

ANALÝZY STUPNĚ EKONOMICKÉ SLADĚNOSTI
ČESKÉ REPUBLIKY S EUROZÓNOU

5
200

ANALÝZY STUPNĚ EKONOMICKÉ SLADĚNOSTI
ČESKÉ REPUBLIKY S EUROZÓNOU
2005

Editor:	Dana Hájková	
Autoři:	Oxana Babetskaia-Kukharchuk	Kap. 1.1.5, 1.1.6
	Ian Babetskii	Kap. 1.1.3, 2.2.1
	Kamil Galuščák	Kap. 2.2.2, 2.3 (kromě 2.3.2.2)
	Dana Hájková	Kap. A, B, 3
	Jaroslav Heřmánek	Kap. 1.3, 2.4
	Tomáš Holub	Kap. 1.1.1
	Roman Horváth	Kap. 2.2.3
	Filip Novotný	Kap. 1.1.4, 1.2
	Michal Slavík	Kap. 2.1.1, 2.1.2, 2.1.3
	Radka Štiková	Kap. 1.1.2, 2.1.4
	Ivo Zeman	Kap. 2.3.2.2

OBSAH

A. ÚVOD.....	6
B. TEORETICKÁ VÝCHODISKA ANALÝZ.....	7
C. VÝSLEDKY ANALÝZ.....	9
1 CYKlickÁ A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST.....	9
1.1 PŘÍMÉ UKAZATELE SLADĚNOSTI	9
1.1.1 <i>Reálná ekonomická konvergence</i>	9
1.1.2 <i>Korelace ekonomické aktivity</i>	11
1.1.3 <i>Synchronizace ekonomických šoků</i>	13
1.1.4 <i>Hodnocení strukturální podobnosti ekonomik</i>	15
1.1.5 <i>Konvergence úrokového diferenciálu</i>	16
1.1.6 <i>Konvergence měnových kurzů</i>	17
1.2 VLIV MEZINÁRODNÍCH EKONOMICKÝCH VZTAHŮ	18
1.2.1 <i>Otevřenost ekonomiky a její propojení s eurozónou</i>	19
1.2.2 <i>Vnitroodvětvový obchod</i>	22
1.3 FINANČNÍ TRH.....	23
2 PŘÍZPŮSOBOVACÍ MECHANISMY	26
2.1 FISKÁLNÍ POLITIKA	26
2.1.1 <i>Stabilizační funkce veřejných rozpočtů</i>	26
2.1.2 <i>Deficit a dluh vládního sektoru a prostor pro stabilizační fiskální politiku</i>	27
2.1.3 <i>Dlouhodobá udržitelnost veřejných financí</i>	29
2.1.4 <i>Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU</i>	30
2.2 PRUŽNOST MEZD A CEN.....	32
2.2.1 <i>Míra přizpůsobení růstu reálných mezd míře nezaměstnanosti - Phillipsova křivka</i>	32
2.2.2 <i>Míra přizpůsobení regionálních reálných mezd regionální míře nezaměstnanosti - Mzdová křivka</i>	33
2.2.3 <i>Pružnost cen</i>	34
2.3 PRUŽNOST TRHU PRÁCE	34
2.3.1 <i>Nezaměstnanost a vnitřní pružnost trhu práce</i>	34
2.3.2 <i>Mezinárodní mobilita pracovní síly</i>	38
2.3.2.1 <i>Zahraniční stěhování</i>	38
2.3.2.2 <i>Administrativní omezení mezinárodní mobility práce</i>	40
2.3.3 <i>Institucionální prostředí</i>	42
2.4 PRUŽNOST FINANČNÍHO SEKTORU A JEHO SCHOPNOST ABSORBOVAT ŠOKY	50
3 ZÁVĚR.....	54
D. METODICKÁ ČÁST.....	61
1 CYKlickÁ A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST.....	61
1.1 PŘÍMÉ UKAZATELE SLADĚNOSTI	61
1.1.1 <i>Reálná ekonomická konvergence</i>	61
1.1.2 <i>Korelace ekonomické aktivity</i>	61
1.1.3 <i>Synchronizace ekonomických šoků</i>	62
1.1.4 <i>Hodnocení strukturální podobnosti ekonomik</i>	63
1.1.5 <i>Konvergence úrokového diferenciálu</i>	63
1.1.6 <i>Konvergence měnových kurzů</i>	64
1.2 VLIV MEZINÁRODNÍCH EKONOMICKÝCH VZTAHŮ	64
1.2.1 <i>Otevřenost ekonomiky a její propojení s eurozónou</i>	64
1.2.2 <i>Vnitroodvětvový obchod</i>	65
1.3 FINANČNÍ TRH.....	65
2 PŘÍZPŮSOBOVACÍ MECHANISMY	66
2.1 FISKÁLNÍ POLITIKA	66
2.1.1 <i>Stabilizační funkce veřejných rozpočtů</i>	66
2.1.2 <i>Deficit a dluh vládního sektoru a prostor pro aktivní stabilizační fiskální politiku</i>	66
2.1.3 <i>Dlouhodobá udržitelnost veřejných financí</i>	66

2.1.4	<i>Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU</i>	66
2.2	PRUŽNOST MEZD A CEN	67
2.2.1	<i>Míra přizpůsobení reálných mezd míře nezaměstnanosti (Phillipsova křivka)</i>	67
2.2.2	<i>Míra přizpůsobení regionálních reálných mezd změnám v regionální míře nezaměstnanosti (Mzdová křivka)</i>	67
2.2.3	<i>Pružnost cen</i>	68
2.3	PRUŽNOST TRHU PRÁCE	68
2.3.1	<i>Nezaměstnanost a vnitrostátní mobilita pracovní síly</i>	68
2.3.2	<i>Mezinárodní mobilita pracovní síly</i>	69
2.3.3	<i>Institucionální prostředí</i>	69
2.4	PRUŽNOST FINANČNÍHO SEKTORU A JEHO SCHOPNOST ABSORBOVAT ŠOKY	71
E. SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY		73

Seznam tabulek

Tabulka 1: HDP na hlavu v paritě kupní síly (EU-12 = 100).....	10
Tabulka 2: Průměrná cenová hladina HDP (EU-12 = 100).....	10
Tabulka 3: Reálný kurz vůči euru (1998 = 100; na bázi HICP, resp. CPI).....	11
Tabulka 4: Korelační koeficienty ekonomické aktivity - vývoj v čase.....	13
Tabulka 5: Korelace šoků vůči eurozóně.....	14
Tabulka 6: Podíly ekonomických odvětví na HDP v roce 2004, %.....	16
Tabulka 7: Podíl přímých zahraničních investic z eurozóny na celkovém stavu PZI, %.....	21
Tabulka 8: Podíl celkového stavu přímých zahraničních investic na HDP, %.....	21
Tabulka 9: Podíl přímých investic do eurozóny na celkovém stavu přímých investic v zahraničí, %.....	21
Tabulka 10: Podíl celkových přímých investic v zahraničí na HDP, %.....	22
Tabulka 11: Aktiva finančního systému / HDP (%).....	24
Tabulka 12: Úvěry bank nebankovním klientům / HDP (%).....	24
Tabulka 13: Aktiva bankovního sektoru / Aktiva finančního systému (%).....	25
Tabulka 14: Deficit vládního sektoru (ESA95), v % HDP.....	28
Tabulka 15: Veřejný dluh (ESA95), v % HDP.....	29
Tabulka 16: Hrubý dluh v % HDP.....	30
Tabulka 17: Předpokládané finanční toky z titulu členství České republiky v EU (v mld. Kč.) a odhad jejich dopadu do ekonomiky.....	31
Tabulka 18: Dopad dodatečného impulzu z titulu přílivu finančních prostředků z EU (odchylky od základního scénáře červencové prognózy ČNB).....	32
Tabulka 19: Elasticita mezd na míru nezaměstnanosti.....	33
Tabulka 20: Vývoj mzdové křivky v ČR.....	34
Tabulka 21: Inflační perzistence.....	34
Tabulka 22: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti, %.....	35
Tabulka 23: Podíl dlouhodobě nezaměstnaných, %.....	35
Tabulka 24: Variační koeficient míry nezaměstnanosti.....	36
Tabulka 25: Strukturální nezaměstnanost.....	36
Tabulka 26: Vnitřní stěhování.....	37
Tabulka 27: Mezinárodní migrace (počet osob na 10000 obyvatel).....	39
Tabulka 28: Postoje k mezinárodní mobilitě.....	40
Tabulka 29: Administrativní bariéry pro nové členy Evropské unie.....	41
Tabulka 30: Odbory a kolektivní vyjednávání.....	43
Tabulka 31: Minimální mzda.....	44
Tabulka 32: Podíl zaměstnanců pobírajících minimální mzdu (%).....	44
Tabulka 33: Minimální mzda a hrubá měsíční mzda podle profesí (%).....	45
Tabulka 34: Index ochrany zaměstnanosti.....	45
Tabulka 35: Index administrativních překážek v podnikání.....	47
Tabulka 36: Celkové zdanění práce.....	48
Tabulka 37: Mezní efektivní daňové sazby nezaměstnaných.....	48
Tabulka 38: Podíl ohrožených úvěrů na úvěrech celkem v bankovním sektoru (%).....	50
Tabulka 39: Kapitálová přiměřenost bankovního sektoru (%).....	51
Tabulka 40: Čistá úroková marže (NIM, %).....	51
Tabulka 41: Čisté neúrokové výnosy / průměrná aktiva (%).....	51
Tabulka 42: Zisk před zdaněním / průměrná aktiva (%).....	52
Tabulka 43: Srovnání dokumentů o sladění České republiky s eurozónou, 2003, 2004 a 2005.....	57

Seznam grafů

Graf 1: Meziroční změny reálného HDP (%).....	12
Graf 2: Strukturální podobnost ve vztahu k eurozóně.....	15
Graf 3: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1998-2005 (procentní body).....	16
Graf 4: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1990-2005 (procentní body).....	17
Graf 5: Korelační koeficient měnových kurzů k americkému dolaru	18
Graf 6: Podíl exportu do eurozóny na celkovém exportu, %	20
Graf 7: Podíl importu z eurozóny na celkovém importu, %.....	20
Graf 8: Intenzita vnitroodvětvového obchodu.....	23
Graf 9: Bankovní úvěry domácnostem – podíl na HDP a bankovních úvěrech celkem v roce 2004 (%).....	25
Graf 10: Dekompozice fiskálního deficitu na cyklickou a strukturální část, % HDP	27
Graf 11: Agregátní fixní efekty párovací funkce	37
Graf 12: Náklady na individuální ukončení smlouvy na dobu neurčitou podle délky trvání pracovní smlouvy (počet dnů vyplácené mzdy)	46
Graf 13: Rentabilita a kapitálová přiměřenost bank.....	52
Graf 14: Výsledky zátěžových testů pro bankovní sektor ČR (kapitálová přiměřenost, %).....	53

A. Úvod

Vstupem do eurozóny se pro českou ekonomiku zásadně změní možnosti přizpůsobení ekonomickým šokům. Pokud dojde ke zhoršení cenové konkurenceschopnosti domácí ekonomiky v relaci vůči zemím eurozóny, a tedy největším obchodním partnerům, nebude existovat možnost přizpůsobení prostřednictvím oslabení měnového kurzu. Kromě toho budou měnověpolitické úrokové sazby určovány na úrovni eurozóny, což ve svém důsledku bude zvyšovat riziko, že nastavení měnových podmínek nebude odpovídat okamžité situaci v české ekonomice. Proto je důležité zkoumat nejen to, jak velká jsou tato rizika, ale i do jaké míry na ně bude česká ekonomika schopna v případě potřeby reagovat.

Soubor analýz sladění české ekonomiky s ekonomikou eurozóny je proto rozdělen do dvou základních skupin podle typu otázky, na kterou se snaží nalézt odpověď. Část „Cyklická a strukturální sladění“ vypovídá o velikosti rizika asymetrických šoků v české ekonomice 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 by byla česká ekonomika sama 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, Portugalsko a Řecko)¹ 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 Výběr ze zemí eurozóny byl proveden tak, aby zahrnoval jednak země srovnatelné z hlediska ekonomické úrovně, jednak země, se kterými je česká ekonomika obchodně propojená. Uvedený výběr nesouvisí s hodnocením úspěšnosti působení těchto ekonomik v eurozóně.

B. 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 vhodnými 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 vhodnosti 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 účtovací jednotku a podobné náklady, tedy náklady, které lze považovat do velké míry za jednorázové. 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.^{4,5}

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 příjmy 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 v neposlední řadě 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 povede k posílení těchto vztahů (např. Rose, 2000, Micco, Stein, Ordóñez, 2003).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 (viz výše). Zvýšení obchodní integrace může nadto vést k vyšší sladěnosti ekonomických cyklů (Frankel a Rose, 1997).⁸

Proti paradigmatu endogenity stojí názor, že vyšší otevřenost ekonomiky vede k vyšší míře její specializace, snižování strukturální podobnosti a tím vyšší pravděpodobnosti asymetrických šoků, které zvyšují náklady účasti v měnové zóně (tzv. hypotéza specializace, Krugman, 1993). Kalemli-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.

⁶ Rozvinutý finanční sektor může být schopný účinně redukovat měnové riziko i vně měnové zóny; celkové čisté přínosy měnové integrace mohou být v takovém případě 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 sladěnost 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.

C. Výsledky analýz

1 CYKlickÁ A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST

Vyšší podobnost ekonomické struktury a hospodářského cyklu České republiky s eurozónou povede k nižším nákladům přijetí eura. 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 měřené HDP na hlavu v paritě kupní síly a relativní cenovou hladinou HDP je základním ukazatelem podobnosti ekonomiky s eurozónou. Z hlediska vstupu do měnové unie není vysoká míra reálné konvergence nutným předpokladem, přesto však její nízký stupeň může indikovat některé výzvy pro přijetí společné měny. Proces reálné konvergence bývá spojen s přibližováním cenových hladin a struktur k vyspělejšími zemím. S tím spojené 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.⁹ 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 a nižší reálné úrokové sazby proti průměru eurozóny, což 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 2000, přičemž v posledních třech letech se tento proces dále urychlil. Současnou úroveň tohoto ukazatele kolem 65 % eurozóny spadá ČR spolu s Maďarskem do skupiny zemí blízkých se svou životní úrovní nejméně vyspělým zemím eurozóny (Portugalsko, Řecko). Je tedy více vyspělá než jiné nové členské země EU (Polsko, Slovensko), ale stále výrazně zaostává za bohatšími zeměmi eurozóny (např. Rakousko).

⁹ Souběžné omezení kladené na inflační diferenciál a posilování nominálního kurzu znamená implicitní omezení na posilování reálného kurzu. Pokud je rovnovážné reálné zhodnocování rychlejší, může plnění konvergenčních kritérií vyžadovat dočasné odchýlení kurzu od rovnováhy. Tento potenciální problém je však zmírňován skutečností, že kurzové kritérium je výrazně tolerantnější k posilování kurzu než k jeho znehodnocování.

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

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	61,1	60,0	59,2	60,4	62,3	63,7	65,6
AT	114,3	115,9	116,7	113,5	112,6	112,9	113,5
GR	65,4	65,6	66,1	67,3	71,5	75,2	76,5
PT	68,7	70,6	70,6	70,5	70,7	69,2	67,9
HU	47,1	48,0	48,8	51,6	53,9	55,6	57,1
PL	41,0	41,7	42,2	41,9	42,1	42,6	43,8
SK	43,5	43,1	43,7	44,6	47,4	48,5	48,7

Zdroj: Eurostat, výpočty ČNB.

Tabulka 2 zachycuje **cenovou hladinu HDP** ve srovnání s eurozónou. V tomto ukazateli došlo v případě ČR k nejvýraznější konvergenci v letech 2001-2002, od té doby do roku 2004 česká cenová hladina ve srovnání s cenovou hladinou eurozóny spíše stagnovala.¹⁰ Odstup České republiky v tomto ukazateli od starých zemí EU je tradičně vyšší, než je tomu v případě HDP. Česká republika v tomto ukazateli výrazněji zaostává nejen za Rakouskem, ale i Portugalskem a Řeckem, a v posledních letech i za Maďarskem. 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
CZ	43,2	43,2	45,6	48,6	52,9	51,7	52,4
AT	105,3	104,1	103,4	104,3	104,0	103,6	103,0
GR	77,3	79,6	78,3	78,7	77,3	77,9	79,6
PT	72,5	72,6	73,6	74,6	75,2	75,9	76,9
HU	43,6	44,2	46,7	48,7	53,9	54,2	57,0
PL	47,7	46,1	51,3	57,1	54,0	47,9	47,4
SK	42,3	39,7	42,6	42,6	43,3	46,6	51,2

Zdroj: Eurostat, výpočty ČNB.

Tabulka 3 prezentuje **vývoj reálného kurzu** vůči euru. Jak je vidět, reálný kurz české koruny se od roku 1998 zhodnotil zhruba o 15 %, tj. průměrným tempem 2,4 % ročně (od roku 1993 průměrně o 3,9 % ročně). Oproti srovnávaným stávajícím zemím eurozóny je tempo zhodnocování od roku 1998 i 1993 vyšší. Pomaleji se zhodnocoval též polský zlotý. Naopak rychlejší zhodnocování zaznamenalo Slovensko a od roku 1998 též Maďarsko. I do budoucna lze na základě výsledků mezinárodního srovnání (viz Čihák, Holub, 2003) předpokládat pokračující reálné posilování koruny v intervalu cca 2-3 %.^{11,12} Pokud by vstup do eurozóny nastal v horizontu nejbližších pěti let, bylo by možné očekávat průměrný inflační diferenciál v podobném rozsahu a v důsledku toho nižší (tj. záporné) reálné úrokové sazby.

¹⁰ Lze se však domnívat, že tato stagnace cenové hladiny v ČR byla přerušena posílením kurzu koruny koncem roku 2004 a v průběhu roku 2005.

¹¹ Tato hodnota zhruba odpovídá též stávajícím odhadům rovnovážného reálného zhodnocení vůči Německu používaným v prognózách ČNB (cca 3 % s tendencí k postupnému zpomalování).

¹² Tento závěr o postupném reálném zhodnocování koruny je v relevantní literatuře převládající. Nicméně však existuje i názor, že na korunu mohou ve střednědobém horizontu působit i depreciační tlaky z důvodu jejího současného reálného nadhodnocení (např. Bulíř, Šmídková, 2004).

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

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	Roční tempo zhodnocení		
							od r. 1993	od r. 1998	Odhad ^a
CZ	98	104	111	121	115	115	3,9%	2,4%	(1,8 ; 3,4)
AT	100	100	100	99	99	98	-0,5%	-0,3%	(0,0 ; 0,3)
GR	103	100	100	102	103	104	0,8%	0,6%	(0,3 ; 0,5)
PT	102	102	104	106	107	107	0,5%	1,2%	(-0,1; 0,5)
HU	104	108	117	127	125	132	2,8%	4,7%	(1,4 ; 1,6)
PL	98	112	125	119	103	101	2,4%	0,2%	(1,7 ; 2,0)
SK	98	111	115	118	129	140	5,1%	5,8%	(1,5 ; 1,7)

Zdroj: Eurostat, výpočty ČNB.

Poznámka: a) Odhad průměrného ročního reálného zhodnocování na následujících pět let odvozený z mezinárodního srovnání (viz Čihák, Holub, 2003). Pro podrobnosti odhadu viz Metodická část.

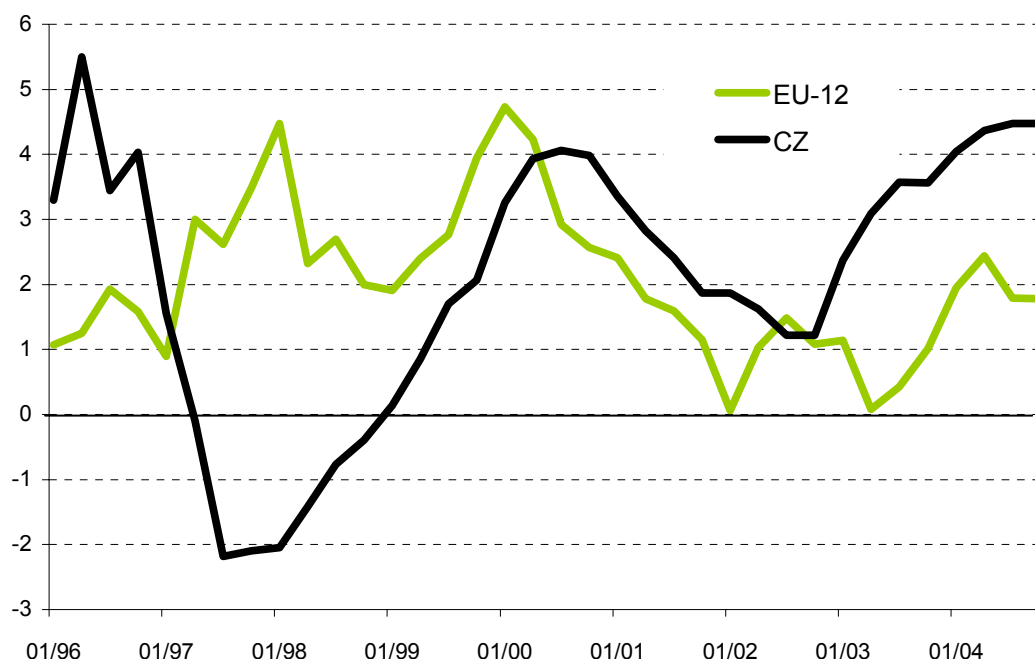
V souhrnu lze říci, že česká ekonomika postupně reálně konverguje k úrovni eurozóny. Do budoucna existuje další výrazný prostor pro konvergenci v HDP na hlavu i v cenové hladině. S tímto procesem mohou být spojeny některé výše popsané výzvy pro hladké přijetí eura.

1.1.2 Korelace ekonomické aktivity

Vstupem do měnové unie se země vzdává vlastní měnové politiky a její ekonomika je od té doby bezprostředně ovlivňována jednotnou měnovou politikou této měnové unie. Jedním z nákladů opuštění vlastní měnové politiky pak může být určitá nesladěnost měnověpolitických rozhodnutí přijímaných na úrovni měnové unie s potřebami ekonomik, které se nacházejí v jiné fázi ekonomického cyklu než průměr měnové unie. Proto následující analýza zkoumá, zda existuje podobnost v cyklickém vývoji ČR a ostatních srovnávaných zemí s eurozónou. Pro zemi s vyšší sladěností ekonomického cyklu s eurozónou je z pohledu teorie optimálních měnových zón méně nákladné setrvání v měnové unii.

Stupeň podobnosti hospodářského cyklu České republiky a cyklu eurozóny ilustruje Graf 1. V období do roku 1999 lze pozorovat výraznou odlišnost ve vývoji obou cyklů, která byla do vysoké míry důsledkem doznívajících dopadů ekonomické transformace v ČR, probíhajících strukturálních změn a výskytu některých specifických šoků (především finanční krize v roce 1997). Pozorovaný vývoj od roku 1999 by napovídal, že došlo ke zvýšení sladěnosti ekonomického vývoje.

Graf 1: Meziroční změny reálného HDP (%)



Zdroj: Eurostat (Newcronos), výpočet ČNB.

K měření **míry cyklické sladění** vybraných ekonomik s eurozónou je použita jednoduchá metoda korelace reálného HDP. Pro robustnost je zvoleno srovnání výsledků založených na třech různých metodách detrendace podkladových časových řad: metoda meziročních rozdílů, metoda mezičtvrtletních rozdílů a Hodrick-Prescottův (HP) filtr. Kvůli přítomnosti výše popsaných specifických asymetrických šoků dělíme dostupná data na dvě pětiletá období a měříme korelaci na těchto časových řadách.

Tabulka 4 ukazuje, že v případě České republiky lze alespoň v jednom případě sledovat statisticky významné zlepšení v hodnotách korelačního koeficientu v čase, které odráží pravděpodobné postupné zvyšování sladění hospodářského cyklu s cyklem eurozóny.¹³ Tento nárůst pro Českou republiku zatím není příliš robustní a pozitivní korelace je zatím statisticky významná pouze na hladině 10 % a jen pro jeden ukazatel. Celkově relativně nízká sladění domácího ekonomického cyklu s eurozónou však může být částečně způsobena i vlivem nadměrné volatility kurzu zaznamenané v některých letech, která by byla vstupem do eurozóny odstraněna. Pokud dojde k dalšímu nárůstu korelace, náklady z titulu nesladění jednotné měnové politiky s potřebami české ekonomiky by se měly snižovat.

¹³ Statisticky významný posun (na hladině 5 %) byl zaznamenán i u korelace maďarského cyklu měřené metodou 1.

Tabulka 4: Korelační koeficienty ekonomické aktivity - vývoj v čase

		1996 - 2000		2000 - 2004	
Metoda 1	CZ	-0,21	(-0,54 ; 0,19)	0,44 *	(0,07 ; 0,70)
	AT	0,51 **	(0,16 ; 0,74)	0,79 **	(0,58 ; 0,90)
	GR	0,09	(-0,30 ; 0,46)	0,42 *	(0,04 ; 0,69)
	HU	0,78 **	(0,57 ; 0,89)	0,95 **	(0,88 ; 0,98)
	PL	0,13	(-0,26 ; 0,48)	0,42 *	(0,05 ; 0,69)
	SK	-0,30	(-0,61 ; 0,08)	-0,62 **	(-0,81 ; -0,32)
Metoda 2	CZ	-0,15	(-0,50 ; 0,25)	0,27	(-0,12 ; 0,59)
	AT	0,23	(-0,16 ; 0,56)	0,25	(-0,15 ; 0,57)
	GR	-0,02	(-0,40 ; 0,36)	0,32	(-0,07 ; 0,62)
	HU	0,42 *	(0,05 ; 0,69)	0,70 **	(0,44 ; 0,85)
	PL	0,14	(-0,25 ; 0,49)	0,31	(-0,07 ; 0,62)
	SK	0,11	(-0,28 ; 0,47)	-0,17	(-0,52 ; 0,22)
Metoda 3	CZ	-0,17	(-0,51 ; 0,23)	0,25	(-0,14 ; 0,58)
	AT	0,81 **	(0,62 ; 0,91)	0,80 **	(0,60 ; 0,90)
	GR	0,19	(-0,20 ; 0,53)	0,05	(-0,34 ; 0,42)
	HU	0,82 **	(0,64 ; 0,91)	0,95 **	(0,90 ; 0,98)
	PL	0,56 **	(0,22 ; 0,77)	0,46 **	(0,09 ; 0,71)
	SK	-0,57 **	(-0,78 ; -0,24)	-0,71 **	(-0,86 ; -0,45)

Poznámka: Metoda 1 – meziroční rozdíly, Metoda 2 – mezičtvrtletní rozdíly, Metoda 3 – HP filtr.

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

Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

1.1.3 Synchronizace ekonomických šoků

Za další předpoklad účinnosti měnové politiky v měnové unii v literatuře optimálních měnových zón je považována podobnost ekonomických šoků (např. Frankel a Rose, 1996). Nepanuje ale jednotný náhled na působení poptávkových a nabídkových šoků. Zatímco asymetrie poptávkových šoků je obecným argumentem proti vstupu do měnové unie, literatura neposkytuje jednoznačný názor na potřebu sladění nabídkových šoků.¹⁴

Následující analýza hodnotí stupeň synchronizace poptávkových a nabídkových šoků mezi sledovanými zeměmi a eurozónou. Na čtvrtletních datech za období 1995-2004 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 1995-2004 a následně pro dvě časové periody 1995-1999 a 2000-2004 obsahuje Tabulka 5.

¹⁴ 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 5: Korelace šoků vůči eurozóně

a) Poptávkové šoky

	1995-2004	1995-1999	2000-2004
CZ	0,23 (-0,03 ; 0,47)	0,16 (-0,23 ; 0,51)	0,27 (-0,12 ; 0,59)
HU	0,07 (-0,19 ; 0,33)	0,23 (-0,17 ; 0,56)	0,03 (-0,35 ; 0,41)
PL	0,35 ** (0,10 ; 0,56)	-0,10 (-0,46 ; 0,29)	0,54 ** (0,21 ; 0,76)
SK	0,27 * (0,01 ; 0,50)	0,22 (-0,17 ; 0,55)	0,30 (-0,09 ; 0,61)
PT	-0,18 (-0,43 ; 0,09)	-0,27 (-0,59 ; 0,12)	-0,13 (-0,49 ; 0,26)
AT	0,36 ** (0,11 ; 0,57)	0,43 * (0,06 ; 0,70)	0,24 (-0,15 ; 0,57)
GR	-0,16 (-0,41 ; 0,10)	-0,18 (-0,52 ; 0,22)	-0,12 (-0,47 ; 0,28)

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

Zdroj: Výpočet ČNB.

b) nabídkové šoky

	1995-2004	1995-1999	2000-2004
CZ	0,04 (-0,23 ; 0,30)	0,20 (-0,19 ; 0,54)	-0,02 (-0,39 ; 0,36)
HU	-0,07 (-0,33 ; 0,20)	-0,26 (-0,58 ; 0,13)	0,09 (-0,30 ; 0,45)
PL	0,05 (-0,22 ; 0,31)	0,42 * (0,05 ; 0,69)	-0,26 (-0,58 ; 0,14)
SK	-0,30 * (-0,53 ; -0,04)	-0,41 * (-0,69 ; -0,04)	-0,12 (-0,48 ; 0,27)
PT	0,10 (-0,17 ; 0,36)	0,27 (-0,12 ; 0,59)	-0,14 (-0,49 ; 0,25)
AT	0,11 (-0,16 ; 0,36)	-0,04 (-0,42 ; 0,34)	0,02 (-0,36 ; 0,39)
GR	0,04 (-0,22 ; 0,30)	0,21 (-0,18 ; 0,55)	-0,21 (-0,55 ; 0,18)

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

Zdroj: Výpočet ČNB.

Na základě uvedených výsledků lze konstatovat, že ačkoliv se naměřená korelace **poptávkových šoků** identifikovaných pro Českou republiku ve vztahu k eurozóně zvýšila z 0,16 pro období 1995-1999 na 0,27 pro období 2000-2004, tento posun ke kladným hodnotám stále není statisticky významný. Prozatím tedy nedošlo ke statisticky významné změně ve sladěnosti tohoto typu šoků. Z analýzy uvedených výsledků vyplývá, že v období 1995-2004 měly Česká republika, Polsko a Slovensko sladěnost poptávkových šoků s eurozónou zhruba srovnatelnou s Rakouskem a vyšší než Portugalsko a Řecko. Pokud jde o jednotlivé země, konvergence poptávkových šoků je nejvýraznější u Polska (změna z -0,10 na 0,54). Synchronizace šoků na straně poptávky je v České republice spíše nad průměrem vybraných tří stávajících členů eurozóny, což 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 snížila z 0,20 pro období let 1995-1999 na -0,02 pro období 2000-2004, ani zde však nejsou korelační koeficienty statisticky významné. Analýza neodhalila statisticky významné rozdíly mezi sladěností nabídkových šoků v České republice a ostatních srovnávaných zemích s výjimkou Slovenska v období 1995-1999.

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 zřejmě přispěla k větší sladěnosti českého ekonomického cyklu s eurozónou.

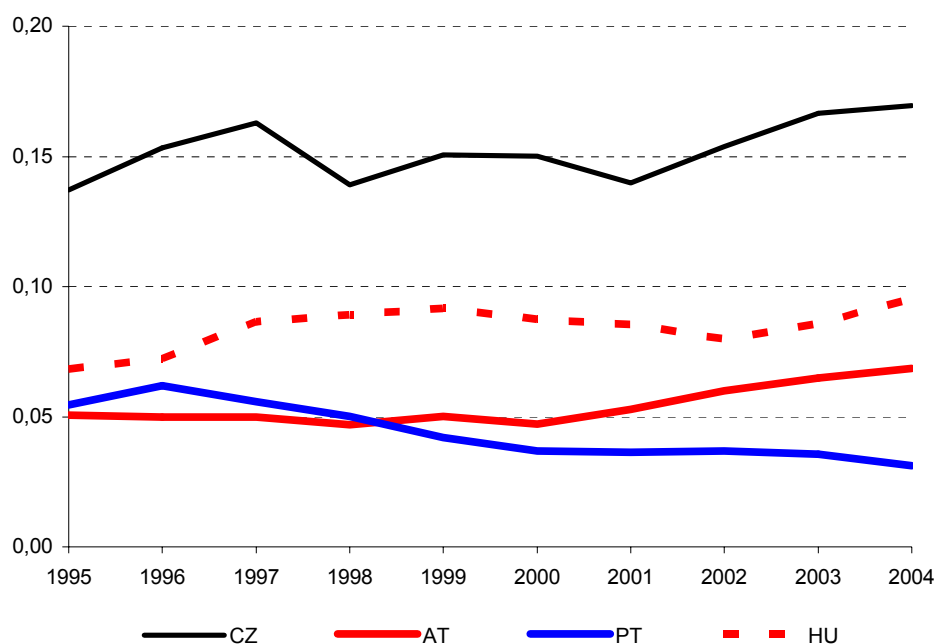
1.1.4 Hodnocení strukturální podobnosti ekonomik

Vyšší podobnost struktury ekonomické aktivity přístupující ekonomiky s ostatními ekonomikami měnové zóny snižuje riziko výskytu asymetrického ekonomického šoku. Dostatečný stupeň diverzifikace ekonomické aktivity v rámci měnové zóny zároveň zvyšuje její odolnost vůči výkyvům postihujícím pouze určitá odvětví a tím i její stabilitu (Kenen, 1969).

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 ekonomik podobnější.

Graf 2 ukazuje, že Landesmannův index pro Českou republiku je nejvyšší ze všech vybraných srovnávaných zemí, což implikuje nejvyšší strukturální rozdíl, přičemž tento rozdíl měl tendenci v čase mírně narůstat. Odlišnost struktury přidané hodnoty v české ekonomice spočívá především ve vysokém podílu průmyslu a v relativně nižším podílu služeb, především finančního zprostředkování, realitních služeb a podnikatelských aktivit a ostatních služeb (viz Tabulka 6). Hodnota Landesmannova indexu se však stále pohybuje v blízkosti dolní hranice intervalu [0, 1].

Graf 2: Strukturální podobnost ve vztahu k eurozóně



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Tabulka 6: Podíly ekonomických odvětví na HDP v roce 2004, %

	A,B	C,D,E	F	G, H, I	J, K	L až P
EU-12	3	22	5	22	26	21
CZ	5	35	5	26	17	13
AT	2	25	7	25	20	19
PT	4	22	5	24	23	22
HU	7	29	5	22	19	18

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

Zdroj: Eurostat (Newcronos), výpočet ČNB.

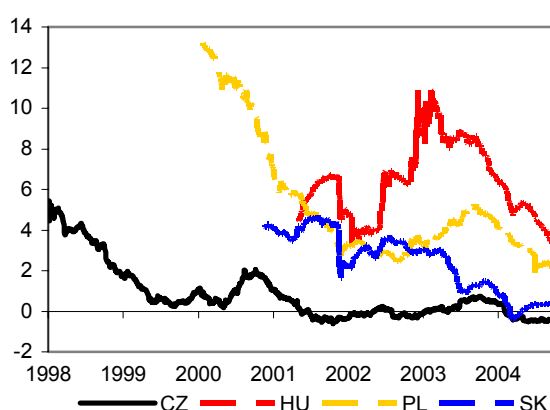
1.1.5 Konvergence úrokového diferenciálu

Rozdílný vývoj inflace v regionech či zemích měnové unie při jednotných nominálních úrokových sazbách vyústí v rozdílný vývoj reálných sazeb.¹⁵ Země vstupující do měnové zóny budou nadto čelit i konvergenci nominálních sazeb na úroveň unie, která při rychlém průběhu může působit 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 převzetím eura.

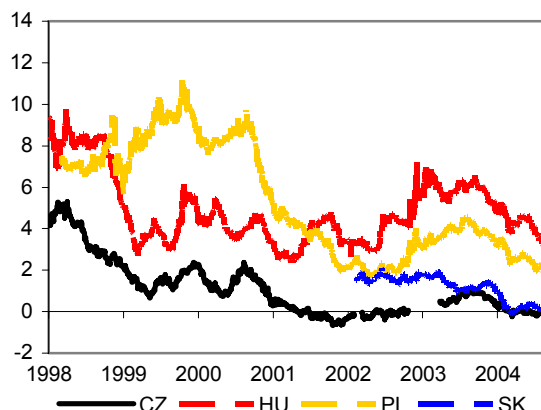
Následující srovnání **nominálního úrokového diferenciálu** vůči eurozóně se snaží vyjádřit pravděpodobnost výše popsaného asymetrického šoku. Čím blíže je nominální úrokový diferenciál nule, tím se dá usuzovat na menší riziko, že vstup do měnové unie způsobí změnu reálných sazeb, která by měla destabilizující účinky na ekonomiku. Graf 3 ilustruje vývoj úrokových diferenciálů České republiky, Maďarska, Polska a Slovenska vůči eurozóně pro jednoleté sazby mezibankovního trhu a pětileté vládní dluhopisy.

Graf 3: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1998-2005 (procentní body)

a) jednoleté úrokové sazby



b) pětileté úrokové sazby



Zdroj: Bloomberg, výpočet ČNB.

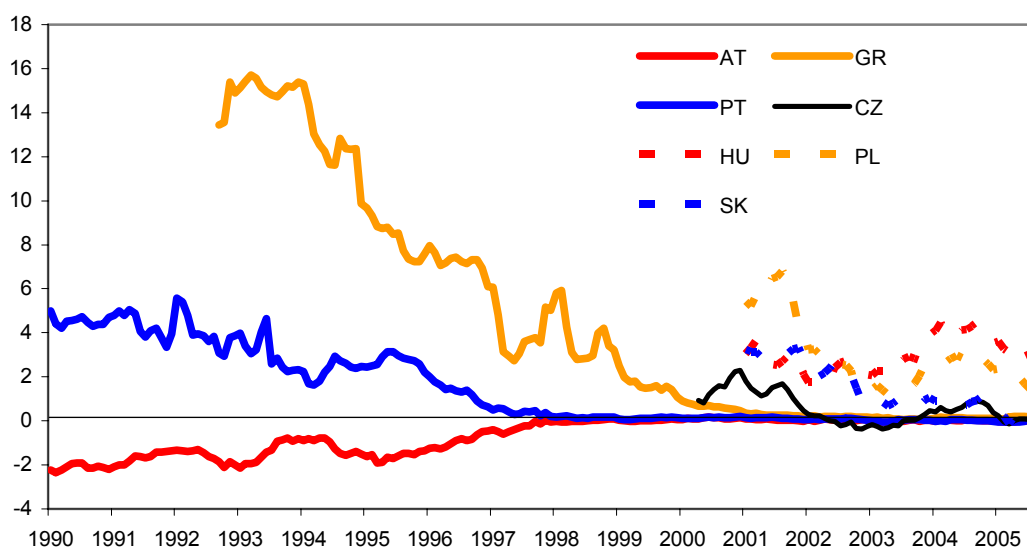
Konvergence v úrokových sazbách je pozorovatelná pro všechny země a obě srovnávané splatnosti a úrokové diferenciály se v posledních letech snížily. Kromě jednoletých a pětiletých sazeb České republiky a v poslední době i Slovenska však stále přetrvává

¹⁵ Viz též část 1.1.1.

významný úrokový rozdíl. Jednoletá sazba České republiky se už od roku 2002 pohybuje 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 4 uvádí pro všechny sledované země srovnání vývoje diferenciálu výnosů desetiletých vládních dluhopisů, které jsou sledovány jako maastrichtské konvergenční kritérium, vůči průměru eurozóny. Pro Rakousko, Portugalsko a Řecko 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 4: Rozdíly v úrokových sazbách vůči eurozóně 1990-2005 (procentní body)



Zdroj: Eurostat, výpočet ČNB.

Z grafu je zřejmé, že v letech 1993-1994 byl úrokový diferenciál v Řecku mnohem vyšší než úrokový diferenciál dosahovaný v současnosti kteroukoliv ze čtyř srovnávaných nových členských zemí. Současnou průměrnou úroveň v nových členských zemích lze zhruba přirovnat časově odpovídající úrovni úrokového diferenciálu v Portugalsku, i když Česká Republika a Slovensko vykazují úrokový diferenciál téměř nulový.

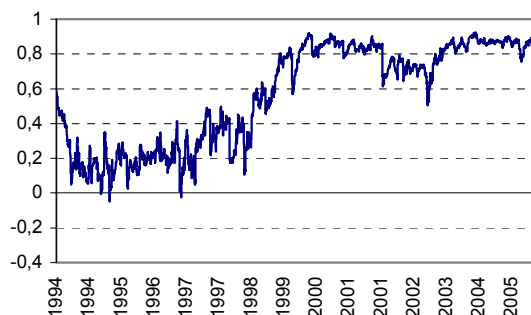
1.1.6 Konvergence měnových kurzů

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).¹⁶ Následující analýza používá bivariate GARCH model pro odhad korelace mezi kurzy české koruny, maďarského forintu, polského zlotého 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 5.

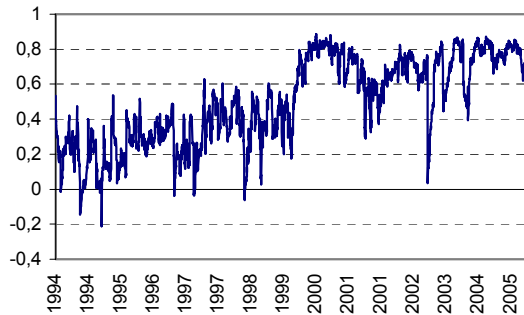
¹⁶ Aguilar a Hördahl (1998) vyjadřují pravděpodobnost přijetí jednotné měny eura v té době kandidátskými zeměmi EMU pomocí korelace kurzů jejich měn a německé marky (jako zástupné proměnné pro euro) k americkému dolaru. Horváth (2005) ukazuje, že stabilita dvou měn je do velké míry ovlivněna tím, do jaké míry tyto země splňují kritéria optimálních měnových zón.

Graf 5: Korelační koeficient měnových kurzů k americkému dolaru

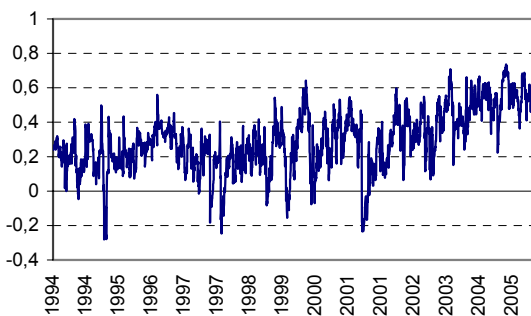
CZK/USD a EUR/USD



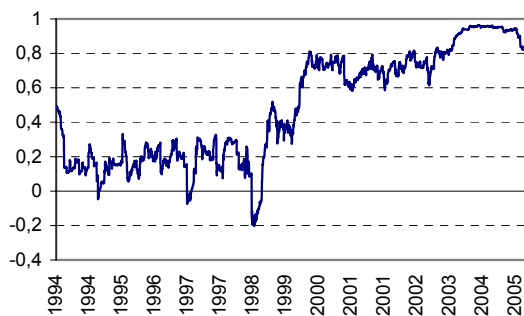
HUF/USD a EUR/USD



PLZ/USD a EUR/USD



SKK/USD a EUR/USD



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.

Pro hodnocení důležitosti kurzové konvergence by bylo přínosné srovnat výše uvedené výsledky s vývojem kurzů měn Rakouska, Portugalska a Řecka 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, Portugalska a Řecka byly v podstatě od roku 1985 navázány na německou marku,¹⁷ a proto by pozorovaná korelace měla být velmi blízko jedné, což je také daty potvrzeno.

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.

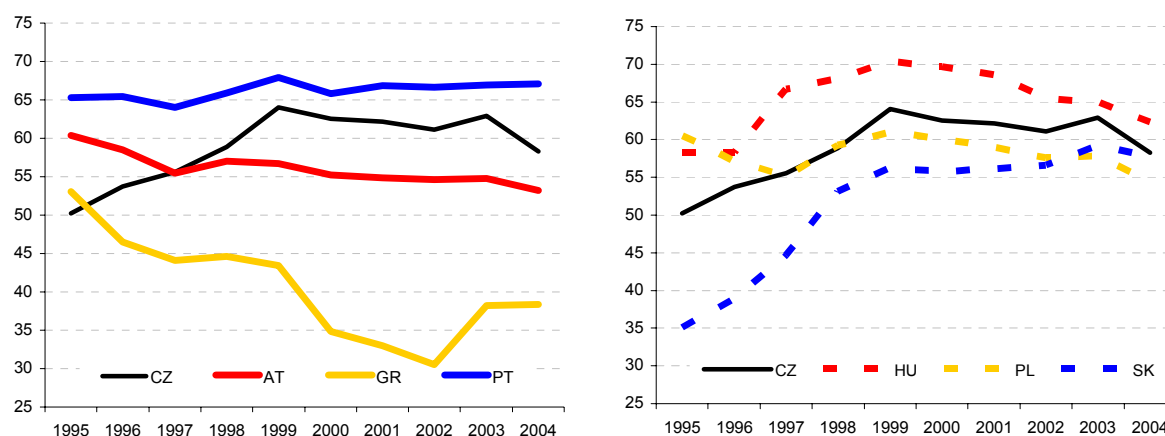
¹⁷ Od roku 1985 měly tyto země v podstatě fixní kurz, posuvné zavěšení či posuvné pásmo do ± 2 % vůči německé marce (Reinhart a Rogoff, 2004). Tato navázanost nepochybně snížila náklady i přínosy vstupu do eurozóny.

1.2.1 Otevřenost ekonomiky a její propojení s eurozónou

S vyšší ekonomickou otevřeností země roste váha obchodovatelného 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 s ostatními zeměmi jednotné měnové oblasti. Vyšší obchodní provázanost tak podporuje vyšší korelaci ekonomické aktivity v rámci jednotné měnové oblasti (Frankel a Rose, 1997). Na druhé straně, vyšší intenzita obchodních vztahů může vést k růstu specializace a tím menší symetrii ekonomického vývoje (Krugman, 1993). Analýza otevřenosti ekonomiky je proto důležitým doplňkem ostatních analýz strukturální sladění.

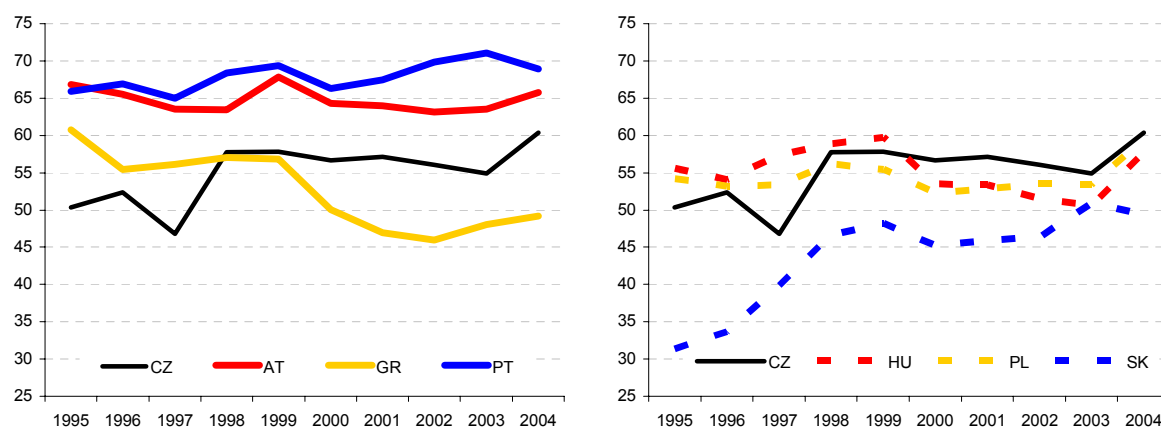
Vývoj **intenzity vzájemného obchodu** sledovaných zemí s eurozónou znázorňují Graf 6 a Graf 7. Z grafů vyplývá, že do roku 1999 docházelo k prohlubování a následné stabilizaci obchodní provázanosti nových zemí Evropské unie se zeměmi eurozóny jak na straně vývozu, tak na straně dovozu. V současnosti dosahují všechny sledované země vysokého stupně ekonomické integrace s eurozónou. Stupeň dosažené ekonomické integrace 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 i dovozu.

Graf 6: Podíl exportu do eurozóny na celkovém exportu, %



Zdroj: IMF (Direction of Trade Statistics), výpočet ČNB.

Graf 7: Podíl importu z eurozóny na celkovém importu, %



Zdroj: IMF (Direction of Trade Statistics), 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.¹⁸

Vlastnická provázanost s eurozónou je měřena jednak podílem přímých zahraničních investic z eurozóny na celkovém stavu přímých zahraničních investic ve sledovaných zemích (Tabulka 7) a jednak podílem přímých investic (PI) ze sledované země v eurozóně na celkovém stavu přímých investic ze sledované země v zahraničí (Tabulka 9). Navíc je srovnán relativní význam přímých investic ve srovnávaných zemích, který je měřen jejich podílem na HDP (Tabulka 8 a Tabulka 10).

¹⁸ Negativní poptávkový šok zasahující jednu zemi může být částečně kompenzován držbou diverzifikovaných investičních portfolií. Tímto způsobem může vedle veřejných transferů mezi zeměmi fungovat „soukromé pojištění“ proti případným asymetrickým šokům (De Grauwe, 2003).

Tabulka 7: Podíl přímých zahraničních investic z eurozóny na celkovém stavu PZI, %

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
CZ	.	.	78	76	79	78	77	82	79
AT	61	62	66	.	61	70	65	60	.
GR	.	.	.	88	.	.	67	69	64
PT	61	62	59	59	63	68	64	65	.
HU	68	64	65	69	.	.	58	55	.
PL	54	64	67	68	71	70	73	73	72
SK	67	.	72	.

Zdroj: OECD: Online Statistical Databases (International Direct Investment Statistics Yearbook), výpočet ČNB.

Tabulka 8: Podíl celkového stavu přímých zahraničních investic na HDP, %

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
CZ	13	14	16	24	30	39	45	52
AT	8	8	8	10	11	16	18	21
GR	.	.	.	11	13	11	11	12
PT	17	18	18	22	20	27	31	36
HU^a	53	50
PL	6	7	9	13	16	21	22	25
SK	.	.	.	11	14	22	27	35

Zdroj: OECD: Online Statistical Databases (International Direct Investment Statistics Yearbook), Eurostat, výpočet ČNB.

Poznámka: a) Z důvodu pravděpodobné chyby v databázi OECD jsou pro Maďarsko použita data Eurostatu.

Podíl přímých zahraničních investic na HDP se zejména v případě nových členských zemí Evropské unie rychle zvyšoval z relativně nízkých hodnot a v současnosti dosahuje vysoké úrovně. Většina přímých zahraničních investic ve srovnávaných zemích pochází z eurozóny, přičemž v případě České republiky je podíl přímých zahraničních investic z eurozóny na jejich celkovém stavu vůbec nejvyšší (bezmála 80 %).¹⁹

Tabulka 9: Podíl přímých investic do eurozóny na celkovém stavu přímých investic v zahraničí, %

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
CZ	19	13	10	12	25
AT	40	40	33	.	29	31	29	29	.
GR	12	19	19
PT	.	59	56	53	30	35	50	57	.
HU	29	23	.
PL	16	29	26	35	31	.	25	38	44
SK	16	.

Zdroj: OECD: Online Statistical Databases (International Direct Investment Statistics Yearbook), výpočet ČNB.

¹⁹ 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 pohybuje se v rozmezí 11 až 25 %, s výjimkou Rakouska (cca 7 %).

Tabulka 10: Podíl celkových přímých investic v zahraničí na HDP, %

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
CZ	1	1	1	1	1	1	2	2
AT	5	5	6	8	9	13	15	20
GR	.	.	.	2	3	5	6	7
PT	4	4	5	9	9	16	21	26
HU	3	3
PL	0	0	0	1	1	1	1	1
SK	.	.	1	2	2	2	2	2

Zdroj: OECD: Online Statistical Databases (International Direct Investment Statistics Yearbook), výpočet ČNB.

Vlastnická provázanost z opačné strany, tj. podíl přímých investic sledovaných zemí v zahraničí, dosahuje zejména v případě nových členů Evropské unie nevýznamných hodnot. Navíc (v případě nových členů Evropské unie) z tohoto nízkého stavu PI je pouze menší část investována v eurozóně.

Závěrem lze tedy konstatovat, že vlastnická provázanost s eurozónou prostřednictvím přímých zahraničních investic dosahuje v České republice velmi vysokých hodnot. Výrazně nižší vlastnické podíly mají čeští rezidenti v eurozóně, ale stejná vlastnická asymetrie platí také pro většinu srovnávaných zemí.

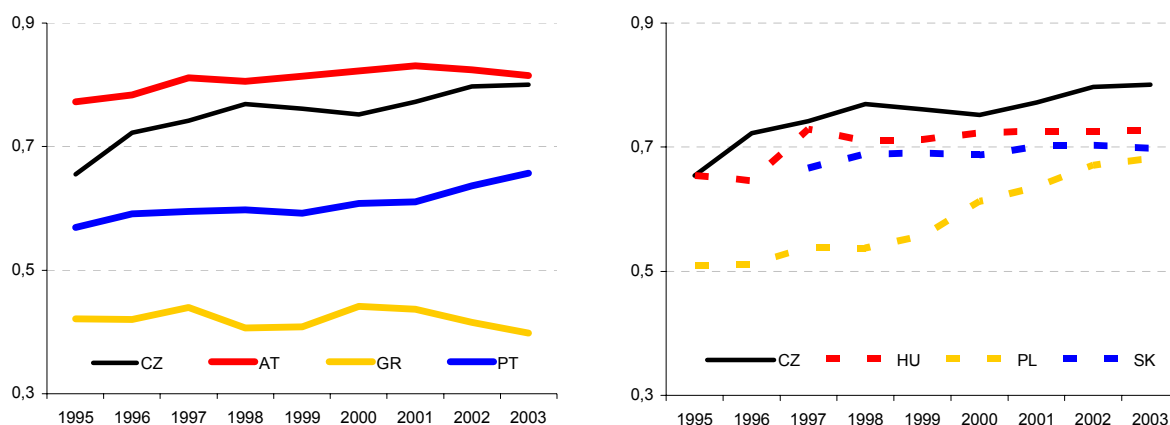
1.2.2 Vnitroodvětvový obchod

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.²⁰ 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 8.

²⁰ 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 8: Intenzita vnitroodvětvového obchodu



Zdroj: OECD: Online Statistical Databases (International Trade), výpočet ČNB.

Ve srovnání s vybranými členskými státy Evropské unie dosahuje podíl vnitroodvětvového obchodu České republiky vysokých hodnot a dokonce některé z nich výrazně převyšuje.²¹ Dosavadní vývoj přitom může implikovat další růst i do budoucna. 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 zemí uvažujících o účasti v měnové unii podobné. Podobná úroveň rozvoje a fungování finančního sektoru zvyšuje pravděpodobnost, že finanční sektory v obou ekonomikách budou shodně přenášet vnější ekonomické šoky i impulzy měnové politiky.²² K základním sledovaným charakteristikám patří hloubka a struktura finančního zprostředkování.

Český finanční sektor dosahuje v poměru HDP méně než 40 % velikosti finančních sektorů eurozóny, Rakouska a Portugalska a blíží se relativní velikosti řeckého finančního systému. **Hloubka finančního zprostředkování** v českých podmínkách je však větší, než je tomu v některých zemích středoevropského regionu, které společně vstoupily do Evropské unie. Aktiva finančního systému v poměru k HDP v ČR však pozvolna klesají z hodnoty 149 % v roce 1996 na 129 % v roce 2004 (Tabulka 11), což je důsledkem mírnějšího tempa jejich absolutního růstu v minulých letech.

²¹ Naše závěry se v tomto směru shodují s prací Fidrmuc (1999).

²² 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 11: Aktiva finančního systému / HDP (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	148,8	147,6	138,9	141,2	142,6	139,3	136,6	133,9	129,3
HU	70,5	77,9	78,1	80,0	81,2	83,2	86,4	95,3	102,1
PL	54,0	57,1	62,4	65,5	69,2	74,2	76,3	78,6	82,1
SK ^a	117,8	114,9	108,0	97,1	96,5	98,6	100,5	92,6	100,5
AT ^b	.	276,8	295,7	317,4	332,5	341,2	328,1	338,5	352,8
GR ^b	.	132,9	152,3	190,2	200,2	176,9	159,1	154,8	156,4
PT ^b	.	286,7	342,6	338,7	329,7	342,1	328,7	326,3	316,1
EU12 ^{b,c}	.	278,3	331,7	357,2	364,8	348,7	342,1	352,3	348,1

Poznámka: a) Bez penzijních fondů.

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

c) Vážený průměr.

Zdroj: ČNB, centrální banky - výměna dat, data na nekonsolidované bázi.

Pohled na podíl emitovaných úvěrů na HDP nabízí Tabulka 12, ze které vyplývá, že ČR zaostává v tomto ukazateli za sledovanými zeměmi eurozóny. Ve srovnání s Rakouskem a Portugalskem je objem úvěrů v relativním vyjádření (včetně vládního sektoru) až třikrát nižší.

Tabulka 12: Úvěry bank nebankovním klientům / HDP (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	59,6	61,9	56,2	51,5	48,9	42,1	39,3	40,2	40,0
HU ^a	22,1	24,3	24,2	26,0	30,4	31,9	33,5	38,5	41,6
PL ^a	21,2	23,2	24,8	27,8	29,1	28,6	26,6	27,1	25,8
SK ^a	58,5	54,7	51,8	48,7	43,7	33,5	31,2	32,9	33,4
AT	117,2	116,1	117,6	119,8	125,4	124,3	123,7	122,1	125,1
GR	34,1	35,9	41,7	45,3	54,4	62,3	67,1	71,7	77,2
PT	66,5	78,5	93,5	113,9	132,8	139,2	142,6	142,4	144,3
EU12 ^b	101,2	104,9	107,9	111,6	116,1	114,2	113,5	114,8	117,2

Poznámka: a) Úvěry nefinančnímu sektoru (bez vládního sektoru).

b) Vážený průměr.

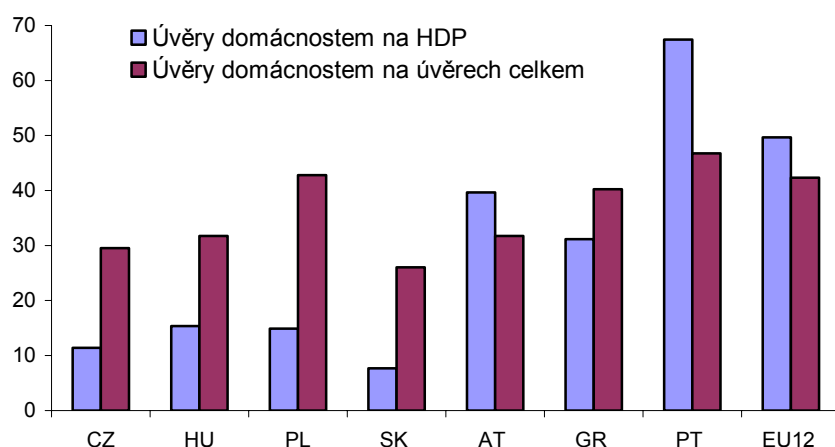
Zdroj: ČNB, centrální banky - výměna dat, data na nekonsolidované bázi.

Z hlediska důsledků pro transmisní mechanismus i stabilitu finančního systému se jako potřebné v posledních letech ukazuje zejména sledování poměrně dynamického vývoje **úvěrů domácnostem**. Podíl úvěrů poskytnutých bankami domácnostem na celkových úvěrech (viz Graf 9) roste a je v České republice zhruba na 70 % průměru eurozóny (v roce 2003 byl na 57 %), ve vztahu k HDP na 23 % průměru eurozóny (resp. na 20 % v roce 2003). Vysoký růst úvěrů ve vztahu k sektoru domácností nastal v některých stávajících zemích eurozóny (např. Portugalsko, Rakousko) a prozatím nevedl k problémům v jejich finančním systému.²³

²³ Tyto země signalizují mírné zlepšení podílu ohrožených úvěrů k celkovým úvěrům. V úvahu nejsou vzaty úvěry poskytnuté domácnostem nebankovními institucemi.

Graf 9: Bankovní úvěry domácnostem

(podíl na HDP a bankovních úvěrech celkem v roce 2004, %)



Zdroj: ČNB, centrální banky - zprávy, výměna dat.

Česká republika vykazuje **finanční strukturu**, ve které je zastoupeno 74 % bankovních aktiv. Tyto podíly jsou obdobné v Polsku (74 %) a v Maďarsku (81 %). Český finanční systém se svou strukturou blíží dalším evropským zemím; na aktivech finančního systému zemí eurozóny mají bankovní aktiva v průměru zhruba $\frac{3}{4}$ podíl, obdobně je tomu v Rakousku (Tabulka 13).

Tabulka 13: Aktiva bankovního sektoru / Aktiva finančního systému (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	78,8	82,1	81,4	80,0	81,0	77,5	75,9	74,0	74,1
HU	94,5	93,2	92,4	90,4	87,3	82,1	80,2	81,8	81,2
PL	94,5	93,4	92,4	90,3	87,4	84,9	80,0	76,4	74,1
SK^a	95,3	94,9	94,3	93,9	93,9	93,3	91,8	88,6	87,3
AT^b	.	82,3	81,0	78,0	77,5	77,8	76,6	76,3	76,0
GR^b	.	.	62,5	60,9	66,6	87,3	89,5	89,7	89,2
PT^b	.	82,6	83,8	83,0	83,2	84,0	83,3	81,9	80,9
EU12^{b,c}	74,5	72,6	73,5	72,5	76,4

Poznámka: a) Bez penzijních fondů.

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

c) Vážený průměr.

Zdroj: ČNB, centrální banky - výměna dat, data na nekonsolidované bázi.

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

2 PŘIZPŮSOBOVACÍ MECHANISMY

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

2.1 Fiskální politika

Fiskální politika může v případě asymetrického šoku působit stabilizačně buď vestavěnými stabilizátory nebo diskrečními opatřeními a tím do jisté míry nahradit chybějící přizpůsobovací kanály.

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 proticyklická 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“). Zároveň je nutné respektovat požadavky a závazky plynoucí z maastrichtských kritérií a Paktu stability a růstu, které do určité míry limitují možnost využití aktivní fiskální politiky (deficitů) pro stabilizaci v rámci hospodářského cyklu i při různých jiných ekonomických šocích.

Fiskální politika ovlivňuje ekonomický vývoj pomocí automatických stabilizátorů a diskrečních opatření. V současnosti převládá mezi ekonomy spíše pesimistický názor na možnost a vhodnost aktivní diskreční fiskální politiky (tj. vládou volně měnitelné). Je tomu tak zejména proto, že vládou zamýšlená opatření fiskální politiky obvykle díky různým druhům zpoždění začínají působit až v okamžiku, kdy daný šok přestává působit. Diskreční fiskální politika tak může často ekonomické prostředí destabilizovat. Typickým příkladem tohoto problému je riziko tzv. procyklické fiskální politiky, tj. fiskální politiky, která se snaží vyrovnávat ekonomický cyklus (ten lze považovat za jeden konkrétní typ ekonomického šoku), avšak vzhledem ke zmíněným zpožděním ve skutečnosti cyklus ještě zvýrazňuje.

Pravidla EU proto považují za optimální vyrovnané hospodaření vlády v rámci ekonomického cyklu a volné působení vestavěných automatických stabilizátorů, které mohou šoky tlumit bez nutnosti přijímat ad hoc opatření. Veřejné finance tak v období recese prostřednictvím deficitního hospodaření stimulují agregátní poptávku a v období expanze by ji měly vytvářením fiskálních přebytků naopak tlumit, aniž by docházelo k porušování maximálních dovolených schodků. Výše uvedené limity pro deficit vládního sektoru však nejsou zcela striktní, protože v případě skutečně silného ekonomického šoku lze fiskální politiku krátkodobě vychýlit i nad tyto limity.²⁴

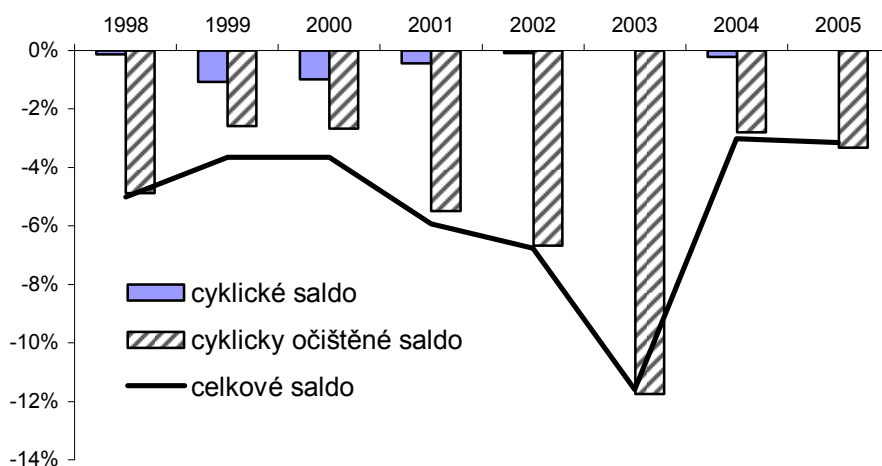
Stávající odhady²⁵ dekompozice salda vládního sektoru ČR na cyklickou a cyklicky očištěnou část (Graf 10) ukazují na skutečnost, že cyklická složka hrála v minulosti jen zanedbatelnou úlohu (a to v proticyklickém směru) a celkový schodek byl téměř totožný s cyklicky očištěnou složkou. Jinými slovy, stávající deficitnost vládního sektoru ČR je dána zejména strukturálními vlivy a nemá cyklickou povahu. Odstranění těchto necyklických vlivů je

²⁴ Historická zkušenost zemí, které již v EMU jsou, ukazuje, že ačkoliv většina z nich byla v období před vstupem schopna účinných fiskálních konsolidací, po vstupu uvolnila své veřejné finance, následkem čehož teď jejich deficity oscilují kolem hranice 3 % HDP nebo ji v některých případech překračují.

²⁵ Provedené na ESA95 datech metodou ESCB.

důležitou podmínkou pro schopnost dlouhodobě dodržovat Pakt stability a růstu. Fiskální politika ČR by se proto v období před vstupem do eurozóny měla orientovat na odstranění těchto strukturálních schodků.

Graf 10: Dekompozice fiskálního deficitu na cyklickou a strukturální část, % HDP



Poznámka: metoda ESCB, rok 2005 odhad ČNB.

2.1.2 Deficit a dluh vládního sektoru a prostor pro stabilizační fiskální politiku²⁶

Možnost fiskální politiky diskrečně nebo automaticky reagovat na neočekávané šoky je dána zejména prostorem mezi výší strukturálního schodku vládního sektoru a referenční hodnotou 3 % HDP a prostorem mezi výší veřejného dluhu a referenční hodnotou 60 % HDP. Následující Tabulka 14 shrnuje konsolidační strategie vybraných zemí v oblasti **deficitu vládního sektoru** pro roky 2004-2008 a přináší srovnání vlastních odhadů zemí prezentovaných v posledních Konvergenčních programech²⁷ (nečlenové EMU) a Programech stability (členové EMU) a odhadu Evropské komise.²⁸

²⁶ Veškeré zde uváděné hodnoty dluhu a deficitu jsou v metodice ESA95.

²⁷ Aktualizace z listopadu 2004

²⁸ Rozdíl mezi hodnotami pro rok 2004 v Konvergenčních programech a projekcí Evropské komise představuje odchylku v listopadu 2004 očekávané úrovně deficitu a ex post zjištěné úrovně deficitu v rámci jarní notifikace v roce 2005.

Tabulka 14: Deficit vládního sektoru (ESA95), v % HDP

	2004	2005	2006	2007	2008
CZ	5,2 (3,0)	4,7 (4,5) ^a	3,8 (4,0) ^a	3,3 ^a	<3,0
AT	1,3 (1,3)	1,9 (2,0)	1,7 (1,7)	0,8	0
GR	6,1 (6,1)	3,7 (4,5)	2,9 (4,4)	2,4	.
PT	. (2,9)	. (4,9)	. (4,7)	1,1	.
HU	4,5 (4,5)	3,8 (3,9)	3,1 (4,1)	2,4	1,8
PL	5,4 (4,8)	3,9 (4,4)	3,2 (3,8)	2,2	.
SK	3,8 (3,3)	3,8 (3,8)	3,9 (4,0)	3	.

Poznámka: Údaje bez závorek jsou převzaty z posledních Konvergenční programů a Programů stability, údaje v závorkách představují projekci Evropské komise z jara 2005.

a) ČNB aktuálně prognózuje deficit veřejných financí České republiky v r. 2005 ve výši 3,6 % HDP, v r. 2006 ve výši 3,0 % HDP a v r. 2007 ve výši 2,8 % HDP.

Zdroj: Konvergenční programy, Programy stability, Evropská komise, ČNB.

Z tabulky je možné učinit závěr, že všechny uvedené země kromě Rakouska by se v roce 2005 měly nacházet v nadměrných fiskálních deficitech. Přestože odhady jednotlivých vlád jsou ve většině případů optimističtější než odhady Evropské komise,²⁹ všechny země s výjimkou České republiky a Slovenska se zavazují snížit deficit pod 3,0 % nejpozději do roku 2007.

V posledních dvou letech působí ve směru konsolidace i realizovaná odchylka skutečného deficitu od deklarovaných záměrů. V roce 2004 se nenaplnila očekávání vlády o celkovém deficitu ve výši 5,2 % HDP a skutečnost byla znatelně lepší (fiskální deficit dosáhl referenční hodnoty 3 % HDP). Vláda doposud nedostatečně reagovala na značné nadhodnocení výdajových záměrů, které bylo identifikováno v minulosti, a toto nadhodnocení přenáší do dalších let, čímž vzdaluje rozpočtovou dokumentaci realitě. To naznačuje i dosavadní vývoj státního rozpočtu v roce 2005. Tato skutečnost však neznamená, že se Česká republika blíží ve fiskální oblasti stavu připravenosti na přijetí eura. Cílem by mělo být přivést veřejné rozpočty blízko vyrovnanosti tak, aby se vytvořil prostor pro očekávané efekty spojené s demografickým vývojem a zůstalo dostatečné pole působení pro stabilizační fiskální politiku v nepříznivých časech. Provedení dosud odkládaných zásadních reforem na výdajové straně je základním předpokladem dlouhodobé udržitelnosti veřejných rozpočtů (viz část 2.1.3).

Srovnání výhledu **hrubého konsolidovaného dluhu** přináší Tabulka 15, údaje jsou opět pro srovnatelnost převzaty z posledních Konvergenčních programů a Programů stability jednotlivých zemí.

²⁹ Vlastní odhady Řecka a EK se značně liší, což může být důsledkem problémů s vládní finanční statistikou této země.

Tabulka 15: Veřejný dluh (ESA95), v % HDP

	2004	2005	2006	2007	2008
CZ	38,6 ^a	38,3 ^b	39,2 ^b	40 ^b	.
AT	64.2	63.6	63.1	61.6	59.1
GR	110.5	108	103.9	99.9	.
PT
HU	57.3	55.3	53	50.6	48.3
PL	45.9	47.6	48	47.2	.
SK	43	44.2	45.3	45.5	.

Poznámka: a) Hodnota odpovídá očekávání z listopadu 2004, ex post byla zjištěna úroveň 37,4 %.

b) ČNB aktuálně prognózuje vládní dluh České republiky na r. 2005 ve výši 35,8 % HDP, v r. 2006 ve výši 36,1 % HDP a v r. 2007 ve výši 36,7 % HDP.

Zdroj: Public Finance in EMU 2005.

Hrubý konsolidovaný dluh českého vládního sektoru dosáhl v roce 2004 hodnoty 37,4 % HDP a byl nejnižší v rámci srovnávaných zemí, i přes značnou dynamiku nárůstu dluhu v minulých letech.³⁰ Výhled do roku 2006 zůstává relativně příznivý, přestože je očekáván nárůst podílu dluhu na HDP. V relativním vyjádření bude nárůst veřejného dluhu z titulu rozpočtových deficitů tlumen dynamikou růstu nominálního HDP. Česká republika tak zůstane velmi pravděpodobně i nadále pod úrovní všech šesti zemí, které jsou uvedeny v Tabulce 16.

Dluhová služba bude díky rostoucímu objemu dluhu a pravděpodobnému růstu úrokových sazeb do budoucna narůstat. V roce 2004 při dluhu 37,4 % HDP a historicky nejnižších úrokových sazbách činila dluhová služba cca 1,3 % HDP. Kromě efektu úrokových sazeb hrál příznivou úlohu i fakt, že část dluhu není tržně financována (dluh v metodice ESA95 obsahuje např. i poskytnuté státní garance). Dluh vyjádřený v ESA95 lze tedy chápat jako předstihový ukazatel pro výši v budoucnu státem emitovaných cenných papírů. Zatímco nyní je dluh v ESA95 zhruba dvojnásobný oproti objemu vydaných vládních cenných papírů (a přijatých úvěrů), vzhledem k relativně pomalému tempu snižování schodku a předpokládanému poklesu objemu existujících vládních garancí, lze očekávat, že celkový objem emitovaných cenných papírů se bude časem přibližovat hodnotě dluhu ESA, čímž naroste výše dluhové služby. Urychlení konsolidace veřejných financí je tak nutné i proto, aby nedošlo k dalšímu růstu mandatorních výdajů spojených s dluhovou službou.

2.1.3 Dlouhodobá udržitelnost veřejných financí

Dlouhodobá udržitelnost veřejných financí je základním předpokladem jejich stabilizačního působení na ekonomiku. Prakticky všechny země EU jsou vystaveny problému stárnutí populace a očekávaným růstem 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 extrapolaci³¹ vývoje dluhu vládního sektoru (do roku 2050) provedenou Evropskou komisí obsahuje Tabulka 16.

³⁰ Veřejný dluh se za posledních 8 let prakticky ztrojnásobil a česká ekonomika tak částečně ztratila jednu ze svých komparativních výhod.

³¹ Předpoklady této extrapolace jsou uvedeny v metodické části.

Tabulka 16: Hrubý dluh v % HDP

	2010	2030	2050
CZ	41	83	306
AT	54	16	-19
GR	96	120	347
PT	.	.	.
HU	46	47	83
PL	45	-8	-69
SK	43	29	52

Zdroj: Evropská komise.

Přestože se jedná pouze o zjednodušenou simulaci, indikuje v případě České republiky a Řecka narůstání fiskálních problémů z titulu demografických změn. Naopak Polsko a Rakousko se v horizontu do roku 2050 mohou dostat k přebytku důchodového systému. Stávající trajektorie výdajů spojených se stárnutím v České republice se jeví jako dlouhodobě neudržitelná a v případě absence nutných reforem důchodového a zdravotního systému a trhu práce pravděpodobně povede k úrovni dluhu nad 80 % HDP v roce 2030. To je ostatně v souladu i s výstupem Výkonného týmu pro přípravu podkladů pro rozhodnutí o důchodové reformě v ČR, který ve své Závěrečné zprávě upozorňuje na nezbytnost důsledné reformy českého důchodového systému.

2.1.4 Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU

S členstvím v Evropské unii je spojena možnost využívat finanční prostředky z rozpočtu EU. Každý členský stát je současně povinen do rozpočtu EU přispívat. Rozdíl mezi celkovými příjmy z rozpočtu a odvody do rozpočtu EU je označován jako čistá pozice členského státu. Dosažení kladné čisté pozice neznamená z pohledu veřejných rozpočtů automatické zlepšení salda hospodaření, neboť zatímco na výdajové straně veřejných rozpočtů se projeví celková výše plateb do rozpočtu EU včetně spolufinancování všech projektů, na straně příjmů rozpočtu se projeví pouze ta část finančních prostředků, která bude poskytnuta na projekty veřejného sektoru a kompenzační platby. Obecně lze však v důsledku přílivu finančních prostředků z EU očekávat pozitivní stimul pro ekonomiku, a to především v oblasti investiční aktivity.

Česká republika dosáhla v roce 2004 čisté pozice ve výši 6,4 mld. Kč. Této kladné čisté pozice bylo ovšem dosaženo pouze díky inkasování zálohových plateb na projekty hospodářské a sociální soudržnosti a tzv. rozpočtových kompenzací. Aktuální údaje o skutečném čerpání finančních prostředků konečnými příjemci ukazují, že náběh čerpání zdrojů z Evropské unie je v České republice velmi pozvolný, a to mimo jiné z důvodu zdlouhavého procesu výběru projektů stejně jako postupného doladování institucionálního prostředí. Zpoždění v čerpání strukturálních fondů bylo v minulosti pozorováno i u některých dalších členských zemí. V následujících letech lze však podle předpokladů Ministerstva financí ČR očekávat relativně výrazný nárůst čerpání prostředků z EU (resp. nárůst čisté pozice), který se nejvýrazněji projeví pravděpodobně mezi roky 2007 a 2008. Celkovou hodnotu a strukturu realizovaných a očekávaných toků finančních zdrojů mezi Evropskou unií a Českou republikou v letech 2004-2013 uvádí Tabulka 17.³²

³² Očekávané finanční toky z fondů Evropské unie jsou zahrnuty v Konvergenčním programu pro období, které pokrývá, a Tabulka 14 je už obsahuje.

Tabulka 17: Předpokládané finanční toky z titulu členství České republiky v EU (v mld. Kč) a odhad jejich dopadu do ekonomiky

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Celkové příjmy										
z titulu členství v EU	25,0	37,8	37,5	61,1	119,2	130,5	114,9	126,0	135,1	141,2
Předvstupní nástroje	5,0	2,0	0,9							
Zemědělství	2,9	14,2	15,2	22,3	27,1	27,6	29,9	33,1	36,3	33,4
Strukturální akce	6,2	12,1	14,7	37,8	91,3	102,3	84,4	92,3	98,8	107,8
Vnitřní politiky	0,3	0,2	0,3	0,4	0,2	0,1				
Kompenzace	10,6	8,9	5,9							
Ostatní		0,3	0,5	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6		
Celkové platby										
z titulu členství v EU	18,6	30,5	34,2	36,2	37,8	38,7	39,1	40,8	42,6	44,4
Čistá pozice	6,4	7,3	3,3	24,9	81,4	91,9	75,9	85,2	92,6	96,8
Čistá pozice v % HDP	0,2	0,2	0,1	0,7	2,2	2,3	1,8	1,9	1,9	1,9
Impulz v p.b. HDP		0,01	-0,09	0,38	0,91	0,07	-0,32	0,06	0,02	-0,03

Poznámka: Údaje za rok 2004 = skutečnost; platby vlastních zdrojů do EU jsou do roku 2006 odhadnuty dle současného systému, pro programovací období 2007-2013 se vychází z předpokladu, že rozpočet EU bude stanoven na úrovni 1 % HNP EU.

Zdroj: Ministerstvo financí ČR (podklad pro jednání s Evropskou komisí, červenec 2005) a ČNB.

Příliv prostředků z EU bude po roce 2007 dosahovat až cca 3 – 3,5 % HDP a bude se blížit k limitní hranici 4 %. Do rozpočtu EU bude zároveň odváděno přibližně 1 % HDP. Očekávané čisté roční příjmy z fondů EU se tak od roku 2008 pohybují kolem 2 % HDP a představují tak silný dodatečný ekonomický impulz.³³ Tento impulz by do jisté míry mohl vést k přehřívání ekonomiky (zejména sektorů spojených s infrastrukturními investicemi) a k mzdovým a inflačním tlakům.

Cílem následující analýzy je zkoumat dopady uvedeného zvýšení finančních toků z EU do české ekonomiky na makroekonomickou stabilitu. K analýze dopadů nárůstu finančních toků z EU je využita metoda, která je aplikována při propočtu fiskálního impulzu v rámci prognostického aparátu ČNB (blíže viz metodická část). Odhad impulzu, který zohledňuje náběh čerpání finančních prostředků z EU dle předpokladů ministerstva financí, se vyvíjí v souladu s vývojem čisté pozice České republiky vůči rozpočtu Evropské unie, tzn. že je v roce 2008 významně pozitivní (viz poslední řádek Tabulky 17). Simulace dopadů tohoto impulzu do ekonomiky je provedena v čtvrtletním predikčním modelu ČNB, přičemž základním scénářem je makroekonomická prognóza ČNB z července 2005. Analýza se zaměřuje zejména na krátkodobé a střednědobé poptávkové dopady tohoto impulzu; dopady na nabídkovou stranu ekonomiky jsou očekávány spíše až v dlouhém horizontu.³⁴ Je rovněž předpokládáno, že příliv finančních prostředků nebude mít přímý vliv na měnový kurz z titulu směny eur do korun.

Na základě výše uvedené metodiky byl odhadnut dopad dodatečného impulzu z titulu přílivu finančních prostředků z Evropské unie na vývoj inflace, mezery výstupu, kurzu české koruny vůči euru a implikovanou trajektorii úrokových sazeb. Tabulka 18 uvádí pro každý rok odchylky jednotlivých veličin od jejich hodnot v základním scénáři červencové prognózy ČNB. Simulace předpokládá, že uvedený scénář náběhu čerpání zdrojů z Evropské unie je všeobecně očekáván.

³³ Evropské prostředky musí být dodatečné, tj. nesmí nahradit národní výdaje do oblasti hospodářské a sociální soudržnosti, které v budoucnu nesmí poklesnout pod výchozí úroveň (princip adicionality).

³⁴ Z důvodu nejistoty spojené s objemem a strukturou investic financovaných evropskými fondy neodhadujeme změny v růstu potenciálního produktu oproti základnímu scénáři.

Tabulka 18: Dopad dodatečného impulzu z titulu přílivu finančních prostředků z EU (odchyly od základního scénáře červencové prognózy ČNB)

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Inflace (v p. b.)	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0
3M PRIBOR (v p. b.)	0,0	-0,1	-0,2	0,1	0,2	-0,1	-0,1	0,0	0,1
Mezera výstupu (v p. b.)	0,0	0,0	0,3	0,6	-0,1	-0,7	-0,2	0,1	0,0
Kurz CZK/EUR (v Kč)	0,0	0,0	-0,3	-0,6	-0,4	0,0	0,1	0,0	0,0

Zdroj: Výpočet ČNB.

Simulace ukazuje, že významně kladné impulzy, které v souvislosti s přílivem finančních prostředků z EU česká ekonomika zaznamená v roce 2007 a 2008, zvýší poptávkové inflační tlaky, které se odrazí do mezery výstupu. Vývoj inflace v simulovaném scénáři je v důsledku reakce měnové politiky téměř totožný se základním scénářem v celém období. Intenzita reakce úrokových sazeb, měnového kurzu a inflace není tak vysoká, aby ohrozila členství České republiky v systému ERM II a plnění konvergenčních kritérií. Výsledky uvedené simulace je však nutno brát pouze jako orientační a podmíněné stanovenými předpoklady.

Výsledky nicméně ukazují, že při koordinaci s ostatními makroekonomickými politikami může měnová politika přispět ke zvládnutí makroekonomických dopadů tohoto přílivu pomocí standardních nástrojů a že riziko výrazného pohybu úrokových sazeb, měnového kurzu a inflace by mohlo nastat jen v případě souběžného výskytu dalších šoků působících stejným směrem.

2.2 Pružnost mezd a cen

Jedním z předpokladů úspěšného fungování v měnové unii je schopnost ekonomiky efektivně vstřebávat šoky, na které nemůže reagovat společná měnová politika. Tato schopnost závisí mimo jiné na možnosti přizpůsobení reálných mezd a cen. Právě toto přizpůsobení je totiž podnětem pro ekonomické agenty, aby změnili své chování ve směru odpovídajícímu 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 vysoké míry zaměstnanosti. Následující analýza hodnotí schopnost české ekonomiky tlumit dopady šoků pomocí přizpůsobení reálných mezd. Míra reálného přizpůsobení mezd změnám v nezaměstnanosti, t.j. 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 1995-2004. Tabulka 19 obsahuje shrnutí výsledků.³⁵

³⁵ Vzhledem k přítomnosti strukturálního zlomu ve zkoumaném vztahu pro Českou republiku i některé další země nejsou výsledky za celkové sledované období vypovídající.

Tabulka 19: Elasticita mezd na míru nezaměstnanosti

	1995-1999	2000-2004
CZ	-0,031 ***	-0,008
AT	0,013	-0,017
GR	-0,078 ***	0,171
PT	0,006	-0,020
HU	0,059 *	-0,001
PL	0,020	-0,013
SK	-0,046 **	0,041

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

Zdroj: Výpočet ČNB.

Výsledky analýzy naznačují, že Česká republika zaznamenala pokles pružnosti mezd (elasticita se zmenšila z -0,031 pro období 1995-1999 na statisticky nevýznamnou hodnotu blízkou nule pro období 2000-2004). Situace je velice podobná na Slovensku a v Řecku (pokles elasticity z -0,046, resp. z -0,078 na nevýznamnou hodnotu) a za poslední období je pružnost mezd nevýznamná u všech uvedených zemí. Odhady naznačují, že na rozdíl od Maďarska, Polska, Rakouska a Portugalska, kde mzdy zřejmě neplnily přizpůsobovací roli po celé sledované období, v České republice, na Slovensku a v Řecku došlo k poklesu pružnosti až v posledních letech.

2.2.2 Míra přizpůsobení regionálních reálných mezd regionální míře nezaměstnanosti - Mzdová křivka

Doplňující pohled na pružnost mezd poskytují odhady mzdové křivky, které měří pružnost reálných mezd z pohledu míry přizpůsobení úrovně regionálních mezd podle výše regionální nezaměstnanosti (Nickell, 1997). Nižší hodnota koeficientu v absolutní hodnotě znamená, že vazba mezi regionální nezaměstnaností a výší mezd je slabá, přičemž teoreticky lze očekávat pohyb koeficientu v záporné oblasti. Blanchflower, Oswald (1994) zjistili, že koeficient logaritmu regionální míry nezaměstnanosti je v řadě vyspělých a reformujících se zemí záporný na úrovni kolem -0,1.³⁶

Tabulka 20 (Galuščák a Mních, 2005a) pro období 1994-2001 ukazuje, že pružnost mezd (koeficient β) je podobná jako v jiných zemích Evropské unie. Pružnost mezd se ve sledovaném období pohybovala v intervalu -0,08 až -0,13 s výjimkou cyklicky podmíněného oslabení pružnosti mezd v období ekonomické recese 1997-1999 (sloupce 5 až 7 tabulky). Lze tedy říci, že v souladu s teorií efektivnostních mezd (Shapiro, Stiglitz, 1984) jsou mzdy v české ekonomice formovány v závislosti na výši regionální, zejména krátkodobé, nezaměstnanosti. Statisticky nevýznamné snížení pružnosti mezd v období od roku 1999 může mít souvislost s výrazným růstem dlouhodobé nezaměstnanosti na konci 90. let. Jestliže bude v dalším období pokračovat růst dlouhodobé nezaměstnanosti, může dojít ke snížení pružnosti reálných mezd.³⁷

³⁶ Blanchflower (2001) odhaduje mzdovou křivku pro 23 zemí střední a východní Evropy v období 1990-1997.

³⁷ Kromě dlouhodobé nezaměstnanosti může být pružnost mezd ovlivněna institucionálním rámcem kolektivního vyjednávání. V oblasti nízkých mezd je faktorem pružnosti mezd úroveň minimální mzdy a systém daní a dávek (viz část 2.3.3).

Tabulka 20: Vývoj mzdové křivky v ČR

Mzdová křivka v ČR (1993-2001)

	1994-2001	1994-2001	1994-1995	1995-1996	1996-1997	1997-1998	1998-1999	1999-2000	2000-2001
β	-0.086*** (0.022)	-0.112*** (0.033)	-0.105*** (0.033)	-0.125** (0.043)	-0.052 (0.047)	-0.017 (0.033)	-0.058 (0.060)	-0.114*** (0.040)	-0.081*** (0.032)
$\beta \cdot d_1$		0.095** (0.047)							
$\beta \cdot d_2$		0.029 (0.048)							
N	74	74	73	73	74	74	74	74	74
NT	589	589	146	146	147	148	148	148	148
F statistika	3104***	2327***	3085***	3443***	4551***	1741***	1149***	874***	1166***

Poznámky: Odhady metodou 2SLS, $d_1=1$ pro období 1997-1998, $d_2=1$ pro období 1999-2001; míra nezaměstnanosti je instrumentována; * významné na 10%, ** 5%, *** 1% hladině významnosti; robustní standardní odchylky, časové dummy proměnné nejsou uvedeny.

Zdroj: Galuščák a Münich (2005a).

2.2.3 Pružnost cen

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 strnulější, čím déle skutečné inflaci trvá návrat k rovnovážné inflaci. Vzhledem k použité metodologii výsledné hodnoty inflační perzistence leží mezi 0 a 1. Čím blíže jsou hodnoty k jedné, tím je inflace strnulější.

Hodnoty ukazatele inflační perzistence pro období 1998-2004 znázorňuje Tabulka 21. 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.

Tabulka 21: Inflační perzistence

	CZ	PL	SK	HU	PT	AT	GR
Inflační perzistence	0,95	0,95	0,93	0,88	0,87	0,83	0,83

Zdroj: Výpočet ČNB.

2.3 Pružnost trhu práce

Přizpůsobení na trhu práce je významným vyrovnávacím procesem, jehož důležitost, podobně jako přizpůsobení mezd a cen, roste při nižší efektivitě kurzového vyrovnávacího procesu a měnové politiky. Negativní dopady asymetrických šoků mohou být na trhu práce tlumeny vedle přizpůsobení mezd (viz část 2.2) zejména změnami v zaměstnanosti. Pružnost trhu práce je vedle flexibility pracovní síly do značné míry také určena 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 22 uvádí vývoj míry **dlouhodobé nezaměstnanosti** ve sledovaných zemích. Koncem 90. let se tento ukazatel pro Českou republiku výrazně zhoršil a v roce 2004 byla míra dlouhodobé nezaměstnanosti vyšší než v Maďarsku, Rakousku a Portugalsku. 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 23).³⁸ Zvýšení dlouhodobé nezaměstnanosti je způsobeno zejména snižujícími se odtoky z nezaměstnanosti (Galuščák, Münich, 2005b) a je indikátorem zhoršení pružnosti trhu práce. Nižší odtoky z nezaměstnanosti mohou souviset například s nastavením systému daní a dávek, který zřejmě neobsahuje dostatečně motivační prvky v oblasti hledání zaměstnání (viz část 2.3.3).

Tabulka 22: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti, %

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

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

Zdroj: Eurostat.

Tabulka 23: Podíl dlouhodobě nezaměstnaných, %

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	32	37	50	53	51	49	51
AT	.	.	25	.	30	26	29
GR	55	55	57	53	53	56	55
PT	46	42	44	39	36	33	43
HU	51	48	48	45	45	41	45
PL	48	.	45	50	54	55	54
SK	53	48	55	58	65	66	64

Poznámka: Podíl dlouhodobě nezaměstnaných (12 a více měsíců) a všech nezaměstnaných v metodice ILO. Údaje ve 2. čtvrtletí roku.

Zdroj: Eurostat.

Regionální rozdíly v nezaměstnanosti lze kvantifikovat pomocí variačního koeficientu pro oblasti (NUTS 2) a kraje (NUTS 3). Tabulka 24 ukazuje, že regionální rozdíly míry nezaměstnanosti jsou v České republice ve srovnání s ostatními zeměmi vysoké a v období 1999-2002 rostly. Mírné snížení tohoto ukazatele v roce 2003 může mít důvod cyklickém

³⁸ 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 dlouhodobě 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 Münich, 2003).

vývoji ekonomiky. Dlouhodobě vysoké regionální rozdíly nezaměstnanosti v ČR naznačují nízkou pružnost trhu práce v oblasti mobility obyvatelstva.³⁹

Tabulka 24: Variační koeficient míry nezaměstnanosti

	Regiony NUTS 2					Regiony NUTS 3				
	1999	2000	2001	2002	2003	1999	2000	2001	2002	2003
CZ	33	39	39	44	42	39	44	44	48	45
AT	29	33	36	43	43	31	36	39	44	44
GR	14	15	16	16	16	14	15	16	16	16
PT	11	30	29	31	30	11	30	29	31	30
HU	35	32	30	32	33	.	36	34	36	37
PL	23	19	18	17	16	36	38	36	27	26
SK	27	27	24	23	27	31	29	28	31	36

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

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

Zdroj: Eurostat.

Výše **strukturální nezaměstnanosti** je hodnocena pomocí indexů strukturální nezaměstnanosti (Tabulka 25), které vyjadřují regionální nesoulad mezi počtem nezaměstnaných a počtem volných pracovních míst. Z výsledků je patrné, že regionální rozdíly v míře nezaměstnanosti jsou do značné míry dány strukturálním nesouladem mezi nabídkou a poptávkou práce. Počet nezaměstnaných by byl v České republice v roce 2004 o 39,4 % nižší, kdyby se nezaměstnaní přestěhovali za volnými pracovními místy, případně se requalifikovali. Ukazatel strukturální nezaměstnanosti se od roku 1999 zvýšil a dosahuje úrovně srovnatelné se Slovenskem. Zároveň je výrazně vyšší než v Rakousku.

Tabulka 25: Strukturální nezaměstnanost

	index	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	I1	33,9	35,2	35,9	34,1	35,5	39,4
	I2	1,8	1,9	1,9	1,9	1,9	2,0
AT	I1	28,2	27,2	31,2	32,6	30,7	28,2
	I2	1,1	1,0	1,3	1,2	1,3	1,2
SK	I1	41,5	40,7	38,6	40,5	39,7	37,4
	I2	3,5	3,0	3,5	3,6	3,3	3,0

Poznámka: Údaje ke konci roku, % počtu nezaměstnaných (I1), % pracovní síly (I2).

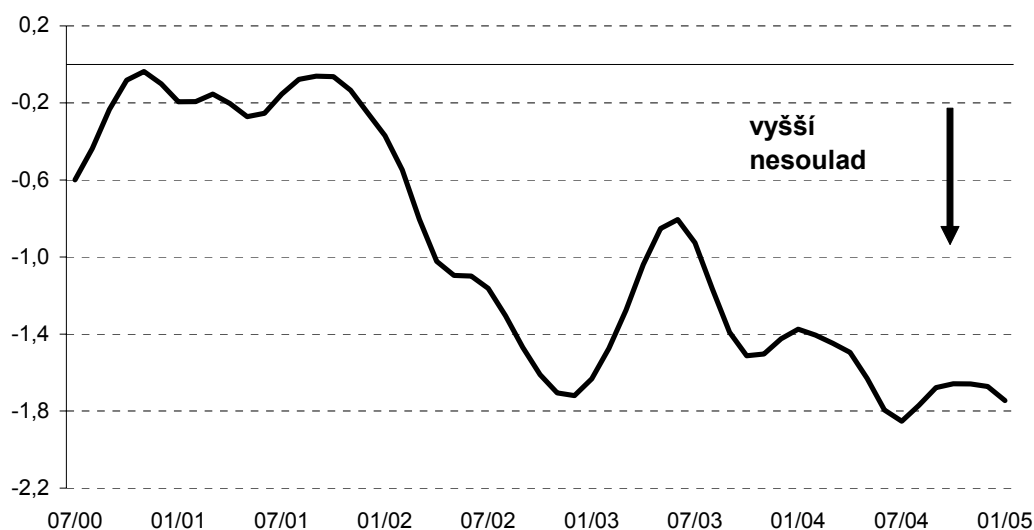
Zdroj: Úřady práce, vlastní výpočty.

Změny strukturální nezaměstnanosti lze zkoumat pomocí agregátních fixních efektů párovací funkce. Z vývoje agregátních fixních efektů párovací funkce (Graf 11) není patrné zlepšení nesouladu mezi volnými pracovními místy a nezaměstnanými v průběhu roku 2004 a 2005, a to ani v důsledku platnosti nového zákona o zaměstnanosti z října 2004. Dlouhodobě stabilní vysoký regionální nesoulad mezi počtem nezaměstnaných a počtem nabízených

³⁹ Regionální rozdíly míry nezaměstnanosti odrážejí rozdíly ve struktuře pracovní síly podle věku, pohlaví, vzdělání a kvalifikace. Podle OECD (2000) byla v ČR v roce 1998 vysoká část (58%) regionální variace nezaměstnanosti vysvětlena rozdíly ve vzdělání pracovní síly (v Maďarsku 50 % a v jiných srovnávaných zemích méně). Určitý vliv na regionální rozdíly v nezaměstnanosti má počáteční sektorová specializace jednotlivých regionů a vliv bytové politiky (regulace nájmu, podpora osobního vlastnictví, OECD 2004c, OECD 2005a).

pracovních míst, který je zřejmý z indexů strukturální nezaměstnanosti a z odhadů párovací funkce, signalizuje nižší pružnost na trhu práce v segmentu mobility obyvatelstva.

Graf 11: Agregátní fixní efekty párovací funkce



Poznámka: Sezónně očištěné fixní efekty za období leden 2000 - červenec 2005.

Každý bod na vodorovné ose reprezentuje střed 13měsíčního období odhadu párovací funkce.

Například bod s označením červenec 2004 reprezentuje průměrnou hodnotu fixních efektů za období leden 2004 - leden 2005.

Zdroj: Vlastní výpočet, metodologie převzata z Galuščák a Műnich (2005b).

Příčinou vysokých regionálních rozdílů nezaměstnanosti v České republice může být nízká regionální mobilita. **Objem vnitřního stěhování** (Tabulka 26) je v České republice sice vyšší než na Slovensku, ale nižší než v Rakousku. Tento ukazatel se pro Českou republiku téměř nemění a nezměnil se významně ani po vstupu do EU.

Tabulka 26: Vnitřní stěhování

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	19,6	19,4	20,0	21,9	20,7	21,2
AT	32,6	31,9	34,4	.	.	.
SK	14,6	14,2	14,8	16,7	15,7	.

Poznámka: Objem vnitřního stěhování na 1000 obyvatel. Časová řada je ovlivněna sčítáním lidu, které proběhlo v těchto zemích v roce 2001.

Zdroj: Statistické ročenky, vlastní výpočty.

2.3.2 Mezinárodní mobilita pracovní síly

2.3.2.1 Zahraniční stěhování

Mezinárodní mobilita může být podle teorie optimálních měnových zón důležitým kanálem schopnosti ekonomiky vstřebávat asymetrické šoky, zejména dlouhodobějšího charakteru, prostřednictvím změn v relativních mzdách mezi regiony a ovlivňováním cenové konkurenceschopnosti.

Obyvatelé České republiky se málo stěhují nejen v rámci ČR, ale i za hranice země. Ve vybraných zemích EU po roce 2000 žilo jen 0,49 % populace ČR, zatímco v případě Slováků to bylo 0,58 % populace, Maďarů 0,75 % a Poláků 0,99 % (Alvarez-Plata, Brucker, Siliverstovs, 2003).⁴⁰

Z údajů o evidované mezinárodní mobilitě je zřejmé, že zatímco se počet vystěhovalých z ČR po roce 2001 zvýšil, po vstupu do EU v roce 2004 zatím dále významně nerostl (Tabulka 27). Údaje o mezinárodní mobilitě nejsou plně mezinárodně srovnatelné z důvodů různých metodik sběru dat. Přesto lze říci, že počet vystěhovalých je v České republice patrně nižší než v Rakousku.⁴¹ Ve srovnání s Rakouskem je v České republice nižší i počet přistěhovalých osob. Zatímco v roce 2001 bylo v České republice méně přistěhovalých než v Maďarsku, zmírnění administrativních překážek v průběhu roku 2001 se odrazilo ve výrazném nárůstu přistěhovalých. V roce 2002 se do ČR přistěhovalo v přepočtu na 10 000 obyvatel téměř třikrát více osob než do Maďarska. Data o evidované mezinárodní mobilitě však poskytují pouze omezený popis mezinárodní mobility. Krátká časová řada dat a vliv vstupu do Evropské unie navíc neumožňují analyzovat, zda mezinárodní mobilita české populace reaguje na ekonomické šoky.

⁴⁰ 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.

⁴¹ Zatímco ČSÚ sleduje osoby s trvalým pobytem nebo držitele dlouhodobých víz nad 90 dnů, v Rakousku jsou sledovány osoby, které jsou držiteli povolení k pobytu a které zamýšlejí zůstat v zemi nejméně 6 týdnů, tj. 42 dnů. Údaje o vystěhovalých osobách z Maďarska nezahrnují osoby, kterým skončila platnost povolení k pobytu. Nejlépe srovnatelné jsou v Tabulce 27 údaje za přistěhovalé osoby do ČR a do Maďarska v metodice OECD.

Tabulka 27: Mezinárodní migrace (počet osob na 10000 obyvatel)

	Zdroj	2001	2002	2003	2004
Přistěhovalí					
CZ	OECD	11	43	.	.
	Statistický úřad	13	44	59	52
AT	OECD	93	.	.	.
	Statistická ročenka	112	.	.	.
HU	OECD	20	15	.	.
Vystěhovalí					
CZ	OECD	20	30	.	.
	Statistický úřad	21	32	34	34
AT	OECD	63	.	.	.
	Statistická ročenka	91	.	.	.
HU	OECD	2	2	.	.

Poznámky:

ČR: osoby s trvalým pobytem nebo držitelé dlouhodobých víz nad 90 dnů (OECD: z toho jen osoby s pobytem delším než 1 rok, Statistická ročenka: všechny osoby s vízy nad 90 dnů). V polovině roku 2001 byly zmírněny přísné administrativní podmínky pro přistěhovalé, které platily od roku 2000.

Maďarsko: osoby s pobytem delším než 1 rok a zároveň držitelé povolení k dlouhodobému pobytu.

Údaje za vystěhovalé osoby nezahrnují osoby, kterým skončila platnost povolení k pobytu.

Rakousko: držitelé povolení k pobytu, kteří zamýšlejí zůstat nejméně 6 týdnů. (Statistická ročenka: všechny evidované osoby.)

Zdroj: OECD (2005c), Národní statistické úřady.

Sociologické průzkumy potvrzují, že Češi, Maďaři a Slováci mají v průměru nižší **sklon k zahraničnímu stěhování** než Poláci (Tabulka 28). Zatímco v ČR, 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.⁴² Simulace vlivu přechodných období ukazuje, že omezení volného pohybu osob ve starých zemích Evropské unie bude mít zřejmě velmi malý vliv na migraci v počátečním období po rozšíření EU v roce 2004 (Alvarez-Plata, Brucker, Siliverstovs, 2003). Typickými představiteli potenciálních migrantů jsou mladí jednotlivci s vyšším vzděláním (Krieger, 2004). Mezinárodní mobilita je podle údajů o evidované mobilitě i podle sociologických průzkumů v ČR zřejmě na podobné úrovni jako v Maďarsku a zároveň nižší než v Rakousku. Údaje o postojích k mezinárodní mobilitě naznačují vysoký migrační potenciál v Polsku.

⁴² Alvarez-Plata, Brucker, Siliverstovs (2003).

Tabulka 28: 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).

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**. Tato 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 dosud využito.⁴³

Z dvanácti zemí eurozóny otevřelo svůj pracovní trh pro pracovníky ze sledovaných nových členských zemí k 1. 5. 2004 (rozšíření EU) pouze Irsko. Ostatní země eurozóny uplatňují vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí dvouleté přechodné období, ve kterém je k zaměstnávání těchto pracovníků třeba získat pracovní povolení (případná specifika v jednotlivých zemích podrobněji popisuje Tabulka 29). 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 Evropské unie zavést volný pohyb pracovníků pro všechny občany států, které přistoupily do EU k 1. 5. 2004.

⁴³ Postoj české vlády je obsažen v jejím usnesení č. 13 ze dne 7. 1. 2004.

Tabulka 29: Administrativní bariéry pro nové členy Evropské unie

Země	Současná situace	Výhled
Belgie	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí <i>dvouleté přechodné období</i> . Pracovníci ze sledovaných nových členských zemí mohou získat pracovní povolení, které je platné jeden rok. O pracovní povolení žádá zaměstnavatel	Zatím je pravděpodobné, že dvouleté přechodné období <i>nebude prodlouženo</i> , nebo dojde ke zmírnění podmínek.
Česká republika	<i>Neuplatňuje</i> žádná omezení vůči pracovníkům ze sledovaných zemí ani z ostatních zemí eurozóny.	
Finsko	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí <i>dvouleté přechodné období</i> .	Zatím je pravděpodobné, že dvouleté přechodné období <i>nebude prodlouženo</i> , nebo dojde ke zmírnění podmínek.
Francie	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům z České republiky a ze Slovenska <i>dvouleté přechodné období</i> .	Zatím vše nasvědčuje tomu, že dvouleté přechodné období <i>bude prodlouženo</i> .
Irsko	<i>Neuplatňuje</i> žádná omezení vůči pracovníkům ze sledovaných zemí ani z ostatních zemí eurozóny. Zájemci o práci z nových členských zemí však nemají nárok na čerpání sociálních podpor.	
Itálie	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí <i>dvouleté přechodné období</i> . Dekretem předsedy vlády bylo stanoveno, že v roce 2005 může na italský pracovní trh vstoupit 79 500 občanů nových členských zemí. Řada povolání je z této kvóty vyňata.	Zatím vše nasvědčuje tomu, že Itálie dvouleté přechodné období <i>neprodlouží</i> .
Lucembursko	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí <i>dvouleté přechodné období</i> .	Zatím vše nasvědčuje tomu, že dvouleté přechodné období bude pravděpodobně <i>prodlouženo</i> o další 3 roky.
Maďarsko	<i>Neuplatňuje</i> žádná omezení vůči pracovníkům ze sledovaných zemí ani z ostatních zemí eurozóny.	
Německo	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí <i>dvouleté přechodné období</i> . 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.	Vzhledem k vysoké nezaměstnanosti a celkové ekonomické situaci je velmi pravděpodobné, že dvouleté přechodné období <i>bude prodlouženo</i> .
Nizozemsko	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí <i>dvouleté přechodné období</i> . O pracovní povolení žádá zaměstnavatel. V tzv. necitlivých sektorech je vydávání pracovních povolení benevolentnější.	Další vývoj je <i>nejasný</i> .

Tabulka 29: Administrativní bariéry pro nové členy Evropské unie (pokračování)

Země	Současná situace	Výhled
Polsko	<i>Neuplatňuje</i> žádná omezení vůči pracovníkům ze sledovaných zemí ani z ostatních zemí eurozóny.	
Portugalsko	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí <i>dvouleté přechodné období</i> . Pro pracovníky z nových členských zemí je stanovena kvóta 6 500 pracovních míst. Vykonávání profesionálních aktivit v Portugalsku je pro občany ze třetích zemí (a v tomto případě i z nových členských zemí) podmíněno kvótami pro určenou pracovní oblast, které jsou každé dva roky stanoveny portugalskou vládou. Pracovní vízum se uděluje na období jednoho roku s možností prodloužení až max. na tři roky.	Portugalsko deklarovalo, že dvouleté přechodné období <i>neprolouží</i> , pokud se obdobně rozhodne většina členských zemí EU.
Rakousko	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí <i>dvouleté přechodné období</i> . V Rakousku je stanoveno tzv. Bundeshöchstzahl, které udává maximální možné procento zaměstnaných cizinců jako 8 % celkové pracovní síly v Rakousku. Pro jednotlivé rakouské spolkové země jsou pak stanoveny tzv. Landeshöchstzahlen.	Stávající situace na trhu práce v Rakousku a volby, které se uskuteční v roce 2006, nasvědčují tomu, že dvouleté přechodné období bude s velmi vysokou pravděpodobností <i>prodlouženo</i> minimálně do konce dubna 2009.
Řecko	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí <i>dvouleté přechodné období</i> .	Další vývoj je <i>nejasný</i> .
Slovensko	<i>Neuplatňuje</i> žádná omezení vůči pracovníkům ze sledovaných zemí ani z ostatních zemí eurozóny.	
Španělsko	<i>Uplatňuje</i> vůči pracovníkům ze sledovaných nových členských zemí <i>dvouleté přechodné období</i> .	Prodloužení dvouletého přechodného období se spíše <i>nepředpokládá</i> , důležité však bude, jak se rozhodne Francie a Portugalsko.

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 dostatečně nemotivuje 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, Driffill, 1988).⁴⁴ Převažující odvětvové vyjednávání může mít za následek nižší pružnost mezd. Negativní dopady odvětvového vyjednávání

⁴⁴ 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.

mohou být umocněny administrativním rozšiřováním závaznosti kolektivních smluv mimo smluvní partnery (Brandt, Burniaux, Duval, 2005).

Odborová organizovanost je v České republice podobně jako ve většině ostatních srovnávaných zemí relativně nízká, přičemž v průběhu 90. let se výrazně snížila (Tabulka 30). Pokrytí kolektivními smlouvami je vysoké v Rakousku a Portugalsku, zatímco v ČR je nejnižší. Vliv kolektivních smluv na tvorbu mezd byl v roce 2000 v ČR ve srovnání s ostatními zeměmi relativně nízký. Kolektivní vyjednávání probíhá v ČR převážně na podnikové úrovni, stejně jako v Maďarsku a Polsku. Nízká je v ČR, Maďarsku a Polsku koordinace vyjednávání. Pružnost mezd tak není v ČR zásadně omezena v oblasti tvorby mezd s výjimkou nepodnikatelské sféry, kde mzdy jsou určovány na centrální úrovni se slabou vazbou na produktivitu práce.

V červenci 2005 vstoupila v platnost novela zákona o kolektivním vyjednávání, která nově upravuje rozšiřování závaznosti kolektivních smluv vyššího stupně na další zaměstnavatele. Větší význam odvětvového kolektivního vyjednávání by mohl znamenat oslabení vazby mezi mzdovým vývojem a růstem produktivity práce na úrovni podniků s negativním dopadem do pružnosti mezd a do zaměstnanosti. Nicméně, údaje v Tabulce 30 se vztahují k roku 2000, kdy bylo rozšiřování závaznosti kolektivních smluv vyššího stupně také platné.⁴⁵

Tabulka 30: Odbory a kolektivní vyjednávání

	Odborová organizovanost (%)		Pokrytí kolektivními smlouvami (%) ^c		Centralizace vyjednávání ^d		Koordinace 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
GR	32	27						
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 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 (2004a).

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).

⁴⁵ 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.

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 31). Podle mezinárodního srovnání je podíl minimální a průměrné mzdy v ČR zhruba na stejné úrovni jako ve srovnávaných zemích. V Maďarsku, Portugalsku a pravděpodobně i v Polsku ve srovnání s ČR větší část zaměstnanců pobírá minimální mzdu (Tabulka 32). Dopad minimální mzdy na pružnost nízkých mezd a tvorbu míst pro osoby s nízkou kvalifikací je v ČR pravděpodobně nižší než v Maďarsku, Portugalsku a Polsku.⁴⁶

Tabulka 31: Minimální mzda

	2002	2003	2004
CZ	34,0	35,8	38,8
PT	43,0	40,7	.
HU	42,1	38,6	40,7
PL	33,0	33,9	.
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 32: Podíl zaměstnanců pobírajících minimální mzdu (%)

	2000	2001	2002	2003	2004
CZ	1,6	1,7	2,0	2,0	2,0
PT	6,2	4	4,0	5,7	.
HU	3,9	8,4	11,4	8,1	8,0
PL	.	2,9	4,0	.	.
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 33). 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 2003 vyšší než 80 %. Tato relace se v roce 2004 ještě dále zvýšila.⁴⁷

⁴⁶ Jak ukazuje Tabulka 32, v roce 2004 pobíralo v ČR minimální mzdu 2,0 % zaměstnanců, tj. 79 tisíc osob. V případě ohrožení těchto pracovních míst by se průměrná registrovaná míra nezaměstnanosti podle původní metodiky MPSV v roce 2004 zvýšila z 10,2 % na 11,7 %.

⁴⁷ V roce 2005 minimální mzda dosahuje 7185 Kč. Podíl minimální a průměrné mzdy je tak zhruba o 0,4 procentního bodu vyšší než v roce 2004 (Tabulka 31). Realizace návrhu MPSV na zvýšení minimální mzdy v roce 2006 celkem o 950 Kč na 8135 Kč by znamenala velmi výrazné zvýšení podílu minimální a průměrné mzdy o dalších 2,6 procentního bodu. Tím by zřejmě ČR zaujala prvenství mezi srovnávanými zeměmi. Dopad do pružnosti nízkých mezd a tvorby pracovních míst by byl v tomto případě negativní. Zatímco výše minimální mzdy by meziročně vzrostla o 13,2 %, průměrná mzda se v roce 2006 podle prognózy ČNB (říjen 2005) zvýší o 6,0 %.

Tabulka 33: Minimální mzda a hrubá měsíční mzda podle profesí (%)

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

Poznámka: Tabulka uvádí pouze profese, kde je v roce 2004 podíl k mediánu mzdy vyšší než 50 %.

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

Ochrana zaměstnanosti

Přísné podmínky pro přijímání a propouštění zaměstnanců snižují toky na trhu práce a zvyšují dlouhodobou nezaměstnanost (OECD, 2004a). 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 osoby s předpokládanou vysokou fluktuací na trhu práce (ženy, absolventi a mladiství). 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 34). Náklady na propouštění zaměstnanců jsou v ČR relativně vysoké zejména u kontraktů, které trvají krátce (Graf 12).⁴⁸ Tvorba pracovních míst a dlouhodobá nezaměstnanost je v ČR v mezinárodním srovnání negativně ovlivněna vysokými náklady na propouštění zaměstnanců.

Tabulka 34: Index ochrany zaměstnanosti

	Stálá zaměstnání ^a		Dočasná zaměstnání ^b		Kolektivní propouštění zaměstnanců ^c		Souhrnný index ^d	
	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
GR	2,3	2,4	4,8	3,3	3,3	3,3	3,5	2,9
PT	4,3	4,3	3	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: Indexy v rozmezí 1 až 6, vyšší hodnota znamená vyšší ochranu zaměstnanosti.

a) ochrana proti individuálnímu propouštění

b) pracovní smlouvy na dobu určitou, pracovní agentury

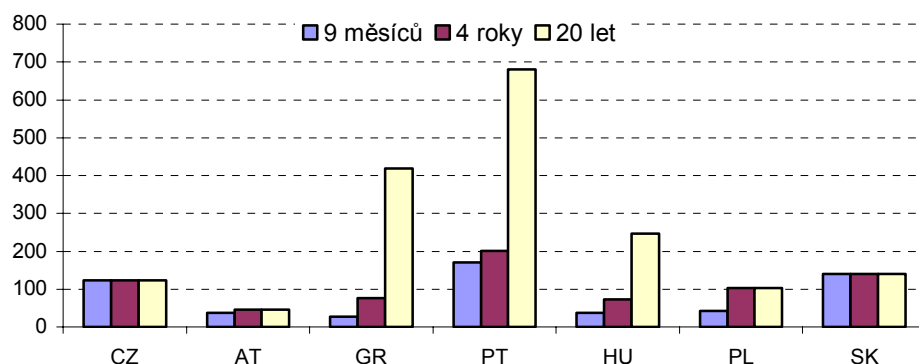
c) vzhledem k individuálnímu propouštění

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

Zdroj: OECD (2004a).

⁴⁸ Reforma pracovního práva na Slovensku v roce 2004 snížila náklady na propouštění zaměstnanců. To se zřejmě projeví ve výraznějším poklesu hodnoty indexu uvedeného v Tabulce 34. Mírné snížení indexu je po roce 2003 pravděpodobné i v Portugalsku v souvislosti s reformou tamního pracovního práva.

Graf 12: 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. CZ, SK: průměr za výpovědi z důvodu nadbytečnosti a ostatní případy; AT, GR: průměr za osoby s vyšší a nižší kvalifikací. Zdroj: OECD, vlastní výpočet.

Velmi nízká hodnota indexu ochrany zaměstnanosti v případě dočasných zaměstnání při vysoké ochraně stálých zaměstnání v České republice (Tabulka 34) poukazuje na riziko duality trhu práce, kdy osoby v dočasných zaměstnáních mají malou šanci získat stálá zaměstnání. V roce 2004 byly v ČR upraveny podmínky pro dočasná zaměstnání, které mírně zvyšují hodnotu indexu pro dočasná zaměstnání z 0,5 na 0,8.⁴⁹ Negativní dopad ochrany zaměstnanosti na tvorbu pracovních míst a na dlouhodobou nezaměstnanost, který je v ČR zřejmý z indexu ochrany stálých zaměstnání, je nadále vyšší než ve srovnávaných zemích s výjimkou Portugalska.⁵⁰

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, Scarpetta, 2004).

Pro mezinárodní srovnání výše administrativních překážek v podnikání je použit index OECD (Conway, Janod, Nicoletti, 2005). Administrativní překážky v podnikání byly v roce 2003 v ČR vyšší než ve srovnávaných zemích s výjimkou Polska (Tabulka 35, poslední sloupec). Oproti roku 1998 se celkový index v ČR téměř nezměnil, zatímco v jiných zemích se snížil. V mezinárodním srovnání je v ČR poměrně vysoká nesrozumitelnost regulatorních a administrativních podmínek, zejména v oblasti licencí a povolení.

⁴⁹ Maximální kumulovaná doba platnosti smluv na dobu určitou u jednoho zaměstnavatele je od října 2004 nejvýše 2 roky. Podobně maximální doba zaměstnání zprostředkovaného agenturou práce u jednoho zaměstnavatele je nejvýše 12 měsíců.

⁵⁰ Tuto skutečnost zřejmě nezmění novela zákoníku práce, kterou připravilo MPSV. Podmínky pro propouštění zaměstnanců se podle tohoto návrhu 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 tohoto návrhu 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. Indexy dočasných zaměstnání a podmínek pro kolektivní propouštění se ve srovnání se stavem roku 2004, resp. 2005 nezmění.

Tabulka 35: Index administrativních překážek v podnikání

	Náklady při zakládání podniků ^a		Nesrozumitelnost regulatorních a administrativních podmínek ^b		Překážky v konkurenčním prostředí ^c		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	0,8	1,7	1,6
GR	3	2,6	1,7	0,6	0,6	0,5	2,1	1,6
PT	2,1	1,7	1,8	1,2	1	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: 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:

- a) Administrativní náklady podniků, administrativní náklady samostatných podnikatelů (fyzických osob), administrativní náklady v odvětvích.
- b) Systém licencí a povolení, vládní strategie komunikace a zjednodušování pravidel a procedur.
- c) Právní překážky vstupu do odvětví, protimonopolní výjimky pro veřejné podniky.

Zdroj: Conway, Janod, Nicolleti (2005).

Novela obchodního zákoníku s platností od července 2005, která je zaměřená na zjednodušení a zrychlení zápisů do obchodního rejstříku, působí ve směru usnadnění vzniku podnikatelských subjektů. Tím se pravděpodobně sníží index v oblasti nákladů při zakládání podniků. V oblasti nesrozumitelnosti regulatorních a administrativních podmínek podnikání dosud nedošlo ke zlepšení podmínek a tím snížení indexu, který je v ČR v mezinárodním srovnání vysoký. Omezené podmínky pro podnikání mají v mezinárodním srovnání 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, Burniaux, Duval, 2005). V podmínkách mezinárodní konkurence je důležité i zdanění osob s vyššími příjmy, protože osoby s vyšší kvalifikací a vyššími příjmy mají větší sklon migrovat.

Celkové zdanění práce je v České republice srovnatelné s jinými zeměmi s výjimkou Řecka a Portugalska, kde je výrazně nižší (Tabulka 36). V roce 2004 bylo v ČR, Polsku a Maďarsku nejvyšší zdanění osob s nízkými příjmy. Vliv zdanění práce na tvorbu pracovních míst a dlouhodobou nezaměstnanost je zhruba stejný jako v okolních zemích, avšak vyšší než v Řecku a Portugalsku.⁵¹

⁵¹ V Parlamentu ČR se projednává novela zákona o dani z příjmu fyzických osob vypracovaná ministerstvem financí. Tato novela mírně snižuje daňové zatížení nízkopříjmových skupin.

Tabulka 36: Celkové zdanění práce

	100 % průměrné mzdy				67 % průměrné mzdy			
	1999 ^a	2003	2004	Změna ^b	1999	2003	2004	Změna ^b
CZ	42,7	43,2	43,6	0,2	41,4	42,0	41,9	0,1
AT	45,9	45,0	44,9	-0,1	41,6	40,2	38,6	-0,4
GR	35,7	34,4	34,9	-0,3	34,3	34,3	34,4	0,0
PT	33,4	32,6	32,6	-0,2	30,2	29,6	29,6	-0,2
HU	50,7	45,6	45,8	-1,0	48,2	41,0	41,5	-1,4
PL	43,0	42,9	43,1	0,0	41,9	41,6	41,9	0,0
SK	41,2	41,4	42,0	0,1	42,3	40,3	38,8	-0,4

Poznámka: Daň z příjmu a odvody placené zaměstnanci a zaměstnavateli jako podíl na celkových nákladech práce v %. Údaje za zaměstnance (jednotlivci bez dětí) pobírající 100 % a 67 % průměrné mzdy ve zpracovatelském průmyslu.

a) V případě Slovenska údaj za rok 2000.

b) Průměrná roční změna v procentních bodech za období 1999-2004.

Zdroj: OECD, vlastní výpočet.

Indikátory motivace k práci

Mezní efektivní daňové sazby nezaměstnaných (METR) udávají, do jaké míry kombinace daní a dávek ovlivňuje finanční zisk z práce a tím motivaci nezaměstnaných nebo neaktivních osob k nástupu do zaměstnání (resp. ke zvýšení počtu odpracovaných hodin v případě mezních efektivních daňových sazeb zaměstnaných osob). Tabulka 37 porovnává mezní daňové sazby pro krátkodobou a dlouhodobou nezaměstnanost a dva druhy domácností.

Tabulka 37: Mezní efektivní daňové sazby nezaměstnaných

	Počáteční fáze nezaměstnanosti ^a				Dlouhodobá nezaměstnanost ^b			
	Jednotlivci bez dětí		Rodina (2 děti) ^c		Jednotlivci bez dětí		Rodina (2 děti) ^c	
	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003
CZ	61	61	56	57	61	59	86	84
AT	65	65	77	77	72	75	99	99
GR	70	77	77	87	16	16	16	16
PT	87	87	85	96	42	43	55	69
HU	70	64	69	68	49	43	38	38
PL	75	83	64	73	61	62	87	88
SK	75	73	74	74	90	72	125	125

Poznámka: Údaje v % z celkového příjmu pro osoby, jejichž nástupní mzda je na úrovni 67 % průměrné mzdy ve zpracovatelském průmyslu.

a) Nezaměstnaní s nárokem na podporu v nezaměstnanosti, ale ne na dávky sociální potřebnosti.

b) Nezaměstnaní bez nároku na dávky v nezaměstnanosti.

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

Zdroj: OECD tax benefit models.

Z údajů pro krátkodobě nezaměstnané je zřejmé, že motivace k přijetí zaměstnání je v ČR vyšší než v ostatních sledovaných zemích. Zejména v Řecku a Portugalsku mají krátkodobě nezaměstnaní nižší motivaci k hledání pracovního místa, než je tomu v ČR. Motivace k hledání zaměstnání je v ČR narušena u osob dlouhodobě nezaměstnaných, především u nízkopříjmových rodin s dětmi. Výše METR se v této kategorii mírně snížila z 86 % v roce 2002 na stále vysokou úroveň 84 % v roce 2003. Systém daní a dávek přispívá k vytlačování

těchto osob do neaktivity a šedé ekonomiky.⁵² Podobnému problému čelí Polsko a Rakousko.⁵³ V ČR jsou dávky osob dlouhodobě bez práce určeny výší životního minima, které je faktorem nabídky práce osob s nízkou kvalitací.⁵⁴ V souvislosti s novým Zákonem o zaměstnanosti došlo od října 2004 ke zpřísnění podmínek nároků na podpory v nezaměstnanosti a na registraci na úřadu práce. Tím mohlo dojít k dílčímu zlepšení motivace k hledání zaměstnání.

⁵² Z analýzy distribuce pastí nezaměstnanosti a neaktivity v domácnostech v ČR je patrné, že motivace k hledání zaměstnání byla v roce 2002 nízká pro přibližně 30 % nezaměstnaných s nárokem na dávky v nezaměstnanosti a pro 80 % dlouhodobě nezaměstnaných a neaktivních (Galuščák, Pavel, 2005).

⁵³ V souvislosti se změnami na slovenském trhu práce v roce 2004 zřejmě došlo i ke změnám v mezních efektivních daňových sazbách nezaměstnaných.

⁵⁴ Parlament ČR projednává návrhy MPSV zákona o životním a existenčním minimu a zákona o pomoci v hmotné nouzi. Podle těchto návrhů bude mít nezaměstnaný, který bude aktivní při hledání zaměstnání, nárok na vyšší celkový objem dávek než dosud. Z hlediska dopadů do zaměstnanosti a nezaměstnanosti bude důležitý způsob hodnocení aktivity a spolupráce s úřadem práce při hledání zaměstnání a výše sankcí při nedostatečné spolupráci. Z návrhu MPSV vyplývá, že výše těchto sankcí patrně významně nezvýší motivaci k hledání zaměstnání. Problematický může být i způsob hodnocení aktivity a spolupráce.

Parlament ČR v současné době projednává novelu zákona o dani z příjmu fyzických osob podle návrhu Ministerstva financí ČR, která snižuje daňové zatížení nízkopříjmových osob. Tato změna nebude mít výrazný dopad na mezní efektivní daňové sazby uvedené v Tabulce 37. Vliv na výši těchto sazeb mají především pojistné a nároky na sociální dávky (Carone, Salomäki, 2005).

2.4 Pružnost finančního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky

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

V posledních letech došlo za pomoci státu k očištění bilancí privatizovaných bank a ke kvalitativnímu zlepšení bankovních úvěrových portfolií. Ke konci roku 2004 vykazuje český bankovní sektor lepší **kvalitu úvěrových portfolií** než bankovní sektory v Polsku, Slovensku a Řecku (viz Tabulka 38). Krytí vážené klasifikace pohledávek rezervami a opravnými položkami podle pravidel obezřetného podnikání je v ČR na nadstandardní úrovni. V evropském měřítku vykazuje český bankovní sektor sice nižší, ale standardní krytí ohrožených úvěrů opravnými položkami (v roce 2004 v ČR 54 %, vážený průměr eurozóny 73 %).

Tabulka 38: Podíl ohrožených úvěrů na úvěrech celkem v bankovním sektoru (%)

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

Poznámka: Data na nekonsolidované bázi.

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

b) Vážený průměr.

Zdroj: ČNB, centrální banky - výměna dat.

Kapitálová přiměřenost českého bankovního sektoru v průměrné výši 12,6 % vypovídá o dostatečnosti krytí potenciálních rizik i o méně rizikových obchodních aktivitách tuzemských bank (Tabulka 39).⁵⁵ K nim patří obchody se státními cennými papíry a hypoteční úvěry obyvatelstvu. Podíl ohrožených úvěrů na celkových úvěrech obyvatelstvu nepřesáhl 3,5 %, rychlý růst úvěrů obyvatelstvu a jejich horší kvalita v segmentu spotřebitelských úvěrů však mohou signalizovat určité riziko.⁵⁶

⁵⁵ V 1. pololetí 2005 tato hodnota opět vzrostla na 13 %. Přechodné snížení kapitálové přiměřenosti v roce 2004 bylo zejména spojeno s použitím nerozděleného zisku z minulých let k výplatě dividend a tantiém, resp. s repatriací zisku zahraničním vlastníkům bank.

⁵⁶ Podíl ohrožených úvěrů na spotřebitelských bankovních úvěrech obyvatelstvu činil 8,3 % ke konci roku 2004.

Tabulka 39: Kapitálová přiměřenost bankovního sektoru (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ^a	9,72	9,65	11,92	13,64	14,87	15,38	14,15	14,48	12,55
HU^a	17,73	16,01	16,33	15,00	15,21	15,64	14,08	12,69	13,24
PL^a	12,30	12,50	11,70	13,20	12,90	15,10	14,20	13,80	15,06
SK^a	.	4,81	3,19	5,34	2,44	13,35	21,30	21,59	18,68
AT^b	12,3	11,5	11,6	11,0	10,6	11,48	11,28	12,10	11,87
GR^b	10,7	10,1	10,2	16,2	13,6	12,40	10,50	12,00	12,80
PT^b	11,4	11,8	11,1	10,8	9,2	9,50	9,80	10,00	10,40
EU12^{b,c}	11,9	11,6	11,6	12,1	11,6	12,10	11,94	11,92	11,78

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

b) Data na konsolidované bázi.

c) Vážený průměr.

Zdroj: ČNB, centrální banky - výměna dat.

Stabilita bankovního sektoru se odvíjí od vývoje **prosperity bankovního podnikání**. V českém bankovním prostředí bylo možné v průměru ke konci roku 2004 dosáhnout 2,36 % čisté úrokové marže (Tabulka 40). V prostředí zesilující konkurence při nízké úrovni základních sazeb se přitom úrokové sazby z úvěrů a vkladů snižovaly, zvýšila se dostupnost úvěrů domácnostem i prosperujícím podnikům. Stablní úrokové marže se dařilo zajistit vyšším úrokovým rozpětím a zisky z rozvíjených retailových operací s domácnostmi. Banky v ČR v porovnání s vybranými novými členy Evropské unie fungují v přísnějších ekonomických podmínkách - to se týká jak nižších marží, 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 41.

Tabulka 40: Čistá úroková marže (NIM, %)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ^a	2,15	2,19	3,47	2,83	2,53	2,47	2,35	2,25	2,36
HU^a	4,92	4,47	4,51	4,08	3,66	3,75	3,82	3,60	3,55
PL^a	5,98	5,60	4,58	4,01	4,26	3,38	3,39	3,13	3,24
SK^a	.	1,80	1,20	0,45	1,85	2,28	2,69	2,91	2,85
EU12

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

Zdroj: ČNB, centrální banky - výměna dat.

Tabulka 41: Čisté neúrokové výnosy / průměrná aktiva (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ^a	2,11	2,20	1,29	1,49	1,22	1,37	1,46	1,43	1,69
HU^a	0,15	0,72	-1,03	0,51	1,05	1,74	1,57	1,63	1,70
PL^a	1,81	2,04	2,01	2,48	2,73	3,05	2,73	2,52	2,52
SK^a	2,18	1,22	1,55	1,64	1,13	1,14	1,30	1,00	1,46
AT^b	1,59	1,65	1,68	1,62	1,59	0,89	0,75	0,83	0,84
GR^b	1,91	1,80	1,51	3,54	1,79	1,28	0,96	1,04	1,05
PT^b	0,77	0,78	1,19	1,04	1,07	0,88	0,88	1,02	1,06
EU12^{b,c}	.	0,93	1,09	1,00	1,07	0,84	0,90	1,11	0,82

Poznámka: Čisté neúrokové výnosy nezahrnují ostatní provozní výnosy a náklady.

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

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

c) Vážený průměr.

Zdroj: ČNB, centrální banky - výměna dat.

Český bankovní sektor v roce 2004 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. Banky v souhrnu byly rentabilnější než v jiných vybraných zemích⁵⁷ a v porovnání se zeměmi eurozóny dosáhly násobků rentability aktiv a rentability kapitálu Tier 1 (viz Tabulka 42 a Graf 13).

Tabulka 42: Zisk před zdaněním / průměrná aktiva (%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CZ^a	0,37	-0,17	-0,34	-0,21	0,56	0,93	1,59	1,64	1,76
HU^a	1,95	0,96	-2,19	0,55	1,23	1,68	0,18	1,80	2,32
PL^a	3,77	3,00	1,75	1,60	1,51	1,36	0,82	0,95	1,57
SK^a	-0,34	0,01	-0,23	-3,88	0,63	1,05	1,20	1,17	1,32
AT^b	1,45	1,26	1,25	1,21	1,39	1,25	0,53	0,60	0,96
GR^b	0,49	0,70	0,75	2,41	1,38	1,00	0,65	0,98	1,00
PT^b	0,77	0,88	1,09	1,05	1,05	0,96	0,78	0,89	0,84
EU12^{b,c}	.	0,49	0,69	0,73	0,83	0,47	0,40	0,47	0,58

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

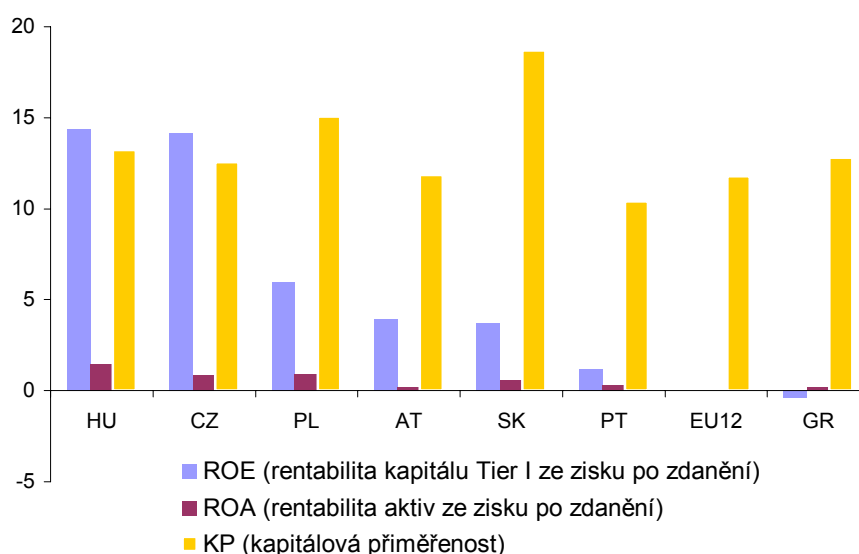
b) Data na konsolidované bázi. Zisk před zdaněním/ aktiva ke konci roku.

c) Vážený průměr.

Zdroj: ČNB, centrální banky - výměna dat.

Graf 13: Rentabilita a kapitálová přiměřenost bank

(rentabilita - rozdíl od průměru EU12 v p.b., kapitálová přiměřenost v %)



Poznámka: Údaje za všechny banky, r. 2004. EU12: ROE 10,5; ROA 0,4.

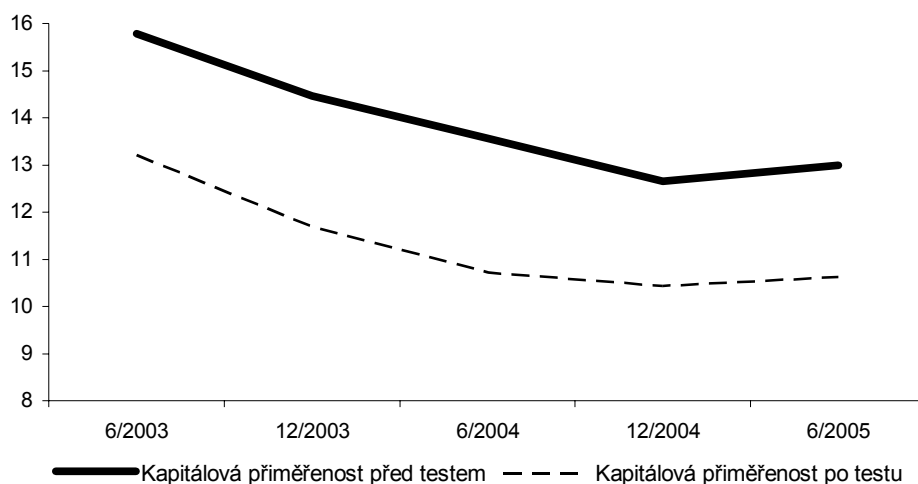
Zdroj: ČNB, centrální banky - výměna dat.

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 %

⁵⁷ S výjimkou Maďarska, které vykázalo vyšší ukazatele rentability aktiv a kapitálu ze zisku před zdaněním a po zdanění.

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 10,4 % po výrazných nepříznivých šocích na datech ke konci roku 2004, resp. 10,6 % na datech za 1. pololetí roku 2005 (viz Graf 14).

**Graf 14: Výsledky zátěžových testů pro bankovní sektor ČR
(kapitálová přiměřenost, %)**



Zdroj: ČNB - jednotná metodika zátěžových testů 2005.

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

Finanční systém České republiky má v souvislosti s uplatněnými strukturálními změnami podle dosažené hloubky finančního zprostředkování vytvořeny vhodné předpoklady ke zvládnutí případných ekonomických šoků. Situace roku 2004 je v tomto směru na přijatelné úrovni.

3 ZÁVĚR

Uvedený soubor analýz poskytuje náhled na současný stav ekonomické sladění české ekonomiky s ekonomikou eurozóny a na schopnost české ekonomiky absorbovat ekonomické šoky bez možnosti přizpůsobení nominálního kurzu a bez využití nezávislé měnové politiky. Přehled výsledků analýz poskytuje Tabulka 43.

Lze konstatovat, že v české ekonomice postupně dochází ke sblížení reálných proměnných, a do jisté míry i ekonomického cyklu, s odpovídajícími charakteristikami eurozóny. Úroveň HDP na obyvatele se Česká republika pomalu blíží nejméně vyspělým zemím měnové unie, rozdíl v úrovni cenové hladiny však zatím zůstává výraznější. Další reálná ekonomická konvergence před vstupem do ERM II a přijetím eura bude snižovat tlaky z důvodu konvergence cenové hladiny a posilování reálného kurzu. Do budoucna tak lze očekávat reálné posilování koruny vůči euru na úrovni 2-3 % ročně s postupně klesající tendencí. Statistické propočty pro období 1995 až 2004 ukazují, že ač od roku 1999 zřejmě dochází ke zvyšování sladění ekonomického cyklu české ekonomiky s eurozónou, tento trend zatím není příliš robustní. V korelaci poptávkových a nabídkových šoků se šoky v eurozóně také není pozorován statisticky významný trend.

Relativně výrazným pozitivním ekonomickým šokem by pro českou ekonomiku mohl být krátkodobý fiskální impulz do domácí poptávky z titulu zvýšeného přílivu peněz ze strukturálních fondů Evropské unie. Tento impulz by podle současných předpokladů měl být největší v letech 2007 a 2008. Analýza ukazuje, že při koordinaci s ostatními makroekonomickými politikami může měnová politika přispět ke zvládnutí makroekonomických dopadů tohoto přílivu pomocí standardních nástrojů a že riziko výrazného pohybu úrokových sazeb, měnového kurzu a inflace by mohlo nastat jen v případě souběžného výskytu dalších šoků působících stejným směrem.

Pravděpodobnost větších nerovnovážných tlaků plynoucích z rozdílné ekonomické struktury či úrokového diferenciálu je spíše malá. Struktura české ekonomiky z hlediska tvorby produktu je relativně podobná struktuře ekonomiky eurozóny, i když si zachovává své specifikum v podobě vyššího podílu průmyslu na úkor podílu služeb. Ve srovnání s některými zeměmi (např. s Maďarskem, Portugalskem a Rakouskem) tak česká ekonomika dosahuje menší (a mírně klesající) míry strukturální podobnosti. V nominálních úrokových sazbách neexistuje mezi Českou republikou a eurozónou významný rozdíl, české sazby se už od roku 2002 pohybují v blízkosti či pod sazbami eurozóny. S přechodem na jednotnou měnovou politiku proto nebude spojený šok v podobě relativně rychlého přizpůsobení úrokových sazeb směrem dolů. U ostatních sledovaných nových členských zemí je rozdíl v úrokových sazbách větší. Absenci výraznějších asymetrických tlaků odráží i relativně vysoká podobnost vývoje kurzu koruny vůči dolaru a kurzu eura k dolaru v posledních letech. Z ostatních sledovaných středoevropských zemí má podobně silnou návaznost domácí měny na euro už jen Slovensko.

Vysoká míra otevřenosti české ekonomiky vůči eurozóně se jeví jako základní ekonomický argument pro přijetí společné měny euro. Podíl vývozu i dovozu zboží a služeb z eurozóny na celkových českých vývozech a dovozech se už od konce devadesátých let pohybuje kolem 60 %. Podobného stupně otevřenosti vůči eurozóně dosahují i ostatní srovnávané země kromě Řecka. Ve srovnání s ostatními zeměmi je relativně vysoká i vlastnická provázanost české ekonomiky s eurozónou. Existence silného ekonomického propojení české ekonomiky zvyšuje možné přínosy plynoucí z odstranění potenciálních výkyvů měnového kurzu vůči

hlavním obchodním partnerům a zároveň vytváří předpoklady, aby do budoucna docházelo ke sbližování hospodářského cyklu české ekonomiky s eurozónou a aby klesala pravděpodobnost asymetrických šoků. Příznivým aspektem je rovněž podíl vnitroodvětvového obchodu, který ve srovnání s analyzovanými členskými státy Evropské unie dosahuje poměrně vysokých hodnot.

Analýzy finančního a bankovního sektoru ukazují, že i přes jejich relativně menší velikost v České republice není třeba očekávat výrazně odlišné působení na ekonomiku. Relativní velikost českého finančního sektoru měřená aktivy na HDP je v porovnání s eurozónou, Rakouskem a Portugalskem zhruba pod 40 % jejich úrovně. Česká republika zaostává za zeměmi eurozóny především v úvěrové emisi a objem úvěrů je v relativním vyjádření (včetně vládního sektoru) ve srovnání s Rakouskem a Portugalskem až třikrát nižší. V porovnání se srovnávanými novými členskými zeměmi má však ČR nejvíce rozvinutý systém finančního zprostředkování. Z hlediska finanční stability vyvolává pozornost rychlý růst úvěrové emise a zvláště rychlý růst úvěrů domácnostem. Tyto procesy by měl být bankovní sektor schopen zvládnout za předpokladu obezřetného řízení souvisejících rizik zejména z hlediska dynamiky vývoje celkového zadlužování domácností.

Větší problém pro úspěšné fungování v eurozóně lze spatřovat ve fungování přízpusobovacích mechanismů, na něž bude při přijetí jednotné měny a ztrátě nezávislé měnové politiky kladen zvýšený nárok. Dokud nedojde k výraznému snížení deficitnosti veřejných rozpočtů včetně snížení strukturálních vlivů na jejich saldo při zachování relativně nízké úrovně veřejného dluhu ve vztahu k HDP, bude fiskální politice zůstat poměrně omezený prostor pro stabilizační působení. Splnění maastrichtských kritérií pro deficit a dluh vládního sektoru je proto pouze jednou dimenzí při posuzování toho, zda budou veřejné finance České republiky způsobilé účinně fungovat v rámci evropských fiskálních pravidel. Pro zachování akceschopnosti je také nutné řešit výzvy dlouhodobé udržitelnosti veřejných financí, především vliv stárnutí obyvatelstva na sociální systém.

Relativně vysoká nepružnost byla také zjištěna u cenové hladiny a na trhu práce. Analýza pružnosti cen a mezd ukazuje, že česká inflace se po šoku navrácí do rovnováhy relativně pomalu a že v poslední době zřejmě dochází k poklesu pružnosti mezd. Schopnost českého trhu práce vstřebávat šoky je v evropském srovnání spíše průměrná (evropský trh práce sám prochází obdobím nutnosti reformy a může tedy představovat poměrně nízký standard). Pro českou ekonomiku stále zůstává charakteristická relativně vysoká dlouhodobá a strukturální nezaměstnanost, která spíše narůstá. Přestože dlouhodobá nezaměstnanost zůstává menším problémem než v některých dalších zemích, regionální rozdíly v míře nezaměstnanosti jsou v České republice poměrně významné. Relativně nízká vnitrostátní mobilita svědčí o pravděpodobně nízké mezinárodní mobilitě a nelze na ni tedy spoléhat jako na přízpusobovací mechanismus. Mezinárodní mobilita v rámci Evropské unie je navíc pro nové členy EU ve většině původních členských zemí administrativně omezena.

Pružnost trhu práce je významně utvářena institucionálními pravidly. Vliv kolektivních smluv na tvorbu mezd je v ČR spíše nižší než v ostatních srovnávaných zemích, podobně je tomu i u vlivu minimální mzdy na pružnost nízkých mezd a na tvorbu pracovních míst. Nepříznivý vliv na poptávku po práci může mít dopad ochrany zaměstnanosti, zejména náklady na ukončení pracovní smlouvy na dobu neurčitou při krátkém trvání pracovního poměru jsou relativně vysoké. V České republice je také vysoké celkové zdanění práce, které by mohlo být dalším rizikovým faktorem pro pružnost trhu práce v případě nárůstu ceny práce na úroveň obvyklou v zemích EU. Ve srovnání s ostatními zeměmi v ČR zatím zůstává relativně vysoké i zdanění práce osob s nízkou kvalifikací. Motivace k hledání a přijetí zaměstnání pro osoby,

kteře jsou nezaměstnané jen krátce, je v České republice vyšší než v ostatních sledovaných zemích. Tato motivace je však v ČR nižší než v Řecku, Portugalsku a Maďarsku u osob dlouhodobě nezaměstnaných, především u nízkopříjmových rodin s dětmi. Díky zpřísnění podmínek nároků na podpory v nezaměstnanosti a sociální dávky v roce 2004 zřejmě došlo k mírnému zlepšení motivace k hledání pracovního uplatnění, i když nastavený systém daní a sociálních dávek se zásadně nezměnil. K dílčímu zlepšení došlo v regulaci podnikatelského prostředí, kde v roce 2005 došlo k usnadnění zakládání podniků, které může mít pozitivní vliv na tvorbu pracovních míst a tím i na pružnost trhu práce. V mezinárodním srovnání je však podnikání v ČR nadále zatíženo výraznými administrativními překážkami.

V bankovním sektoru jsou vytvořeny předpoklady pro udržení stability včetně schopnosti absorbovat nepříznivé šoky. V posledních letech došlo v souvislosti s privatizací bank a za pomoci státu k očištění jejich bilancí a ke zlepšení úvěrových portfolií. Ke konci roku 2004 vykazoval český bankovní sektor lepší kvalitu úvěrových portfolií než Polsko, Slovensko a Řecko. Krytí ohrožených úvěřů opravnými položkami je v českém bankovním sektoru srovnatelné s eurozónou a kapitálová přiměřenost českého bankovního sektoru vypovídá o dostatečnosti krytí potenciálních rizik. Odolnost sektoru zvyšuje jeho vysoká ziskovost. Stabilitu českého bankovního sektoru a jeho schopnost tlumit případné šoky potvrdily i zátěžové testy prováděné pomocí statistických simulací.

Tabulka 43: Přehled analýz sladění České republiky s eurozónou, 2005
(uvedeny jsou nejaktuálnější dostupné hodnoty indikátorů)

Analýza	Metoda/ Kategorie	Kapitola	Hodnota	Komentář
CYKLICKÁ A STRUKTURÁLNÍ SLADĚNOST				
Přímé ukazatele sladění				
Reálná ekonomická konvergence	HDP na hlavu, PPP, EU-12=100	1.1.1	65,6	ČR konverguje, blíží se úrovni PT.
	Cenová hladina HDP, EU-12=100	1.1.1	52,4	Pomalejší konvergence, větší zaostávání za AT, GR, PT.
	Reálný kurz vůči euru, 1998=100	1.1.1	115	Přítomnost reálného zhodnocování (vyšší než AT, GR, PT a PL, nižší než SK a HU).
Korelační koeficienty reálné ekonomické aktivity (CZ a EU-12) Období: 2000q1-2004q4	Metoda 1 (meziroční růst HDP)	1.1.2	0,44	Zvýšení hodnoty korelace v čase (korelace ale stále není statisticky významná). Sladění podobná Řecku.
	Metoda 2 (sezónně očištěný mezičtvrtletní růst)	1.1.2	0,27	
	Metoda 3 (cyklická složka určená HP filtrem)	1.1.2	0,25	
Synchronizace poptávkových šoků	Strukturální vektorová autoregrese, korelace	1.1.3	konvergence	Změna ukazatele není statisticky významná.
Synchronizace nabídkových šoků	Strukturální vektorová autoregrese, korelace	1.1.3	divergence	Změna ukazatele není statisticky významná.
Strukturální podobnost ekonomik CZ a EU-12	Landesmannův index	1.1.4	0,17	ČR má nejvyšší strukturální odlišnost ze srovnávaných zemí, která navíc mírně narůstá.
Konvergence úrokového diferenciálu	Rozdíl jednoletých a pětiletých sazeb	1.1.5	konvergence	ČR má nulový úrokový diferenciál.
Konvergence měnových kurzů k euru	Bivariate GARCH	1.1.6	Vysoká korelace	Korelace výrazně vzrostla.

Analýza	Metoda/ Kategorie	Kapitola	Hodnota	Komentář
Vliv mezinárodních ekonomických vztahů				
Podíl dovozu a vývozu z/do eurozóny na celkovém dovozu/vývozu, %	Vývoz	1.2.1	58,3	Vysoká obchodní provázanost se příliš nemění.
	Dovoz	1.2.1	60,3	
Podíl přímých investic z/do eurozóny na celkových přímých investicích do/z ČR, %	Příliv PI	1.2.1	79	Vysoká vlastnická provázanost, především na straně přílivu PZI.
	Odliv PI	1.2.1	25	
Podíl vnitroodvětvového obchodu	Grubelův-Lloydův index	1.2.2	0,80	Vysoký podíl vnitroodvětvového obchodu se příliš nemění.
Finanční trh				
Aktiva finančního systému	% HDP	1.3	129,3	V čase mírně klesající podíl aktiv fin.systému na HDP a v podstatě stagnující podíl úvěrů na HDP jsou výrazně nižší než v AT, PT a GR a vyšší než SK a PL.
Úvěry bank nebankovním klientům	% HDP	1.3	40,0	
Aktiva bankovního sektoru/aktiva finančního systému	%	1.3	74,1	
Bankovní úvěry domácnostem	% úvěrů celkem	1.3	29,6	
PŘÍZPŮSOBOVACÍ MECHANISMY				
Fiskální politika				
Deficit vládního sektoru (odhad na běžný rok)	Konvergenční program % HDP, ESA 95	2.1.1	-4,7	ČR je ve srovnání s ostatními zeměmi nejpomaleji konsolidující zemí, přesto konverguje. Deficit stále nad 3 % HDP (SGP).
Veřejný dluh (odhad na běžný rok)	Konvergenční program % HDP, ESA 95	2.1.1	38,3	
Pružnost mezd a cen				
Pružnost reálných mezd 1995-1999 a 2000-2004	Phillipsova křivka	2.2.1	-0,028	Elasticita je statisticky významná, ale zřejmě dochází k jejímu poklesu.
Pružnost reálných mezd 1993-2001	Mzdová křivka	2.2.2	-0,09	Elasticita statisticky významná.
Pružnost cen 1998-2004	Inflační perzistence	2.2.3	0,95	Perzistence inflace je relativně vysoká ve srovnání s ostatními zeměmi.

Analýza	Metoda/ Kategorie	Kapitola	Hodnota	Komentář
Pružnost trhu práce				
Dlouhodobá nezaměstnanost	Míra dlouhodobé nezaměstnanosti, %	2.3.1	4,2	Růst dlouhodobé nezaměstnanosti, vyšší hodnoty než AT, PT a HU.
	Podíl dlouhodobě nezam. na celk. nezaměstnanosti, %	2.3.1	51,0	
Regionální rozdíly nezaměstnanosti	Variační koeficient míry nezaměstnanosti	2.3.1	45	Společně s AT nejvyšší hodnoty ze srovnávaných zemí, mírný pokles.
Index strukturální nezaměstnanosti	Podíl na celkové nezaměstnanosti	2.3.1	39,4	Růst strukturální nezaměstnanosti, vyšší než AT a v roce 2004 i než SK (ostatní země nesrovnávány).
	Podíl na prac. síle	2.3.1	2,0	
Mobilita obyvatelstva	Vnitřní stěhování – objem na tis. ob.	2.3.1	21,2	Vnitrostátní stěhování zřejmě nižší než v AT a vyšší než v SK.
Mezinárodní migrace	Vystěhovalí na 10 000 obyv.	2.3.2	34	Zřejmě mírný růst v čase, úroveň nižší než v AT a vyšší než v HU.
Institucionální prostředí	Odbory a kolektivní vyjednávání (2000)	2.3.3		V mezinárodním srovnání relativně nízký vliv kolektivního vyjednávání na tvorbu mezd.
	Minimální mzda jako % podíl prům.mzdy v prům. a služ.	2.3.3	38,8	Růst v čase, nižší než v PT a HU, vyšší než v PL a SK.
	Index ochrany zaměstnanosti – stálá zaměstnání (2003)	2.3.3	3,3	Kromě PT a SK vyšší než ve srovnávaných zemích.
	Index administrativních překážek v podnikání (2003)	2.3.3	1,9	Kromě PL nejvyšší. V r. 2005 zřejmě dochází k dílčímu zlepšení.
	Celkové zdanění práce (osoby na úrovni průměrné mzdy, %)	2.3.3	43,6	Nižší než AT a HU, vyšší než v ostatních srovnávaných zemích.
	Mezní ef.daň. sazba při nástupu do zam.,% ^a	2.3.3	84	Mírný pokles, úroveň vyšší než v GR, PT a HU.

Analýza	Metoda/ Kategorie	Kapitola	Hodnota	Komentář
Pružnost finančního sektoru a jeho schopnost absorbovat šoky				
Ohrožené úvěry v bankovním sektoru	% podíl na úvěrech celkem	2.4	4,0	Zlepšení od roku 2003. Mírně vyšší než v PT, AT, HU.
Čistá úroková marže	%	2.4	2,4	Úroková marže víceméně stabilní, nižší než v HU, PL, SK (pro ost.země není srovnání).
Čisté neúrokové výnosy	% průměrných aktiv	2.4	1,7	Mírný růst, vyšší než SK, AT, GR, PT.
Zisk před zdaněním/průměrná aktiva	%	2.4	1,8	Růst. Vyšší než ost. země kromě HU.
Kapitálová přiměřenost bank	%	2.4	12,6	Nižší než v SK, PL, GR, ale považováno za dostatečné.
Kapitálová přiměřenost bank po zátěžových testech	%	2.4	10,4	Dostatečná úroveň.

^a Mezní efektivní daňová sazba nezaměstnaného při výdělku 67 % průměrné mzdy v průmyslu. Jedná se o osobu s nezaměstnaným partnerem a dvěma dětmi, která nemá nárok na podporu v nezaměstnanosti.

D. 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 indexu spotřebitelských cen. V maximální možné míře je přitom použit harmonizovaný index HICP, v případě chybějících dat je extrapolován s využitím národních cenových indexů. Roční tempo zhodnocení je získáno jako geometrický průměr zhodnocení od roku 1993, resp. 1998. Odhad budoucího zhodnocení na následujících pět let vychází z analýzy Čihák, Holub (2003), v níž byl na základě mezinárodního srovnání odhadnut vztah mezi HDP na hlavu v paritě kupní síly a průměrnou cenovou hladinou HDP ve formě

$$\mu(GDP) = 8.02 + 0.90 \text{ } GDP_{PPP},$$

kde $\mu(GDP)$ je cenová hladina HDP a GDP_{PPP} je HDP v paritě kupní síly na hlavu (v obou případech EU15=100). Simulace tempa rovnovážné apreciacie počítají s beta-konvergenčí HDP k úrovni EU-15 o rychlosti 2 % ročně. 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.

1.1.2 Korelace ekonomické aktivity

Cyklická sladění ekonomické aktivity vybraných zemí s eurozónou je analyzována pomocí koeficientu korelace mezi časovými řadami reálného HDP. Korelační koeficient je počítán jak pro celé časové období (1995 až 2004), tak pro dva časové úseky (1996-2000, 2000-2004). Rozklad na pětileté časové úseky poskytuje vhodnou metodu demonstrace vývoje korelačního koeficientu v čase.

Při výpočtu korelačních koeficientů jsou použity detrendované a sezónně očištěné čtvrtletní časové řady HDP vyjádřené v přirozených logaritmech. Vzhledem k tomu, že v literatuře neexistuje jednotný názor na optimální metodu detrendace, jsou v analýze pro srovnání aplikovány tři různé metody detrendace, tj. meziroční diference původních časových řad, mezičtvrtletní diference sezónně očištěných časových řad a odstranění trendu Hodrick- Prescottovým filtrem ze sezónně očištěné časové řady. Sezónní očištění je ve druhém a třetím případě provedeno metodou TRAMO/SEATS. Použitá data o HDP ve stálých cenách roku 1995, v národních měnách¹ pocházejí z Eurostatu. V případě Portugalska nejsou uvedené údaje k dispozici, proto je z analýzy vypuštěno.

Metoda 1

Jednoduchá meziroční diference původních časových řad ($\ln y_k$):

¹ Frankel a Rose, 1997.

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

kde y označuje zkoumanou veličinu (HDP ve stálých cenách roku 1995), t časové období a s sezónnost (v případě čtvrtletních údajů HDP je $s = 4$). V tomto případě se jedná o meziroční změny reálného HDP.

Metoda 2

Korelaci ekonomické aktivity můžeme kromě toho analyzovat pomocí mezičtvrtletních změn sezónně očištěné časové řady HDP ($\ln y_{sa,t}$):

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

Metoda 3

Poslední použitou metodou detrendace je Hodrick-Prescottův (HP) filtr aplikovaný na sezónně očištěné časové řady. HP filtr odvozuje dlouhodobou trendovou složku časové řady podle následujícího vzorce:

$$HP = \text{Min} \left[\sum (\ln y_{sa,t} - s_t)^2 + \lambda \sum \left((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}) \right)^2 \right],$$

kde $\ln y_{sa,t}$ označuje původní časovou řadu, s_t dlouhodobý trend a λ vyhlazovací konstantu. V případě čtvrtletních časových řad je λ standardně rovna 1600. Cyklická složka je pak odvozena odpočtem odhadnuté trendové složky od původní časové řady.

Srovnatelnost výsledků s výsledky uvedenými ve stejném dokumentu v loňském roce je limitována jednak v důsledku provedených revizí v časových řadách HDP a jednak kvůli přijetí několika změn při práci s časovými řadami. Na rozdíl od loňského dokumentu je při analýzách jednotně použita metoda sezónního očištění (TRAMO/SEATS).ⁱⁱ Při propočtu korelačního koeficientu u jednotlivých pětiletých časových období se vychází ze sezónně očištěné časové řady za celé období (tj. není zvlášť sezónně očišťována příslušná zkrácená časová řada). A konečně údaje o HDP jsou vyjádřeny v národních měnách, neboť jejich převod do EUR v sobě zahrnuje vliv vývoje kurzu národních měn k EUR, což není pro účely této analýzy žádoucí.

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 (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) a současné členy eurozóny (Portugalsko, Rakousko, Řecko). Data pocházejí z OECD, Main Economic Indicators a z ČSÚ pro Českou republiku (revidovaný HDP). 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 (1995–2004) 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. 1995–1999 a 2000–2004.

ⁱⁱ V minulosti byla používána metoda Census X11 – Multiplicative.

1.1.4 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, Rakousku, Portugalsku a Maďarsku)ⁱⁱⁱ 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:

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

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, Székely (1995) a také Flek a kol. (2001).

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

1.1.5 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 a Slovenska je však nutno vzít v úvahu relativně malou délku časových řad, které jsou k dispozici. Proto je použita jednoduchá metoda grafického znázornění úrokového diferenciálu vůči eurozóně.

K měření úrokových diferenciálů mezi jednoletými a pětiletými sazbami eurozóny a odpovídajícími sazbami České republiky, Maďarska, Polska a Slovenska byla použita data agentury Bloomberg. Pro porovnání instrumentů s jednoletou 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), and Bratislava Interbank Offered Rate (BRIBOR). Pro porovnání delších úrokových sazeb je použita úroková sazba na pětileté vládní dluhopisy.^v

Časová řada jednoletých úrokových sazeb začíná 30.12.1998 pro eurozónu a Českou republiku, 22.1.2001 pro Polsko, 19.11.2001 pro Slovensko a 2.5.2002 pro Maďarsko. Časová řada pětiletých úrokových sazeb začíná 30.12.1998 pro eurozónu, Českou republiku a Maďarsko, 4.3.1999 pro Polsko a 3.2.2003 pro Slovensko. Všechny časové řady končí

ⁱⁱⁱ Za Řecko, Polsko a SR nebyla k dispozici srovnatelná data.

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

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

^v Kódy v systému Bloomberg jsou následující EUR012M Index, PRIB01Y Index, BUBOR01Y Index, WIBO1Y Index, BBOR1Y Index, a GECU5YR Index, CZGB5YR Index, GHGB5YR Index, POGB5YR Index, a CTSKK5YR Corp. Jednoleté mezibankovní sazby jsou vysoce korelované se sazbami na jednoleté vládní dluhopisy (na úrovni 0,96 až 0,99), ale data o nich jsou úplnější. Údaje o sazbách na jednoleté slovenské vládní dluhopisy nejsou k dispozici.

14. nebo 16.9.2005. Pětileté úrokové sazby pro Českou republiku nejsou k dispozici pro období 29.7.-8.8.1999, 30.1.-6.3.2003 a 22.10.-21.3.2004. Ostatní chybějící data nepřesahují 1-2 dny.

Pro srovnání výnosů desetiletých vládních dluhopisů byly použity časové řady „EMU convergence criterion bond yields“ z databáze New Cronos (Eurostat). Tyto časové řady jsou založeny na hrubém výnosu vládních bondů na sekundárním trhu se zbývajícím splatností přibližně deset let. Pro agregát 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 – srpen 2005 a mají měsíční periodicitu.

1.1.6 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;^{vi} 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 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 30.8.2005. Použita byla data v denní frekvenci z informačního zdroje Bloomberg.

1.2 Vliv mezinárodních ekonomických vztahů

1.2.1 Otevřenost ekonomiky a její propojení 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 onl-ine statistika OECD International Direct Investment Statistics Yearbook. Byly použity údaje o stavu přílivu přímých zahraničních investic (PZI) ze zemí eurozóny a o stavu odlivu přímých investic (PI)

^{vi} Stejná metoda je použita v Castrén a Mazzotta (2005).

do zemí eurozóny. Data o HDP v této analýze pocházejí z databáze Economist Intelligence Unit.

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 celkové vývozy a dovozy 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 všechny 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 celkového vývozu a dovozu sledovaných zemí rozděleného podle dvoumístné klasifikace SITC (komodity i jsou tudíž dány jednotlivými skupinami dvoumístného SITC).

1.3 Finanční trh

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

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

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

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

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

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

2 PŘIZPŮSOBOVACÍ MECHANISMY

2.1 Fiskální politika

2.1.1 Stabilizační funkce veřejných rozpočtů

Dekompozice fiskálního deficitu na cyklickou a strukturální část

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

Celkové saldo vládního sektoru lze tedy rozdělit na část cyklickou a část strukturální (nazývanou někdy též částí cyklicky očištěnou v závislosti na tom, jak se vypořádáme s jednorázovými fiskálními opatřeními). Pro odhad cyklické složky jsme použili metodu ESCB^{vii}, 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.

2.1.3 Dlouhodobá udržitelnost veřejných financí

Extrapolace dlouhodobé udržitelnosti byla převzata z publikace Public Finance in EMU (Evropská komise, 2005). Tato extrapolace provedená Evropskou komisí byla založena na několika předpokladech: vycházelo se z údajů obsažených v aktualizaci Konvergenčních programů a Programů stability z podzimu 2004, daňová kvóta se ve zkoumaném horizontu nezmění, výdaje spojené se stárnutím populace vyvíjí v souladu s dostupnými predikcemi, poměr ostatních výdajů k HDP zůstane zachován na předpokládané úrovni 2008, deflátor HDP je po celou dobu 2 %, reálný růst HDP se v jednotlivých zemích liší a vychází buď z Konvergenčních programů a Programů stability nebo z předpokladů EPC.

2.1.4 Makroekonomické dopady přílivu prostředků z fondů EU

Změny ve vývoji vybraných makroekonomických veličin jsou simulovány za využití čtvrtletního predikčního modelu ČNB. Odhady čisté pozice pro období do roku 2013 jsou převzaty z dokumentů Ministerstva financí, které ve svých odhadech respektuje příslušnou metodiku náběhu čerpání zdrojů z EU. V propočtech přitom není uvažována existence zpoždění mezi realizací projektů a jejich profinancováním.

Ke stanovení ekonomického impulzu z titulu nárůstu finančních toků z EU je využita metoda, která je aplikována při propočtu fiskálního impulzu v rámci prognostického aparátu ČNB.

^{vii} Viz Carine Bouthevillain et al. (2001).

Impulz je v tomto případě odvozen od meziroční změny čisté pozice České republiky vůči rozpočtu EU vyjádřené v procentech HDP s tím, že multiplikátor je odhadnut na 0,61. Z toho vyplývá, že meziroční změna čisté pozice v rozsahu 1 % HDP vede ke stimulaci ekonomiky ve výši 0,61 procentního bodu reálného HDP. Při propočtu impulzu vycházíme z hodnot HDP v běžných cenách dle aktuální, tj. červencové prognózy ČNB a z předpokladu, že index deflátoru HDP bude přibližně odpovídat inflačnímu cíli.

Simulace makroekonomických dopadů přílivu prostředků z fondů EU je pak provedena na základě makroekonomické prognózy ČNB z července 2005. Nově identifikované impulzy z titulu přílivu finančních prostředků z EU jsou do čtvrtletního predikčního modelu vloženy stejně jako je standardně v rámci prognostického cvičení ČNB vkládán fiskální impulz, tj. jako rezidua do rovnice výstupové mezery.^{viii}

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 či Hycklak a Johnes, 1992).

$$\Delta w_t = c_1 + c_2 u_t + c_3 \Delta p_{t-1} + \varepsilon_t$$

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 (1995–2004), tak pro dvě subperiody, tj. 1995–1999 a 2000–2004.

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

Tato analýza přebírá výsledky z práce Galuščák a Münich (2005a). Autoři odhadují mzdovou křivku pomocí ročních údajů o mzdách a nezaměstnanosti za okresy ČR v období 1993–2001. Rovnici mzdové křivky můžeme zapsat ve tvaru:

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

kde w_{rt} je logaritmus nominální mzdy v regionu r a čase t a u_{rt} je logaritmus regionální nezaměstnanosti. Regionální (α_r) a časové (δ_t) fixní efekty zachycují rozdíly v cenové hladině mezi regiony a změny cen v čase. V rovnici předpokládáme, že rozdíly mezi regiony přetrvávají, zatímco časové fixní efekty (roční dummy proměnné) měří agregátní šoky, které

^{viii} Pro více informací o čtvrtletním predikčním modelu ČNB viz Beneš a kol. (2003).

zasahují všechny regiony stejně. Fixní efekty zároveň nahrazují deflování nominálních mezd. Koeficient β měří elasticitu reálných mezd.

První diference rovnice (1) odstraňuje regionální fixní efekty:

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

Rovnici (2) odhadujeme metodou nejmenších čtverců s využitím instrumentů pro míru nezaměstnanosti na pravé straně rovnice. Vývoj pružnosti reálných mezd můžeme sledovat z odhadů například pro dvouletá období mezi roky 1993 a 2001. Limitujícím faktorem je krátká časová řada ročních údajů.^{ix}

2.2.3 Pružnost cen

Pro odhad inflační perzistence využíváme neparametrickou techniku navrženou 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-Prescottovým (HP) filtrem. Pro výpočet používáme měsíční data HICP inflace (meziroční změny) od 1997:1 do 2005:7, zdrojem dat je Eurostat. Vzhledem k tomu, že HP filtr je na okrajích časové řady poskytuje vychýlený odhad trendu, k vlastnímu výpočtu inflační perzistence použijeme data 1998:1-2004:12.

2.3 Pružnost trhu práce

2.3.1 Nezaměstnanost a vnitrostátní mobilita pracovní síly

Analýza *dlouhodobé nezaměstnanosti* je provedena porovnáním míry dlouhodobé nezaměstnanosti (podíl osob bez práce 12 a více měsíců v metodice ILO a pracovní síly) a podílu dlouhodobě nezaměstnaných (podíl osob bez práce 12 a více měsíců a všech nezaměstnaných podle metodiky ILO). 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.

Indexy strukturální nezaměstnanosti vyjadřují regionální nesoulad mezi počtem nezaměstnaných a počtem volných pracovních míst (Boeri, Scarpetta, 1996). Indexy jsou definovány pomocí vztahů

$$I_1 = \frac{1}{2} \sum_i \left| \frac{u_i}{u} - \frac{v_i}{v} \right|,$$

$$I_2 = \frac{1}{2} \sum_i \frac{p_i}{p} \left| \frac{u_i - v_i}{p_i} - \frac{u - v}{p} \right|,$$

^{ix} Okresní mzdy jsou v období 1993-2001 sledovány pracovištní metodou. Od roku 2002 ČSÚ sleduje mzdy v okresech pouze podnikovou metodou, kdy údaje za pobočky podniků se zahrnují do okresu sídla ústředí. Z toho důvodu nelze analýzu mzdové křivky aktualizovat za období po roce 2001.

kde p_i , u_i a v_i je pracovní síla, počet nezaměstnaných a počet volných pracovních míst v okrese, zatímco p , u a v je pracovní síla, počet nezaměstnaných a počet volných pracovních míst na celostátní úrovni. Oba indexy měří počet nezaměstnaných jako podíl všech nezaměstnaných (I_1), resp. podíl pracovní síly (I_2). Strukturální rovnováhy mezi počtem nezaměstnaných a počty volných pracovních míst v okresech by bylo dosaženo v případě, že by se tito nezaměstnaní přestěhovali do jiných okresů. Index I_2 není na rozdíl od indexu I_1 citlivý na změny celkového počtu nezaměstnaných. Předpokládá se, že nezaměstnaný může zaplnit libovolné volné pracovní místo v daném regionu. Boeri, Scarpetta (1996) uvádějí hodnoty indexů strukturální nezaměstnanosti pro země střední Evropy. Indexy pro další období můžeme vypočítat pomocí údajů z úřadů práce. Dostupné jsou údaje z ČR, Rakouska a Slovenska.

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. 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 přistěhované osoby.

2.3.2 Mezinárodní mobilita pracovní síly

Zahraniční stěhování. Údaje o evidované mezinárodní mobilitě za jednotlivé země nejsou plně srovnatelné (OECD, 2005c, národní statistické úřady). Údaje o postojích k mezinárodní mobilitě z šetření Eurobarometr 2002 jsou převzaty z Krieger (2004).

2.3.3 Institucionální prostředí

Pružnost trhu práce je 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 mezní efektivní daňové sazby. 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, 2004a, 2005a nebo Brandt, Burniaux, Duval 2005)

je založeno na mezinárodní evidenci o vlivu institucionálních faktorů na makroekonomické veličiny.^x

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 (2004a).

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 (2004a). 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 roce 2004 a 2005 byla propočítána podle platného zákoníku práce, případně podle návrhů na legislativní změny.

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), Nesrozumitelnost administrativních a regulačních 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 roce 2004 a 2005 byla propočtena podle novelizací obchodního zákoníku a živnostenského zákona.

Celkové zdanění práce se uvádí jako odvody z mezd placené zaměstnanci a zaměstnavateli a daně z příjmu ve vztahu k celkovým nákladům práce (OECD, 2005b).

Indikátory motivace k práci. Údaje o mezních efektivních daňových sazbách nezaměstnaných (METR) pocházejí z OECD (2004b) a z aktualizace pomocí OECD tax benefit models, pro jednotlivé typy domácností, osoby v počáteční fázi nezaměstnanosti s nárokem na dávky v nezaměstnanosti^{xi} a pro osoby bez nároku na dávky v nezaměstnanosti (neaktivní nebo dlouhodobě nezaměstnaní).

METR udávají, do jaké míry kombinace daní a dávek ovlivňuje finanční zisk z práce, a tím motivaci nezaměstnaných nebo neaktivních osob k nástupu do zaměstnání (resp. ke zvýšení počtu odpracovaných hodin v případě mezních efektivních daňových sazeb zaměstnaných osob).

Jestliže osoba přejde ze stavu A do stavu B, je třeba do jejího dodatečného daňového zatížení započítat odebrané dávky. Mezní efektivní daňové sazby jsou dány vztahem

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

^{xi} V tomto případě předpokládáme, že nezaměstnaní pobírající dávky v nezaměstnanosti obvykle nepobírají pravidelné dávky sociální potřebnosti, které dorovnávají příjem domácnosti do životního minima. Analýza údajů Mikrocensus 2002 tuto hypotézu potvrzuje.

$$METR = 1 - \frac{\Delta y_{net}}{\Delta y_{gross}},$$

kde Δy_{gross} je změna hrubých příjmů, zatímco změna čistých příjmů Δy_{net} je dána vztahem

$$\Delta y_{net} = y_{netB} - y_{netA} = (y_{grossB} - t_B + b_B) - (y_{grossA} - t_A + b_A),$$

kde t jsou celkové daně a b celkové dávky. Vztah pro METR lze přepsat jako

$$METR = \frac{(t_B - t_A) - (b_B - b_A)}{y_{grossB} - y_{grossA}}.$$

Při přechodu z nezaměstnanosti do zaměstnání je $y_{grossA}=0$, $t_A=0$. V tomto případě se jedná o mezní efektivní daňové sazby nezaměstnaných nebo neaktivních osob (tzv. past nezaměstnanosti nebo neaktivity, viz OECD 2005a).

Indikátory METR zachycují pouze finanční nároky na sociální dávky. V případě dostatečného monitorování aktivity nezaměstnaných při hledání zaměstnání mohou být i vysoké hodnoty METR spojeny s dostatečnou motivací k hledání zaměstnání.^{xii}

2.4 Pružnost finančního 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.

^{xii} Údaje METR jsou počítány pro modelové typy domácností. Z hlediska možného vlivu těchto indikátorů do zaměstnanosti a nezaměstnanosti je podstatná jejich distribuce pro domácnosti. V případě ČR je výskyt pastí nezaměstnanosti a neaktivity popsán v Galuščák, Pavel (2005).

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 (%)

Zisk před zdaněním k průměrným aktivům. Tento ukazatel lze považovat za syntetickou míru 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. 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 k ultimu roku než k průměrným aktivům. Ukazatel k průměrným aktivům lépe vystihuje rozložení nákladů a výnosů na jednotku.

Základní scénáře zátěžových testů

K odolnosti bankovního sektoru v ČR se využívají zátěžové testy, které podrobují banky hypotetickým změnám klíčových makroekonomických proměnných. Navržené scénáře se skládají z kombinací nepříznivých změn úrokových sazeb, měnového kurzu a kvality úvěrů.^{xiii}

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.

^{xiii} Shrnutí výsledků zátěžových testů jsou součástí zpráv o finanční stabilitě zveřejňovaných Českou národní bankou.

E. Seznam použité literatury

- 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.
- Babetskii, I. (2005): “Trade Integration and Synchronization of Shocks: Implications for EU Enlargement”, *Economics of Transition*, Vol. 13(1), pp. 105-138.
- 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.
- Beneš, J., T. Hlédik, D. Vávra and J. Vlček (2003): “The Quarterly Projection Model and its Properties”, in: Coats W., D. Laxton a D. Rose eds., *The Czech National Bank's Forecasting System*, Česká národní banka.
- Blanchard, O. J., Perotti, R. (2002): “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), pp. 1329-1368.
- Blanchard, O. J., Quah, D. (1989): “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review*, September, pp. 655–673.
- Blanchflower, D. G. (2001): “Unemployment, Well-Being and Wage Curves in Eastern and Central Europe”, *Journal of the Japanese and International Economies* 15(4): 364-402.
- Blanchflower, D. G., Oswald, A. J. (1994): *The Wage Curve*, Cambridge: MIT Press.
- Boeri T., Scarpetta S., (1996): “Regional mismatch and the transition to a market economy”, *Labour Economics* 3(3): 233-254.
- 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. (2002): “Assessing the OECD Jobs Strategy: Past Developments and Reforms”, OECD Economics Department Working Paper No. 429.
- Bulíř, A., Šmídková, K. (2004), “Exchange Rates in the New EU Accession Countries: What Have We Learned from the Forerunners”, CNB Working Paper No. 10/2004.
- Calmfors, L., Driffill, J. (1988), “Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance”, *Economic Policy* 6: 13-61.
- 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., S. Mazzotta S. (2005): “Foreign Exchange Rate Option and Returns Based Correlation Forecasts Evaluation and Two Applications”, ECB Working Paper No. 447.
- Conway, P., Janod V., Nicoletti G. (2005), “Product Market Regulation in OECD Countries, 1998 to 2003”, OECD Economics Department Working Paper No. 419.
- Čihák M., Heřmánek J. (2005): “Stress Testing the Czech Banking System: Where Are We? Where Are We Going?”, *CNB Research and Policy Note 2/2005*.
- Čihák, M., Holub, T. (2003): “Price Convergence to the EU: What Do the 1999 ICP Data Tell Us?”, CNB Working Paper Series, č. 2/2003.
- 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.
- Evropská komise (2005): *Public Finance in EMU*.
- Engel, C., Rogers, J. (2004): “European Product Market Integration After the Euro”, *Economic Policy*, pp. 347-384.
- Feldstein, M. (2002): “The Role of Discretionary Fiscal Policy in Low Interest Rate Environment”, NBER Working Paper 9203.
- Fidrmuc J. (1999): “Determinants of EU’s Intraindustry Trade with CEECs”, CERGE-EI Discussion Paper No. 6/99.
- Flanagan, R. J. (1999), “Macroeconomic Performance and Collective Bargaining: An International Perspective”, *Journal of Economic Literature* 37(3): 1150-1175.
- Flek 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., Pavel J. (2005): “Does Work Pay? Incidence of Unemployment and Inactivity traps in the Czech Republic”, 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.

- 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.
- 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: Evidence from the 1990s, *Applied Economics Letters*, forthcoming.
- 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., Münich, D. (2003): „Understanding Long-Term Unemployment in the Czech Republic“, *Finance a úvěr* 53(1): 11-30.
- 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.
- 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. (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.
- Kočenda, E. (2001): "Macroeconomic Convergence in Transition Countries", *Journal of Comparative Economics*, 29, pp. 1-23.
- Krugman, P. (1981): "Intraindustry Specialization and the Gains from Trade. *Journal of Political Economy*", Vol. 89, No. 5, pp. 959-973.
- Landesmann, Székely (1995): "Industrial Restructuring and Trade Reorientation in Eastern Europe". Cambridge (UK): Cambridge University Press.
- 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, pp. 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, pp. 657-665.
- 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.
- Nickell, S. (1997): “Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America”, *Journal of Economic Perspectives* 11(3): 55-74.
- 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, 2004a, 2005a): *Employment Outlook*, Paris: OECD.
- OECD (2004b): *Benefits and Wages*, Paris: OECD.
- OECD (2004c): *Economic Surveys 2004: Czech Republic*, Paris: OECD.
- OECD (2005b): *Taxing Wages 2003-2004*, Paris: OECD.
- OECD (2005c): *Trends in International Migration: SOPEMI 2004 Edition*, 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.
- Shapiro, C., Stiglitz, J. E. (1984): “Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device”, *American Economic Review*, 74(3), pp. 433-444.
- Vaubel, R. (1990): “Currency Unification, Currency Competition, and the Private ECU: Second Thoughts” in *International and European Monetary Systems*, Emil-Maria Claassen (ed.), Praeger, pp. 171-187.