/ „Hodnota 2005“ je nejaktuálnější hodnota srovnávaného indikátoru v dokumentu z roku 2005. Pokud není uvedeno jinak, jedná se o údaj za rok 2004.

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

c/ Hodnota 2005 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

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 pro roky 1993-1995, pokud harmonizovaný index nebyl k dispozici). Roční tempo zhodnocování je získáno jako geometrický průměr zhodnocení od roku 1993, resp. 1998. Výhled budoucího reálného zhodnocení na následujících pět let vychází z mezinárodní srovnávací regrese cenových hladin konečné spotřeby domácností v jednotlivých zemích na HDP v paritě kupní síly na hlavu (podobně viz Čihák, Holub, 2003 a 2005). Pro rok 2005 byl na datech za 31 evropských zemí odhadnut vztah

$$P_C = 19,693 + 0,83 \text{ HDP}_{PPP},$$

kde P_C je cenová hladina konečné spotřeby domácností a HDP_{PPP} je hrubý domácí produkt v paritě kupní síly na hlavu (v obou případech EU12=100). Simulace tempa rovnovážné reálné apreciace počítají s beta-konvergencí HDP k úrovni EU-12 rychlostí 3 % ročně.⁸⁵ Variantně je též uvažováno přibližování jednotlivých zemí odhadnutému mezinárodnímu vztahu (tj. zmenšování reziduí v regresi) tempem 2,5, 5 a 10 % ročně, což vede k prezentovanému intervalu odhadů.

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 cca 1% rovnovážné tříměsíční reálné sazby v eurozóně, od níž je odečten odhad 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 nově i na 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 kovariance a σ_x a σ_y jsou směrodatné odchylky časových řad x a y . V případě zkoumání sladění cyklického chování mezi vybranými ekonomikami je vhodné sledovat

⁸⁵ Oproti analýzám za rok 2005 byl tento parametr zvýšen o jeden procentní bod, aby výpočty lépe odpovídaly pozorovaným nečekaně vysokým tempům růstu české ekonomiky, odrážejícím se také ve zvýšení odhadů potenciálního růstu v prognóze ČNB.

korelaci pouze v rámci určitého pásma, které se v souladu se standardní délkou hospodářského cyklu uvažuje v rozmezí jednoho a půl roku až osmi let. Jako doplňkový ukazatel byla proto použita tzv. dynamická korelace,⁸⁶ 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 λ nabývá hodnot z intervalu $\langle -\pi, \pi \rangle$. Jednoduchá statická korelace je pak funkcí (přibližně průměrem) dynamických korelací v celém sledovaném spektru.

V analýze jsou použity čtvrtletní časové řady reálného HDP ve stálých cenách roku 2000 vyjádřené v národních měnách, měsíční časové řady indexu průmyslové produkce očištěného o pracovní dny a měsíční, resp. čtvrtletní časové řady celkového vývozu a vývozu do eurozóny vyjádřené v národní měně. Zdrojem dat o HDP a IPP je Eurostat, údaje o vývozu jsou získány z databáze IMF. Analýza korelace reálného HDP stejně jako v loňském roce neobsahuje výsledky za Portugalsko, pro které nejsou k dispozici srovnatelné údaje. V případě časové řady IPP za Českou republiku se dle Eurostatu jedná o řadu provizorní. 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 literatuře⁸⁷ 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.

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 – 2000:Q4 (metoda 1), resp. 1996:Q2 – 2000:Q4 (metoda 2) a 2001:Q1 – 2006:Q1. Časové řady

⁸⁶ Croux, Forni a Reichlin (2001).

⁸⁷ Např. Frankel a Rose (1997). Vlastnosti jednotlivých metod jsou popsány v Canova (1998).

indexu průmyslové produkce jsou pro některé země (mimo jiné i ČR) dostupné až od roku 1998, a proto jsou koeficienty korelace pro tento ukazatel spočítány pouze pro druhé sledované období. 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, tentokrát ovšem 1996:Q1 – 2000:Q4 a 2001:Q1 – 2005:Q4 pro data čtvrtletní a 1996:M1 – 2000:M12 a 2001:M1 – 2006:M2 pro data měsíční.

Oproti loňskému roku bylo upuštěno od metody odstranění trendu v sezónně očištěných časových řadách pomocí Hodrick-Prescottova filtru. Ten má v případě zkoumaných časových řad tendenci nadhodnocovat jejich cyklické chování, což se může projevit v hodnotě korelací. Výsledky získané pomocí této metody byly nicméně podobné jako v případě metody 1.

Srovnatelnost výsledků s výsledky ze stejné analýzy z roku 2005 je snížena z důvodu provedených revizí v časových řadách reálného HDP a současně z důvodu přechodu na stálé ceny roku 2000. Z analýzy na rozdíl od loňského roku byla vyloučena data za rok 1995, protože nebyla Českým statistickým úřadem po revizi oficiálně zveřejněna a údaje, které lze pro tento rok získat z databáze Eurostatu, jsou sporné. Vyloučení roku 1995 z analýzy znamená zkrácení prvního sledovaného období o čtyři, resp. o jedno pozorování (v případě metody 1, resp. metody 2).

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 stálých 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 – 2006:Q1. Výpočet korelace šoků mezi skupinou nových členských zemí Evropské unie a stávajících členů eurozóny a celku EU-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 – 2000 a 2001 – současnost.

1.1.4 Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU

Vstupními daty pro analýzu makroekonomických dopadů přílivu prostředků z fondů EU v letech 2005 – 2013 jsou pracovní odhady finančních toků, které jsou převzaty z Ministerstva financí. MF vytváří tyto odhady primárně v eurech a respektuje v nich příslušnou metodiku realizace finančních toků s EU, současně zohledňuje dosavadní vývoj. K převodu vstupních dat na české koruny je využit výhled kurzu CZK/EUR dle aktuální (tj. červencové) makroekonomické prognózy ČNB.

Z výchozích údajů vyjádřených v českých korunách je odvozen tzv. ekonomický impulz z titulu přílivu finančních prostředků z EU, který zahrnuje dodatečné příjmy, jež inkasuje soukromý sektor z EU nad rámec prostředků zohledněných ve výdajích veřejného sektoru (dále jen dodatečné příjmy z EU). Těmito dodatečnými příjmy jsou předvstupní nástroje Sapard a Phare, prostředky na podporu zemědělství, přibližně 65 – 70 % prostředků na projekty ze strukturálních fondů a zdroje na vnitřní politiky. Na rozdíl od stejné analýzy uvedené v loňském dokumentu tedy nejsou do výpočtu impulzu zahrnuty příjmy z kohezního fondu (KF), které jsou cíleny na velké infrastrukturní projekty a na projekty na ochranu

životního prostředí, jejichž téměř výhradním zadavatelem je stát (tj. tyto prostředky by měly být zachyceny v rámci investic veřejného sektoru). Ze stejného důvodu je vyloučen předvstupní nástroj Ispa, jakožto předchůdce finanční pomoci z KF. A konečně nejsou při výpočtu zohledněny kompenzace, které jsou přímým příjmem státního rozpočtu a vytvářejí tedy již dodatečnou poptávku veřejného sektoru (např. v podobě investic, spotřeby vlády apod.), tj. jsou obsaženy ve fiskálním impulzu.

Objemy prostředků na projekty ze strukturálních fondů pro účely propočtu dodatečného ekonomického impulzu nově zahrnují pouze uskutečněné výdaje⁸⁸, tj. jsou vyloučeny zálohové platby, které zatím nebyly použity k proplacení realizovaných projektů. Výše uskutečněných výdajů za roky 2004 – 2005 a za 1. pololetí roku 2006 jsou převzaty z dokumentu „Průběh čerpání strukturálních fondů“, jehož zpracovatelem je MMR⁸⁹. Prognóza uskutečněných výdajů pro období 2006 – 2013 je expertním odhadem ČNB. V propočtech je přitom uvažováno, že neexistuje příliš velké zpoždění mezi realizací projektu a následným zasláním žádosti o platbu konečnými příjemci.

Odvození ekonomického impulzu na základě výše uvedených dodatečných příjmů z EU kopíruje postup, 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, která je přenásobena odhadnutým multiplifikátorem. Výhled vývoje českého HDP je převzat z červencové prognózy ČNB (současně předpokládáme, že index deflátoru HDP bude přibližně odpovídat inflačnímu cíli).

Simulace makroekonomických dopadů přílivu finančních prostředků z EU je provedena za využití čtvrtletního predikčního modelu ČNB. Nově identifikované impulzy z titulu přílivu prostředků z EU jsou do modelu vloženy stejně jako je standardně v rámci prognostického cvičení ČNB vkládán fiskální impulz, tj. jako rezidua do rovnice výstupové mezery.⁹⁰ Makroekonomické dopady jsou vyjádřeny ve smyslu odchylek sledovaných ukazatelů od makroekonomické prognózy ČNB z července 2006.

Srovnatelnost výsledků s výsledky ze stejné analýzy uvedené v dokumentu v roce 2005 je omezená z důvodu nového způsobu propočtu ekonomického impulzu z titulu přílivu finančních prostředků z EU. Zatímco nyní se při jeho odvození zohledňují pouze vybrané dodatečné příjmy z EU, které inkasuje soukromý sektor, v loňském dokumentu byl impulz odhadnut na základě tzv. čisté pozice, tj. salda celkových příjmů ČR z EU a odvodů ČR do EU.

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. EU-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:

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

⁸⁹ www.strukturalni-fondy.cz

⁹⁰ Více informací o čtvrtletním predikčním modelu ČNB viz Beneš a kol. (2003).

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

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 $SL/100$.⁹¹ Takto upravený koeficient nabývá hodnoty z intervalu $[0, 1]$, přičemž platí, že čím je hodnota koeficientu blíže k nule, tím je struktura ekonomik podobnější.

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).⁹² Pro porovnání delších úrokových sazeb je použita úroková sazba na pětileté vládní dluhopisy.⁹³

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 září 2006.

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 EU12 je Eurostatem konstruován vážený výnos, kde váhami jsou nominální stavy vládních bondů v dané zemi. Pro období před rokem 1999 jsou váhy založeny na národních HDP v paritě kupní síly.

Srovnávaná data pokrývají období leden 1990 – červenec 2006 a mají měsíční periodicitu.

$$^{91} SL = \sum_{i=1}^n \sqrt{(I_{sh_A^i} \cdot 100 - I_{sh_B^i} \cdot 100)^2} \cdot \left(\frac{I_{sh_A^i} \cdot 100}{100} \right) = 100 \sum_{i=1}^n \sqrt{(I_{sh_A^i} - I_{sh_B^i})^2} \cdot I_{sh_A^i} = 100 \cdot I_{SL}$$

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

⁹² 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.

⁹³ 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.

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;⁹⁴ 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:

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

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 28. 8. 2006. 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:

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

σ 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, pro data před rokem 1999 byla použita data z kurzů měn proti německé marce přepočítaných proti euru pomocí konverzního faktoru.

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:

⁹⁴ Stejná metoda je použita v Castrén a Mazzotta (2005).

$FVOL_{ij} = \alpha + \beta OPENNESS_{ij} + \chi FIN_{ij} + \mu DISSIM_{ij} + \rho TRADE_{ij}$, 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 přežaty 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 – 2005 následovně: $VOL_{ij} = SD[\Delta(\log e_{ij})]$, kde SD je směrodatná odchylka mezikvartální změny (Δ) 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 podíl absolutní hodnoty vnitroodvětvového obchodu na obratu zahraničního obchodu. X_{it} a M_{it} označují celkový vývoz a dovoz i -té komodity v čase t . Index nabývá hodnoty od 0 do 1. Hodnota 0 naznačuje, že dochází pouze k meziodvětvovému obchodu a ke specializaci na odlišné komodity. Hodnota 1 indikuje, že všechen obchod je vnitroodvětvový (Flek a kol., 2001).

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

GLI je počítán na datech vývozu a dovozu do a z eurozóny ve sledovaných zemích. Používáme rozdělení zahraničního obchodu podle 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: pojišťovny, 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, směnárny 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 akciových 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 $R_{i,t}$ představuje rozdíl mezi výnosy aktiv (národní akciový index) země i a zvoleného referenčního teritoria (benchmarku, evropského akciového indexu) v čase t , Δ představuje operátor diference, α_i je dummy proměnná pro jednotlivou zemi a L je operátor zpoždění. Velikost koeficientu β lze interpretovat jako přímé měření rychlosti konvergence. Negativní koeficient beta signalizuje výskyt konvergence, samotná absolutní hodnota koeficientu beta pak vyšší rychlosti konvergence. Čím je absolutní hodnota koeficientu β vyšší, tím je rychlost konvergence vyšší, pokud $\beta=0$, pak konvergence není pozorována.

Pro kvantifikaci sigma-konvergence je aplikován výpočet (průřezově) směrodatné odhchylky (σ) dle vzorce:

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

kde symbol y představuje výnos aktiva, μ 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.⁹⁵ σ teoreticky nabývá pouze kladných hodnot. Čím je σ 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 σ odrážejí velmi 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 DataStream a zahrnující období od ledna 1995 do července 2006. Jako národní akciové indexy byly použity: PX (Česká republika), BUX (Maďarsko), WIG (Polsko), SAX12 (Slovensko), SVSM (Slovinsko), ATX (Rakousko), DAX (Německo), PSI20 (Portugalsko). Jako evropský akciový index byl použit SX5P, jenž tvoří následující váhy 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).

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 ESCB⁹⁶, která pracuje na více desagregovaném principu oproti alternativním přístupům Evropské komise, Mezinárodního měnového fondu nebo OECD. Cyklicky očištěná složka salda je pak reziduem vypovídajícím o vlivu samotné fiskální politiky. Pomocí cyklicky očištěného salda si tak jsme schopni odpovědět na otázku, jak by vypadalo hospodaření vládního sektoru, pokud by se ekonomika nacházela na svém potenciálu.

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

Veškeré uváděné hodnoty dluhu a deficitu jsou v metodice ESA 95, která je pro úvahy o přistoupení k EMU rozhodující, kromě části tabulky obsahující vývoj mandatorních výdajů

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

⁹⁶ Viz Bouthevillain a kol. (2001).

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 penzijnímu 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, 2006).

2.2 Pružnost mezd a cen

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, sezónně 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:Q1–2006:Q1), tak pro dvě subperiody, tj. 1996 – 2000 a 2001 – 2006.

2.2.2 Cenová pružnost – inflační perzistence

Pro odhad inflační perzistence využíváme neparametrickou techniku navrhnoutou v práci Marquez (2004). V tomto pojetí je inflační perzistence, γ , definována jako $\gamma = 1 - n/T$, kde n je počet, kolikrát skutečná inflace „protne“ hodnotu rovnovážné inflace a T je počet pozorování. Rovnovážná inflace je aproximována Hodrick-Prešcottovým (HP) filtrem. Pro výpočet používáme měsíční data HICP inflace (meziroční změny) od 1997:1 do 2006:7. Vzhledem k tomu, že HP filtr je na okrajích časové řady poskytuje vychýlený odhad trendu, k vlastnímu výpočtu inflační perzistence použijeme data 1998:1–2005:12.

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 podíl 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.

Agregátní fixní efekty párovací funkce (matching function) jsou indikátorem míry nesouladu v zaplňování volných pracovních míst. Párovací funkci ve tvaru

$$\log o_{it} = \beta_1 \log U_{i,t-1} + \beta_2 \log V_{i,t-1} + \gamma_1 \log u_{it} + \gamma_2 \log v_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

kde o_{it} je počet osob vyřazených z evidence úřadu práce v okrese i v období t , $U_{i,t-1}$ a $V_{i,t-1}$ jsou počty nezaměstnaných a volných pracovních míst, u_{it} je počet nově hlášených uchazečů o zaměstnání, v_{it} je počet nově hlášených volných pracovních míst a α_i jsou regionální fixní efekty. Rovnici odhadujeme v první diferenci s využitím instrumentů pro $U_{i,t-1}$ a $V_{i,t-1}$ (Galuščák, Münich, 2005b). Agregátní fixní efekty získáme agregací váženou podle velikosti okresů.

ČSÚ publikuje objem **vnitřního stěhování** (stěhování z obce do obce). Údaje o vnitřním stěhování v jiných zemích jsou publikovány ve statistických ročenkách.⁹⁷ 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.

Publikované údaje o vnitřním stěhování jsou založeny na evidované mobilitě. Z nepřímého šetření ČSÚ vyplývá, že ne všechny osoby měnící trvalé bydliště tuto změnu hlásí, případně ne všechny obecní úřady zasílají hlášení o změně trvalého pobytu za všechny přistěhovalé osoby.

2.3.2 Mezinárodní mobilita pracovní síly

⁹⁷ Stěhování z obce do obce nemusí být vždy z důvodu pracovního uplatnění. Některé studie proto definují stěhování mezi kraji (např. World Bank 2006). V tomto případě je však podhodnoceno stěhování na menší vzdálenosti. V ČR je navíc Praha samostatný kraj. Analýza mobility mezi kraji by tak v ČR obsahovala významný podíl stěhování za hranice hlavního města bez změny pracovního uplatnění.

Zahraniční stěhování. Údaje o evidované mezinárodní mobilitě za jednotlivé země nejsou plně srovnatelné (OECD, 2005b, národní statistické úřady). Údaje o postojích k mezinárodní mobilitě z šetření Eurobarometr 2002 jsou převzaty z Krieger (2004). Údaje o počtech přistěhovalých 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, 2005a nebo Brandt, Burniaux, Duval 2005) je založeno na mezinárodní evidenci o vlivu institucionálních faktorů na makroekonomické veličiny.⁹⁸

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, mediánu mzdy 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 (2004). Vztahuje se ke konci 90. let a k roku 2003. 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 pozdějším období je propočítána podle platného zákoníku práce, případně podle návrhů na legislativní změny.

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.

⁹⁸ Freeman (2005) zpochybňuje robustnost těchto závěrů a požaduje evidenci založenou na mikroanalýze firem a jednotlivců a na experimentálních metodách.

Celkové zdanění práce se uvádí jako odvody z mezd placené zaměstnanci a zaměstnavateli a daně z příjmu ve vztahu k celkovým nákladům práce (OECD, 2006b).

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 nezaměstnanosti⁹⁹ 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, který byl vyvinut ve spolupráci ČNB a Ministerstva financí (Galuščák, Pavel 2006).

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 podíl 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.

Ohrožené úvěry (NPL) / celkové úvěry (%)

NPL (v hrubé účetní hodnotě) v bankovním sektoru, pro které v účetní terminologii existuje ekvivalent – 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.

⁹⁹ V tomto případě OECD předpokládá, že nezaměstnaní pobírající dávky v nezaměstnanosti obvykle nepobírají pravidelné dávky sociální potřebnosti, které dorovnávají příjem domácnosti do životního minima.

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 ohrožených úvěrů 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 ohrožených úvěrů 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.¹⁰⁰

¹⁰⁰ 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.
- Babetskaia-Kukharchuk O., Babetskii I., Podpiera J. (2006): “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, Francisco and Giavani, Francesco (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., 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.
- 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, forthcoming.*
- Castrén O., Mazzotta S. (2005): “Foreign Exchange Rate Option and Returns Based Correlation Forecasts Evaluation and Two Applications”, ECB Working Paper No. 447.
- 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.
- 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.
- 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 (2006): *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.
- Freeman, R. B. (2005): "Labour Market Institutions Without Blinders: The Debate Over Flexibility and Labour Market Performance", *NBER Working Paper* No. 11286.
- Galuščák K., Münich, D. (2005a): "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. (2005b): "Structural and Cyclical Unemployment: What Can We Derive from the Matching Function", Czech National Bank Working Paper No. 2.
- Galuščák K. (2006): "Labour Market Flexibility", mimeo.
- Galuščák K., Pavel J. (2006): "Unemployment and Inactivity Traps in the Czech Republic: Incentive Effects of Policies", mimeo.
- Gregg, P. (2000): "The Use of Wage Floors as Policy Tools", *OECD Economic Studies* No. 31.
- 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. and Johnes, G. (1992): "Wage Flexibility and Unemployment Dynamics in Regional Labor Markets", W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, Michigan.
- 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., Münich, D. (2003): „Understanding Long-Term Unemployment in the Czech Republic“, *Finance a úvěr* 53(1): 11 – 30.
- 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 F. Torres and F. Giavazzi 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?“ European Central Bank, Working Paper, No. 271.
- 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.
- NBS (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, 2005a): *Employment Outlook*, Paris: OECD.
- OECD (2005b): *Trends in International Migration: SOPEMI 2004 Edition*, Paris: OECD.
- OECD (2006a): *Economic Surveys 2006: Czech Republic*, Paris: OECD.
- OECD (2006b): *Taxing Wages 2004 – 2005*, Paris: OECD.
- 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.
- 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.