

**Univerzita Karlova v Praze**

**Fakulta sociálních věd**

**Institut ekonomických studií**

**DIPLOMOVÁ PRÁCE**

**2008**

**Ondřej Strecker**

**Univerzita Karlova v Praze**

**Fakulta sociálních věd**

Institut ekonomických studií

**DIPLOMOVÁ PRÁCE**

**Vliv inflačních diferenciálů  
na dynamiku HDP**

**Vypracoval: Ondřej Strecker**

**Vedoucí: Roman Horváth, M.A.**

**Akademický rok: 2007-2008**

## PROHLÁŠENÍ

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci vypracoval samostatně a použil pouze uvedené prameny a literaturu.

V Praze dne 18. května 2008

.....  
(podpis autora)

## PODĚKOVÁNÍ

Moc děkuji *Romanu Horváthovi, M.A.* za vedení a podporu při psaní této diplomové práce, *Martinu Eiglspergerovi* za poskytnutí některých dat a všem dalším, jejichž přímá i nepřímá pomoc mi umožnila tuto práci napsat.

## **Abstrakt**

Inflační diferenciály znamenají v prostředí měnové unie i rozdíly v reálné úrokové míře. V krátkém období tak na HDP působí procyklicky, jednak přímo a prostřednictvím efektu bohatství taky nepřímě. V delším období kumulující se inflační diferenciály zhoršují reálný měnový kurz a postupně tak převáží jejich anticyklický vliv. Pro dynamiku HDP z toho plyne předpoklad delších a hlubších cyklů. Po teoretické analýze mechanismu tato práce kvantifikuje jednotlivé efekty pro případ EMU a zabývá se očekávanými změnami vlastností cyklu po zavedení Eura. GMM a Kivietovy odhady modelů s panelovými daty většinou potvrzují statistickou signifikanci popsáných efektů. Další výsledky ukazují pozitivní souvislost mezi absolutní velikostí inflačních diferenciálů a růstem amplitudy cyklů, prodloužením jejich délky a prodloužením doby nutné k návratu do rovnováhy po poptávkovém šoku.

## **Abstract**

Inflation differentials within a monetary union translate into differentials in real interest rates. Consequently, their effect (either direct or indirect, through the wealth channel) on the GDP is pro-cyclical in the short term. In the long term, accumulated inflation differentials worsen the real exchange rate and so after some time their anti-cyclical effect will prevail. Concerning the dynamics of the GDP, longer and stronger cycles can be expected. After a theoretical description of the mentioned mechanism this paper quantifies individual effects for the EMU. It also deals with expected changes in cycles' properties after the adoption of Euro. GMM and Kiviet estimates of the panel data model generally prove the statistical significance of the considered effects. Subsequent results show positive relationship between the absolute magnitude of the inflation differentials on the one hand and the growth of the amplitude of the cycles, increase in their length and increase in time needed for the economy to return to the equilibrium after a demand shock on the other hand.

# Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Teorie</b>	<b>3</b>
2.1	Inflační diferenciály v kontextu OCA teorie . . . . .	3
2.2	Reálná úroková míra v transmisním mechanismu . . . . .	7
2.2.1	Mikroekonomické základy . . . . .	8
2.2.2	Empirické výsledky . . . . .	13
2.2.3	Shrnutí . . . . .	18
2.3	Inflační diferenciály v rámci měnové unie . . . . .	20
2.3.1	Inflační diferenciály a dynamika HDP . . . . .	20
2.3.2	Možné relativizující faktory . . . . .	27
2.3.3	Přehled literatury . . . . .	30
<b>3</b>	<b>Empirické analýzy</b>	<b>35</b>
3.1	Inflační a úrokové diferenciály v EMU . . . . .	35
3.1.1	Inflace . . . . .	35
3.1.2	Úrokové diferenciály . . . . .	37
3.2	Mezera výstupu . . . . .	40
3.2.1	Metodologie . . . . .	40
3.2.2	Data a výsledky . . . . .	43
3.2.3	Mezera výstupu a inflační diferenciály . . . . .	44
3.3	Inflační diferenciály a ceny realit . . . . .	46
3.3.1	Metodologie . . . . .	47
3.3.2	Data . . . . .	49
3.3.3	Výsledky . . . . .	51
3.3.4	Ceny nemovitostí a mezera výstupu . . . . .	52
3.4	Změny v amplitudě cyklů . . . . .	54
3.4.1	Metodologie . . . . .	54
3.4.2	Výsledky . . . . .	54
3.5	Změny v periodě cyklu . . . . .	56
3.5.1	Metodologie a data . . . . .	56
3.5.2	Výsledky . . . . .	57
3.6	Nabídkové a poptávkové šoky a návrat do rovnováhy . . . . .	61
3.6.1	Metodologie a data . . . . .	61
3.6.2	Výsledky . . . . .	65
3.7	Model . . . . .	67
3.7.1	Metodologie a data . . . . .	67
3.7.2	Výsledky . . . . .	68
3.7.3	Shrnutí . . . . .	74
<b>4</b>	<b>Závěr</b>	<b>76</b>

## Seznam grafů

1	OCA linie . . . . .	4
2	Krugmanova teorie specializace . . . . .	26
3	Teorie endogeneity OCA kritérií . . . . .	29
4	Deflátor HDP v 2007 (Eurostat) . . . . .	37
5	Průměrná hodnota inflačního diferenciálu 1999-2007 (vlastní výpočty)	38
6	Desetileté vládní obligace (v %), první kvartál 2007 (druhý kvartál 2006 pro Řecko) (Eurostat) . . . . .	39
7	Kumulované inflační diferenciály a kumulované mezery výstupu 1999- 2007 (vlastní výpočty) . . . . .	45
8	Kumulované inflační diferenciály a kumulované mezery výstupu 1995- 1998 (vlastní výpočty) . . . . .	45
9	Vztah mezi kumulovanými rozdíly v cenách nemovitostí a kumulo- vanými diferenciály mezer výstupu (ECB, Eurostat; vlastní výpočty)	53
10	Absolutní kumulované inflační diferenciály a relativní změna ampli- tudy cyklů (vlastní výpočty) . . . . .	55
11	Frekvenční analýza cyklické složky HDP (vlastní výpočty) . . . . .	58
12	Absolutní kumulované inflační diferenciály a změna délky periody cyklu před a po zavedení Eura (vlastní výpočty) . . . . .	60
13	Efekt poptávkového a nabídkového šoku . . . . .	62
14	Absolutní kumulované inflační diferenciály a změna doby nutné k dosažení rovnováhy po poptávkovém šoku v zemích EMU mimo Irsko (vlastní výpočty) . . . . .	66
15	Kumulované standardizované inflační diferenciály za období 1999 - 2007 podle indikátoru (Eurostat; vlastní výpočty) . . . . .	84
16	HICP v 2007 (Eurostat) . . . . .	84
17	Průměrná hodnota HICP diferenciálu 1999-2007 (vlastní výpočty) . .	85
18	Vývoj inflačních diferenciálů Španělska a Německa (levá osa) a míry inflace v EMU (pravá osa) (Eurostat; vlastní výpočty) . . . . .	85
19	Srovnání cyklické složky německého HDP získané pomocí různých filtrů (Eurostat, vlastní výpočty) . . . . .	86
20	Srovnání cyklické složky evropského HDP získané pomocí různých filtrů (Eurostat, vlastní výpočty) . . . . .	86
21	Mezera produktu pro členy EMU a Eurozónu (Eurostat, vlastní výpočty)	87
22	Relativní změna cen nemovitostí (ECB) . . . . .	90
23	Absolutní kumulované diferenciály a relativní změna amplitudy cyklů (vlastní výpočty) . . . . .	91
24	Srovnání ideálního a reálného frekvenčního filtru . . . . .	91
25	Souvislost mezi kumulovanými inf. diferenciály a změnou doby nutné k dosažení rovnováhy po poptávkovém šoku, mimo Irsko a Španělsko (vlastní výpočty) . . . . .	92

## Seznam tabulek

1	Průměrná korelace cyklů země s ostatními členy ( <i>avg_11</i> ) a korelace s agregátem Eurozóny ( <i>EA12</i> ) po vzniku EMU (Eurostat, vlastní výpočty) . . . . .	44
2	Průměrná korelace cyklů země s ostatními členy ( <i>avg_11</i> ) a korelace s agregátem Eurozóny ( <i>EA12</i> ) před vznikem EMU (Eurostat, vlastní výpočty) . . . . .	44
3	Odhady determinantů cen obytných nemovitostí . . . . .	51
4	Inflační diferenciály a amplituda cyklů (vlastní výpočty) . . . . .	55
5	“Průměrná” hodnota frekvence (převedené na periody) cyklu (vlastní výpočty) . . . . .	59
6	Sladěnost poptávkových šoků (vlastní výpočty) . . . . .	65
7	Sladěnost nabídkových šoků (vlastní výpočty) . . . . .	65
8	Počet období nutných k dosažení rovnováhy po poptávkovém šoku (vlastní výpočty) . . . . .	66
9	Odhady IS křivky (pro cyklus z HP filtru) . . . . .	69
10	Odhady Phillipsovy křivky (pro cyklus z HP filtru) . . . . .	70
11	Odhady IS křivky (pro míru růstu HDP) . . . . .	72
12	Odhady Phillipsovy křivky (pro míru růstu HDP) . . . . .	73
13	Deflátor HDP 1999-2007 a kumulovaný diferenciál (Eurostat; vlastní výpočty) . . . . .	83
14	HICP 1999-2007 a kumulovaný diferenciál (Eurostat; vlastní výpočty)	83
15	Korelace mezi HICP a deflátorem HDP 1999-2007 (Eurostat, vlastní výpočty) . . . . .	83
16	Sladěnost cyklů po vzniku EMU (Eurostat, vlastní výpočty) . . . . .	88
17	Sladěnost cyklů před vznikem EMU (Eurostat, vlastní výpočty) . . . . .	89



# 1 Úvod

Devadesátá léta a s nimi spojená prohlubující se ekonomická integrace v západní Evropě znovu oživily zájem o teorii optimálních měnových zón. Tato teorie sice poskytuje rámec pro diskusi a definuje oblasti, kterým by v procesu vzniku monetární unie měla být věnována pozornost, nicméně její výsledky jsou spíše kvalitativní než konkrétní. Obecný závěr tak zní, že klady společné měny jsou tím větší, čím podobnější jsou si ekonomiky jejích potenciálních členů. Přesná hranice, kdy pro zemi začíná být výhodnější opustit vlastní měnu ve prospěch jedné společné, však jasná není.

Před blížícím se spuštěním Eura bylo potřeba stanovit podmínky pro účast v Ekonomické a monetární unii (EMU), což vedlo k přijetí známých Maastrichtských kritérií. V podstatě dodnes ale probíhají diskuse, zda jsou takto definované podmínky dostatečné a jestli tedy současná EMU představuje optimální měnovou zónu. Odpovědi tak spíše než teorie přináší pozorování procesů odehrávajících se v realitě po jejím vzniku...

Relativně velkou pozornost v souvislosti s EMU už nějakou dobu poutá fenomén persistentních inflačních diferenciálů. Rozdíly v míře inflace mezi jednotlivými členy Eurozóny jsou totiž nezanedbatelné a ani osm let po jejím vzniku se nezdá, že by měly mizející tendenci. Analýza zdrojů těchto diferenciálů a příčin jejich persistence je tématem množství empirických studií.

Tato práce se sice inflačními diferenciály také zabývá, nicméně spíše než příčiny zkoumá jejich následky. V moderním pojetí monetární politiky je za její základní instrument považována nominální úroková míra. Zmíněný fakt stojí na předpokladu, že míra inflace závisí na mezeře výstupu, přičemž posledně jmenovaná proměnná je funkcí reálného úroku. V situaci inflačních diferenciálů však jedna nominální úroková míra znamená rozdíly v reálné míře a společná monetární politika tak de facto představuje odlišné impulsy působící na hladinu důchodu a tedy zpětně zase i na inflaci. Tématem této práce je pak právě potenciální vliv inflačních diferenciálů na dynamiku produktu.

Jako většina studií podobného typu začíná i tato práce teoretickým popisem uvažovaného mechanismu. Po stručném představení potenciálního problému inflačních diferenciálů v kontextu OCA teorie následuje diskuse týkající se role reálného úroku v ekonomice. Teorie vycházející z mikroekonomických základů je doplněna výsledky empirických analýz zkoumajících tento problém, na jejichž základě je původní model modifikován. Poslední část první kapitoly pak využívá popsaných souvislostí k charakterizaci chování úrokového kanálu monetární transmise a mechanismu navracejícího ekonomiky v prostředí měnové unie zpět do rovnováhy. Mimo to jsou zmíněny i argumenty, které implikované efekty inflačních diferenciálů relativizují. Nakonec je uveden přehled literatury na dané téma.

Druhá kapitola se věnuje empirickým analýzám. Nejprve jsou popsány základní veličiny vystupující v uvažovaném systému - inflační (potažmo úrokové) diferenciály a mezera výstupu. Po testování možného nepřímého efektu úrokového kanálu na důchod prostřednictvím efektu bohatství jsou zkoumány předpokládané projevy inflačních diferenciálů z hlediska délky a amplitudy cyklů a taky změny v době potřebné k návratu do rovnováhy po poptávkovém šoku. Nakonec je odhadnut model derivovaný v teoretické části práce.

## 2 Teorie

### 2.1 Inflační diferenciály v kontextu OCA teorie

Diskusi o optimálních měnových zónách otevřel v roce 1961 Robert Mundell článkem *A Theory of Optimum Currency Areas*<sup>1</sup>. Struktura, na které je článek postaven, se pak v podstatě používá dodnes a spočívá v porovnání výhod a nevýhod plynoucích ze vstupu do monetární unie.

Na jedné straně tak stojí pohled internacionalistů devatenáctého století, kteří byli přesvědčeni o výhodách mezinárodního obchodu a množství nákladů a nejistot spojených se systémem mnoha samostatných měn viděli jako jednoznačnou překážku jeho rozvoje. John Stuart Mill dokonce lpění na národní měně přesto, že je to nevýhodné jak pro danou ekonomiku, tak pro její sousedy, označil za *barbarismus*<sup>2</sup>. Argument o pozitivním vlivu jediné měny na mezinárodní obchod je bezpochyby platný i dnes a kdyby se nebral zřetel na nic dalšího, tak by se celý svět dal označit za optimální měnovou zónu.

Jak už ovšem bylo řečeno výše, jediná měna a tedy i jediná monetární politika mohou někdy naopak představovat překážku v dosažení optimality, pokud optimalitu definujeme podle Mundella jako *schopnost stabilizovat národní zaměstnanost a cenovou hladinu*<sup>3</sup>. To autor ilustruje jednoduchým příkladem dvou regionů (A a B), kde je každý z nich specializovaný na jiný typ produkce. Předpokládáme rovnováhu platební bilance a plnou zaměstnanost, která je narušena posunem poptávky od výrobků regionu B k produkci regionu A. V případě, že oba regiony jsou zároveň země s vlastní měnou, se nerovnáha vyřeší posílením měnového kurzu měny A (a tedy depreciačí měny B). Pokud však oba regiony tvoří měnovou unii a za předpokladu, že neexistuje perfektní mobilita práce a kapitálu (což v případě přesunů mezi jednotlivými sektory opravdu není), vyvolá tento poptávkový šok inflační tlaky v oblasti A a zároveň nezaměstnanost v oblasti B. Monetární autorita má v tomto případě dvě možnosti: Jednak může snížením peněžní nabídky čelit inflaci v A, ovšem

---

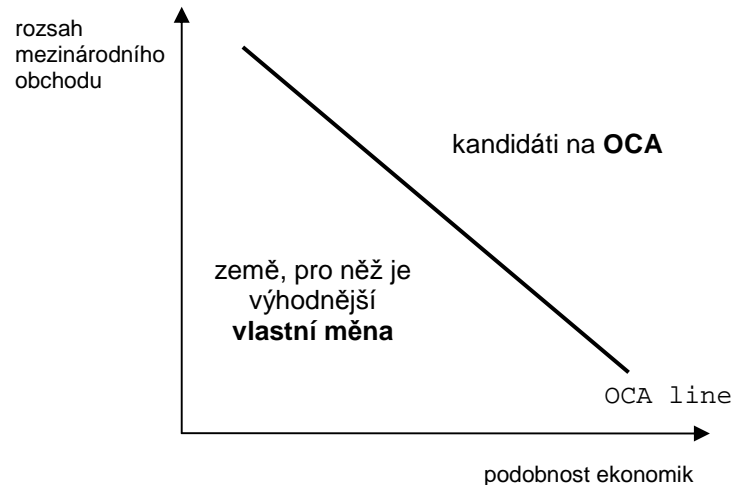
<sup>1</sup>např. v (Mundell, 1968), str. 177–186

<sup>2</sup>Původně v J.S. Mill: *Principles of Political Economy*, Vol. 2, New York: 1894; citace v (Mundell, 1968), str. 183

<sup>3</sup>(Mundell, 1968), str. 179

to bude mít za následek prohloubení krize v B. Nebo naopak podpoří zaměstnanost v B a peněžní nabídku zvýší, s nutným efektem vysoké inflace v A. Slovy autora je *tempo inflace určeno ochotou centrální autority povolit nezaměstnanost v deficitních oblastech*<sup>4</sup>.

Z předchozích odstavců tedy vcelku logicky plyne, že *optimální měnovou zónou je region*<sup>5</sup>. I když autor nedává jednoznačnou definici regionu, lze z uvedeného příkladu odvodit, že by to měla být oblast vystavená stejným šokům a tedy z makroekonomického hlediska podobně se chovající. Takový region bude těžit z výhod snadnějšího obchodu bez toho, aby pro něj jediná měnová politika znamenala nějaké větší problémy. Později se v literatuře<sup>6</sup> objevuje graf (1), který dvě sledovaná kritéria dává do souvislosti. Vzájemná podobnost ekonomik na ose *x* je argumentem pro vstup do monetární unie, stejně jako intenzita zahraničního obchodu na ose *y*. Tzv. *OCA linie* pak na základě těchto dvou proměnných odděluje množinu stavů příhodných pro zachování vlastní měny od charakteristik favorizujících měnu společnou.



Graf 1: OCA linie

Pro účely této práce je ještě vhodné uvést McKinnonovu tříbodovou definici optimality<sup>7</sup>:

<sup>4</sup>(Mundell, 1968), str. 179

<sup>5</sup>(Mundell, 1968), str. 181

<sup>6</sup>např. v (Mongelli, 2002) nebo (Frankel and Rose, 1996)

<sup>7</sup>(McKinnon, 1963), str. 717

1. udržení plné zaměstnanosti
2. udržení vyrovnané platební bilance
3. udržení stabilní vnitřní cenové hladiny

OCA teorie je samozřejmě mnohem bohatší než výše uvedený souhrn; zvláště empirická část prodělala v devadesátých letech vcelku dynamický rozvoj. Není to však hlavní téma této práce, a tak zde (až na určité výjimky, jako např. teorie endogeneity) nejsou další aspekty této teorie dále rozvíjeny.<sup>8</sup>

Pokud se snažíme interpretovat inflační diferenciály v rámci OCA teorie, je asi celkem jasné, že to bude na straně nákladů. Z předchozích odstavců plyne, že náklady jsou tím menší, čím jsou si ekonomiky podobnější. Otázka tak zní, zda inflační diferenciály znamenají *rozdíly* i ve smyslu Mundellovy definice optimální měnové zóny. Ten sice ve svém článku používá příklad dvou oblastí s odlišnými inflačními tlaky, nicméně tam je rozdíl v inflační dynamice způsobený rozdíly v reálných šocích, což nemusí být nutně případ persistentních inflačních diferenciálů.

Pro inflaci totiž neexistuje žádná přirozená rovnovážná hladina. Například podle komentáře ke čtvrtletnímu projekčnímu modelu (*QPM*) používanému v České národní bance platí v rovnováze pro inflaci pouze to, že se rovná inflačním expektacím a ty by měly být shodné s inflačním cílem<sup>9</sup>. Inflační cíl pak monetární autorita určuje “uměle”, na základě optimalizace svých preferencí<sup>10</sup>. Stejně tak Walsh v kapitole o inflačním vychýlení konstatuje, že “*monetární modely implikují, že chování reálného produktu by mělo být stejné při průměrné inflaci 0% nebo 10%.*”<sup>11</sup> Z toho plyne, že může nastat následující případ: Dvě ekonomiky budou podobné ve smyslu definic optimální měnové zóny, čili jinými slovy budou cyklicky

---

<sup>8</sup>Celkový přehled vývoje OCA teorie je možno nalézt třeba v (Mongelli, 2002).

<sup>9</sup>(Coats et al., 2003), str. 72

<sup>10</sup>Pokud monetární politika cíluje inflaci, skoro vždy je tento cíl větší než nula. Předpokládá se, že mírná inflace přináší určité výhody (například možnost úpravy reálných mezd, pokud jsou nominální mzdy rigidní, větší prostor pro měnovou politiku, protože nominální sazby nemohou být negativní,...), přičemž náklady jsou při takto nízké inflaci přijatelné. Každopádně odlišná ekonomická situace a/nebo odlišné preference mohou znamenat odlišný inflační cíl pro jednotlivé ekonomiky.

<sup>11</sup>(Walsh, 2003), str. 412

sladěné, budou podstupovat stejné šoky a tedy i jejich inflační dynamika bude podobná. Ve stejnou dobu tak obě budou potřebovat buď restriktivní nebo naopak expanzní monetární politiku. Přesto každá oblast bude mít stabilní, ale rozdílnou míru inflace...

Nabízí se tedy konstatovat, že inflační diferenciály nemusí představovat překážku pro vstup do měnové unie a dynamiku produktu ve srovnání s případem vlastní monetární politiky nijak zvlášť neovlivňují. To ovšem není úplně správný závěr.

V Mundellově příkladu centrální autorita provádí svou monetární politiku prostřednictvím řízení peněžní nabídky. Dnes však většina centrálních bank využívá nominální úrokové míry jako nástroj měnové politiky. Již v roce 1922 odvodil ekonom Irving Fisher vztah mezi nominální ( $i_t$ ) a reálnou ( $r_t$ ) úrokovou mírou:

$$(1 + r_t) = \frac{1 + i_t}{1 + \pi_t} \quad (1)$$

kde  $\pi_t$  je inflace. Pokud můžeme předpokládat nízkou inflaci i nízký reálný úrok, tak v procesu úpravy výrazu můžeme jejich součin zanedbat, čímž dostáváme jednodušší a používanější vztah

$$r_t = i_t - \pi_t. \quad (2)$$

V prostředí měnové unie existuje jen jedna nominální úroková míra. Pokud ale existují inflační diferenciály, pak podle rovnice 2 každá země čelí de facto odlišnému reálnému úroku. Inflační diferenciály tak v monetární unii mají za následek diferenciály reálného úroku.

Předpokládáme-li stejný případ jako o pár řádků výše, tedy stejnou cyklickou pozici, stejné šoky, stejnou inflační dynamiku a rozdíl ve stabilní míře inflace, pak potenciální problém není v reálné odlišnosti ekonomik, ale v tom, že ve skutečnosti na stejnou ekonomickou situaci je aplikována různá monetární politika. Což už by samozřejmě problém být mohl.

Aby bylo možné popsat možné důsledky úrokových diferenciálů, je nejprve třeba popsat, jak je vliv reálného úroku na ekonomiku, což je téma následující části.

## 2.2 Reálná úroková míra v transmisním mechanismu

Vlivný Radclifův report už v roce 1959 doporučil *úrokové míry spíše než nějaký význam termínu “nabídky peněz” jako základ monetární akce.*<sup>12</sup> V roce 1995 pak už mohl Smets konstatovat, že *v makroekonomických modelech většiny centrálních bank je transmisní proces monetární politiky modelován jako transmisní proces úrokové míry. Centrální banka určuje krátkodobou úrokovou míru, čímž ovlivňuje úrokové míry v celém spektru splatnosti, cenu dalších aktiv a měnový kurz. Tyto změny ve finančních proměnných posléze mají vliv na důchod a ceny...*<sup>13</sup>. Chování centrální banky se popisuje nějakou reakční funkcí. V učebnicích je to nejčastěji ilustrováno Taylorovým pravidlem:

$$i_t = r^* + \pi^T + \alpha_x x_t + \alpha_\pi (\pi_t - \pi^T), \quad (3)$$

kde  $i_t$  a  $r^*$  jsou nominální a přirozená reálná úroková míra,  $\pi^T$  je cílovaná hladina inflace a  $x_t$  značí mezeru výstupu. V případě odchylky od rovnovážného stavu produktu nebo od cílované míry inflace tedy monetární autorita reaguje pohybem svého instrumentu - nominální úrokové míry. Nominální a reálnou míru, což je proměnná dle teorie ve skutečnosti působící na reálnou ekonomiku, dává do souvislosti výše zmíněná Fisherova rovnice. V dlouhodobém horizontu je reálný rovnovážný úrok v ekonomice (ve Walshovi nazývaný *Wickselliánský reálný úrok*)<sup>14</sup> determinován hlavně mezní produktivitou kapitálu a inflace se pouze přizpůsobuje zvolené nominální míře, nicméně v krátkém období kvůli rigiditám centrální banka ovládním nominálních úroků efektivně ovlivňuje i reálnou míru a tímto kanálem tak provádí svou politiku.

Současná měnová politika většiny zemí tedy stojí na předpokladu, že reálný úrok má zásadní vliv na ekonomiku. V dalších částech bude diskutováno, proč by tomu tak mělo být a jestli se předpoklad v praxi potvrzuje.

<sup>12</sup>(Tůma and Hurník, 2007), slide 7

<sup>13</sup>původně ze Smets, F. (1995): “Central Bank Macroeconomic Models and the Monetary Policy Transmission Mechanism”, Journal of Political Economy 83, 241–254; citace v (Tůma and Hurník, 2007), slide 7

<sup>14</sup>(Walsh, 2003), str. 249

### 2.2.1 Mikroekonomické základy

Modely pro analýzu monetární transmise v podstatě redukuje ekonomiku do dvou rovnic. První z nich popisuje poptávkovou stranu a je založena na IS křivce. Předpokládá tedy, že existuje závislost výstupu na úrokové míře. Nabídková strana je aproximována Phillipsovou křivkou a inflace v ní mimo jiné závisí na mezeře výstupu.

Význam a velikost jednotlivých vztahů byly nejprve odhadovány empiricky na základě historických dat. Po Lucasově kritice však vznikla poptávka po mikroekonomickém zakotvení teorie, jež vyústila v tzv. Nové Keynesiánské modely. Právě ty jsou dnes používány jako rámec pro analýzu vztahů mezi proměnnými.

**Poptávková strana** IS křivka je založena na předpokladu intertemporálně optimalizujících domácností. Reprezentativní domácnost maximalizuje svůj užitek v průběhu dvou období 1 a 2. Užitek v každém období pozitivně závisí na spotřebě, přičemž můžeme předpokládat, že užitková funkce má logaritmickou formu:

$$U(C_1, C_2) = \log(C_1) + \frac{1}{1 + \rho} \log(C_2), \quad (4)$$

kde  $\rho$  je mezičasová preference spotřeby<sup>15</sup>. Rozpočtové omezení je dáno vztahem

$$C_1 + \frac{C_2}{1 + r} = Y_1 + \frac{Y_2}{1 + r} \quad (5)$$

Řešením daného optimalizačního problému pomocí Lagrangeových multiplikátorů dostaneme vztah

$$C_1 = \frac{1 + \rho}{1 + r} C_2 \quad (6)$$

Je tedy zřejmé, že současná spotřeba pozitivně závisí na budoucí spotřebě a negativně na reálné úrokové míře. Pokud budeme zjednodušeně předpokládat uzavřenou ekonomiku bez kapitálu a vládních výdajů, platí, že spotřeba v daném období je rovna produktu. Eulerovu rovnici poté můžeme zobecnit pro celou

---

<sup>15</sup>Předpokládá se, že tento parametr je kladný, čili je preferována současná spotřeba před budoucí.



ekonomiku a dostaneme

$$y_t = E_t y_{t+1} - \rho r_t + \eta_t, \quad (7)$$

kde  $\eta_t$  je poptávkový šok. Fuhrer a Rudebusch pak podle Fisherovy rovnice specifikují reálný úrok jako ex-ante úrok:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \rho(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_t. \quad (8)$$

Nakonec stačí definovat mezeru výstupu  $x_t$  jako

$$x_t = y_t - y_t^P, \quad (9)$$

kde  $y_t^P$  je potenciální produkt a dostaneme konečnou formu poptávkové rovnice v odchylkách od trendu.

$$x_t = E_t x_{t+1} - \rho(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_t. \quad (10)$$

Mimo tento kanál ovlivňuje reálný úrok výstup ještě prostřednictvím investic. Výnosnost kapitálu závisí na jeho mezním produktu, který je klesající a při vyšším reálném úroku se tak určité investice již dále nevyplatí.

**Nabídková strana** Nová Phillipsova křivka staví na teorii rigidních cen od Guillerma Calva.<sup>16</sup> Ta předpokládá, že každá firma v daném období může s pravděpodobností  $(1-\theta)$  změnit své ceny a s opačnou pravděpodobností musí ponechat cenu z minulého období. Pak agregátní cenová hladina v čase  $t$  bude lineární kombinace ceny v minulém období a optimální ceny  $p_t^*$

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^* \quad (11)$$

Optimální cena v čase  $t$  je vážený průměr očekávaných budoucích mezních nákladů  $mc$  a jednotlivé váhy jsou pravděpodobnosti, že v daném období firma nebude moci nastavit optimální cenu upravené o subjektivní faktor časové preference

---

<sup>16</sup>např. v (Galí and Gertler, 2000), str. 3–6

$\beta$ . Závorka před sumou je pak normalizace vah:

$$p_t^* = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t(mc_{t+k}) \quad (12)$$

Z posledních dvou rovnic pak pro inflaci  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$  plyne<sup>17</sup>

$$\pi_t = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta} mc_t^{dev} + \beta E_t \pi_{t+1}, \quad (13)$$

přičemž  $mc_t^{dev}$  je procentuální odchylka mezních nákladů firmy od jejich rovnovážné hodnoty. Nakonec stačí předpokládat, že mezní náklady jsou závislé na mezeře výstupu

$$mc_t = \kappa x_t \quad (14)$$

a dostaneme vpřed-hledící Phillipsovou křivku závislou na mezeře výstupu:

$$\pi_t = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\kappa}{\theta} x_t + \beta E_t \pi_{t+1}. \quad (15)$$

Celý novokeynesiánský model, tak jak je uveden třeba ve vlivném článku Claridy, Galího a Gertela<sup>18</sup>, vznikne pak z rovnic (10) a (15) jen substitucí výrazu

---

<sup>17</sup>Přepíšeme rovnici 11 jako

$$p_t^* = \frac{1}{1 - \theta} (p_t - \theta p_{t-1}),$$

dále je možno si všimnout, že rovnice 12 je v podstatě dopředu iterovaná

$$p_t^* = (1 - \theta\beta)mc_t + \theta\beta E_t p_{t+1}^*.$$

Do této poslední rovnice dosadíme za  $p_t^*$  výraz z modifikované rovnice 11, čímž dostaneme

$$\frac{1}{1 - \theta} (p_t - \theta p_{t-1}) = (1 - \theta\beta)mc_t + \frac{\theta\beta}{1 - \theta} E_t (p_{t+1} - \theta p_t),$$

což dále upravujeme

$$\frac{1}{1 - \theta} (\theta p_t - \theta p_{t-1} + (1 - \theta)p_t) = (1 - \theta\beta)mc_t + \frac{\theta\beta}{1 - \theta} E_t (p_{t+1} - \theta p_t)$$

$$(p_t - p_{t-1}) = \frac{(1 - \theta\beta)(1 - \theta)}{\theta} mc_t + \beta E_t (p_{t+1} - \theta p_t) - \frac{1 - \theta}{\theta} p_t$$

$$\pi_t = \frac{(1 - \theta\beta)(1 - \theta)}{\theta} mc_t + \beta E_t (p_{t+1} - p_t) + \beta(1 - \theta)p_t - \frac{1 - \theta}{\theta} p_t$$

$$\pi_t = \frac{(1 - \theta\beta)(1 - \theta)}{\theta} (mc_t - p_t) + \beta E_t (\pi_{t+1})$$

<sup>18</sup>(Clarida et al., 1999), str. 9

u mezery výstupu ve Phillipsově křivce a přidáním AR(1) procesů pro šoky:

$$\begin{aligned}
 x_t &= E_t x_{t+1} - \rho(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_t \\
 \pi_t &= \lambda x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t \\
 \eta_t &= \mu \eta_{t-1} + \hat{\eta}_t \\
 u_t &= \varphi u_{t-1} + \hat{u}_t
 \end{aligned}
 \tag{16}$$

kde  $\hat{\eta}_t$  a  $\hat{u}_t$  jsou IID náhodné proměnné s nulovou střední hodnotou a rozptylem  $\sigma_\eta^2$  respektive  $\sigma_u^2$ .

Model popsaný rovnicemi (16) je sice postavený na mikroekonomické teorii, nicméně v praxi se s ním pojí určité problémy. Ačkoliv by teoreticky v případě racionálních očekávání měla být inflace nezávislá na své historii, data často ukazují opak - poměrně silnou persistenci. Stejně tak i v případě mezery výstupu se zpožděné hodnoty vysvětlované proměnné zdají být relevantní pro vysvětlování hodnot aktuálních.

Další nesoulad s empirickými výsledky uvádějí ve svém článku Galí a Gertler<sup>19</sup>. Pokud totiž přepíšou rovnici (15) pro období  $t-1$ , definují  $\epsilon_t = \pi_t - E_{t-1} \pi_t$  a předpokládají, že  $\beta \approx 1$ , tak pro  $\pi_t$  dostanou

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \lambda x_{t-1} + \epsilon_t
 \tag{17}$$

Protože  $\lambda$  je kladná, měl by empiricky platit negativní vztah mezi současnou inflací a zpožděnou hodnotou mezery výstupu. V realitě však data ukazují spíše opak, kdy koeficient u mezery výstupu je pozitivní. Navíc Fuhrer s Moorem<sup>20</sup> konstatují, že nová Phillipsova křivka implikuje náskok inflace před mezerou výstupu, i když opět z dat (a taky z logiky monetární politiky) plyne spíše opačná závislost.

Z těchto důvodů vznikly takzvané “hybridní modely”, kdy rovnice pro mezeru výstupu a pro inflaci obsahují mimo očekávání i zpožděné hodnoty vysvětlující

---

<sup>19</sup>(Galí and Gertler, 2000), str. 6

<sup>20</sup>(Fuhrer and Moore, 1995a)

proměnné, jež by v modelu zachytil empiricky pozorovanou persistenci. Přidání zpožděných hodnot se dá vysvětlit i teoreticky. V případě IS křivky například Fuhrer a Rudebusch<sup>21</sup> historii v modelu zdůvodňují procesem formování zvyků, což znamená, že užitek spotřebitele mimo jiné závisí na relativní velikosti současné spotřeby vzhledem ke spotřebě minulé.

Zpožděné vysvětlované proměnné se ve Phillipsově křivce zase objevují v případě, kdy předpokládáme, že pouze část  $1 - \omega$  firem nastavuje své ceny  $p_t^f$  podle Calvova vpřed-hledícího mechanismu. Zbytek firem, pokud v daném období svou cenu upravuje, tak svou cenovou politiku ( $p_t^b$ ) staví na zkušenostech z minulosti. Pokud tento předpoklad zabudujeme do výše popsaného mechanismu, tak  $p_t^*$  v rovnici 11 teď bude kombinací obou typů stanovování cen:

$$p_t^* = (1 - \omega)p_t^f + \omega p_t^b, \quad (18)$$

přičemž  $p_t^f$  se formuje stejně, jako v rovnici 12. Cena nastavená zpět-hledícími firmami pak bude rovna poslední pozorované nově nastavené ceně upravené o poslední míru inflace

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (19)$$

Kombinací těchto vztahů pak dostaneme hybridní Phillipsovu křivku

$$\pi_t = \lambda x_t + \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \gamma_b E_t \pi_{t-1}, \quad (20)$$

kde  $\lambda$ ,  $\gamma_f$  a  $\gamma_b$  jsou kombinace parametrů časové preference  $\beta$ , pravděpodobnosti možnosti přecenění  $\theta$  a podílu vpřed-hledících firem  $\omega$ .

Mimo vpřed-hledící a hybridní modely se v praxi používají i čistě autoregresní modely. Použití takového, ne úplně v teorii zakotveného modelu, obhajují Rudebusch a Svensson<sup>22</sup> argumentem, že zvláště v transitivním období po určité změně monetární politiky jsou racionální očekávání nerealistická. Místo toho je příhodnější očekávat právě spíš adaptivní očekávání.

<sup>21</sup>(Fuhrer and Rudebusch, 2003), str. 5

<sup>22</sup>(Rudebusch and Svensson, 1998), str. 5

Jak tedy shrnují Goodhart s Hofmannem<sup>23</sup>, pro analýzu monetární transmise a mechanismů s ní spojených je důležité znát odpověď na tři otázky:

1. signifikance a kvantitativní velikost vztahu mezi krátkodobou úrokovou mírou a mezerou výstupu v IS křivce
2. signifikance a kvantitativní velikost vztahu mezi mezerou výstupu a inflací ve Phillipsově křivce a
3. relativní důležitost zpožděných a budoucích členů v obou rovnicích.

### 2.2.2 Empirické výsledky

Empirické studie zabývající se odpovědí na tři výše položené otázky nedávají shodné odpovědi.

**Phillipsova křivka** Empirická analýza Nové Phillipsovy křivky je tématem relativně velkého množství studií. Významné jsou například práce Galího a Gertlera. Ti odhadovali novokeynesiánskou Phillipsovu křivku nejprve pro USA<sup>24</sup> a posléze spolu s D. López-Salido i pro evropské ekonomiky<sup>25</sup>. V prvním ze zmíněných článků autoři na čtvrtletních datech z období 1960-1997 odhadují nejprve čistě vpřed-hledící verzi křivky. Narozdíl od vztahu pro inflaci ze soustavy 16 však zpochybňují přechod z mezních nákladů na mezeru výstupu v rovnici 14 a pro své odhady používají Phillipsovu křivku s empirickou aproximací mezních nákladů namísto odchylky od trendu výstupu (rovnice 13). Takto specifikovaná rovnice dává signifikantní (a se správnými znaménky) odhady obou koeficientů (0.942 pro očekávanou inflaci a 0.043 pro odchylku mezních nákladů od rovnováhy). Naopak ve specifikaci s mezerou výstupu má tato proměnná “špatné” znaménko. Mimo to odhadují i hybridní křivku (20). Zpožděné hodnoty vysvětlované proměnné jsou sice statisticky signifikantní, nicméně kvantitativně málo významné a dominované očekávanými hodnotami. Autoři tak konstatují, že Nová Phillipsova křivka s vpřed-hledícím chováním poskytuje dobrý popis inflační dynamiky. Podobné (dokonce prý

---

<sup>23</sup>(Goodhart and Hofmann, 2005b), str. 1

<sup>24</sup>(Gali and Gertler, 2000)

<sup>25</sup>(Gali and Gertler, 2000)

ještě přesvědčivější) výsledky publikují i ve druhém článku věnovaném evropským zemím<sup>26</sup>. (Koeficient u očekávané inflace 0.914 a u mezních nákladů 0.088, opět oba odhady signifikantní.) Jako v předchozím případě, tak i nyní je ve verzi rovnice s odchylkou výstupu od trendu u této proměnné znaménko minus.

Naopak Fuhrer<sup>27</sup> signifikanci vpřed-hledících členů ve Phillipsově křivce zpochybňuje<sup>28</sup> a konstatuje, že dává dobré výsledky i pokud obsahuje pouze zpožděné hodnoty inflace a ve verzi s mezerou výstupu. Odhad koeficientu této proměnné je signifikantní, má správné znaménko a podle specifikace modelu je jeho hodnota mezi 0.02 a 0.13. Podobné výsledky nachází i Rudebusch se Svenssonem<sup>29</sup>, kteří inflaci vysvětlují na základě jejích zpožděných hodnot (kde nezamítají hypotézu, že součet koeficientů u těchto zpoždění je roven 1) a zpožděné hodnoty mezery výstupu (signifikantní koeficient 0.14).

Nakonec je možno zmínit studii Goodharta a Hofmanna<sup>30</sup> pro USA a Eurozónu<sup>31</sup>. V ní odhadují standardní klasickou (pouze zpožděné členy) a hybridní verzi křivky, přičemž koeficient u mezery výstupu není signifikantní ani v jednom případě. Podobně Mehra<sup>32</sup> odhaduje vpřed-hledící a hybridní verze rovnice pro inflaci a parametr proměnné mezera výstupu má “špatné” znaménko a/nebo je nesignifikantní. Významná jsou v tomto případě inflační očekávání.

Mehra však navrhuje přidat do modelu ještě jednu proměnnou - proxy pro nabídkové šoky. Po této modifikaci modelu je koeficient dodatečné proměnné signifikantní, stejně jako parametr u mezery výstupu, který má navíc nyní správné znaménko (hodnoty mezi 0.1 a 0.4). Pokud jde o relativní důležitost minulých a budoucích hodnot vysvětlované proměnná, tak článek konstatuje, že v porovnání se zpožděnou inflací je její očekávaná hodnota nepodstatná a navíc nesignifikantní. Prakticky identické závěry nachází v případě začlenění nabídkových šoků do rovnice

---

<sup>26</sup>pro období 1970-1998

<sup>27</sup>(Fuhrer, 1997)

<sup>28</sup>čtvrtletní data pro USA z období 1966-1994

<sup>29</sup>(Rudebusch and Svensson, 1998)

<sup>30</sup>(Goodhart and Hofmann, 2005b)

<sup>31</sup>čtvrtletní data 1982 až 2001

<sup>32</sup>(Mehra, 2004)

i Goodhart s Hofmannem; koeficient odchylky důchodu od trendu je signifikantní a kladný (0.1 pro USA a 0.065 pro EMU) a význam očekávaných hodnot inflace klesá ve prospěch hodnot minulých (byť jsou očekávané hodnoty stále signifikantní na 5% hladině významnosti).

**IS křivka** Studií odhadujících novokeynesiánskou IS křivku je ve srovnání s analýzami Phillipsovy křivky méně. Již zmíněná studie Rudebusche a Svenssona<sup>33</sup> modeluje poptávkovou stranu americké ekonomiky mezi lety 1961 a 1996 za pomoci dvou zpoždění vysvětlované proměnné (mezery výstupu) a reálným úrokem v minulém období (spočítanou podle Fisherovy rovnice (2) jako rozdíl nominální sazby a inflace); v rovnici tedy vůbec nejsou očekávané hodnoty proměnných implikované teorií. Všechny parametry autorů vychází jako signifikantní. Parametr u úrokové míry je podle očekávání záporný, -0.1. Naprosto stejný model používají Peersman a Smets<sup>34</sup> pro analýzu dat pěti evropských zemí<sup>35</sup> mezi lety 1975 a 1997. Reálný úrok je opět signifikantní a autoři dokonce dospěli i ke kvantitativně shodnému výsledku jako Rudebusch a Svensson pro USA: parametr úroku je -0.1<sup>36</sup>.

Fuhrer a Rudebusch<sup>37</sup> studují relativní důležitost očekávání v Eulerově rovnici pro výstup. V závěru konstatují, že vliv očekávané mezery výstupu je relativně omezený, a že čím větší váha je kladena na zpožděné členy, tím důležitější se zdá být efekt reálného úroku.

Dvě analýzy Goodharta a Hoffmana<sup>38</sup> zkoumají signifikanci a sílu transmisních mechanismů ve standardně používaných modelech. V klasické specifikaci bez expektací není v žádné ze zemí G7 (v období 1982–1998) reálná úroková míra v minulém období signifikantní! V hybridní verzi, kde je pro inflaci ve Fisherově rovnici brána její očekávaná hodnota, je pak reálný úrok s negativním znaménkem signifikantní pouze v případě USA. Ve zbylých případech je pak buď opět nesig-

---

<sup>33</sup>(Rudebusch and Svensson, 1998)

<sup>34</sup>(Peersman and Smets, 1999), str. 91

<sup>35</sup>Německo, Francie, Rakousko, Belgie, Holandsko

<sup>36</sup>Studie odhaduje model i pro americká data; v tomto případě dosahuje diskutovaný parametr hodnoty -0.12

<sup>37</sup>(Fuhrer and Rudebusch, 2003)

<sup>38</sup>(Goodhart and Hofmann, 2005b) a (Goodhart and Hofmann, 2005a)

nifikantní, nebo dokonce kladný (pro Kanadu). Fenomém empirické nesignifikance reálného úroku v poptávkové rovnici označil E. Nelson, který učinil podobné závěry, jako “*IS puzzle*”.

Protože je úroková míra základním nástrojem monetární politiky mnoha zemí a taky z teoretického hlediska hraje v cyklické dynamice důchodu svou roli, jsou empirické výsledky nazývané jako *IS puzzle* poněkud překvapivé a objevily se tedy snahy o jejich vysvětlení. Goodhart a Hofmann<sup>39</sup> uvádějí tři možné důvody:

1. perfektně předvídající monetární politiku
2. chybějící očekávání (v případě klasického vzad hledícího modelu)
3. chybějící další proměnné mající vliv na mezeru důchodu

První možnost, kdy by monetární autorita znala šoky vychylující produkt z rovnováhy a nastavovala podle toho své úrokové míry na dané období, autoři odmítají jako nerealistické. Druhá možnost se empiricky nepotvrdila v jejich vlastní studii. Pravděpodobná je naopak možnost vychýlených odhadů koeficientů úrokové míry vlivem absence dalších proměnných v modelu, za předpokladu, že jsou tyto proměnné korelované právě s reálným úrokem. Uvažujeme-li například jednoduchý model

$$y_t = \beta_1 x_t + \beta_2 z_t + u_t,$$

---

<sup>39</sup>(Goodhart and Hofmann, 2005a), str. 30



pak vynecháme-li proměnnou  $z_t$  v OLS odhadu modelu, pro koeficient  $\beta_1$  bude platit následující vztah:<sup>40</sup>

$$\widehat{\beta}_1 = \beta_1 + \frac{\beta_2 \text{cov}(x_t, z_t)}{\text{var}(x_t)}$$

Daný příklad lze aplikovat na IS křivku<sup>41</sup>. Protože z teorie plyne záporný koeficient u úrokové míry, tak bude-li mezera výstupu kladně záviset na další proměnné korelované s úrokem, odhad koeficientu úrokové míry bude vychýlen směrem k nule. Modely tak mohou chybně indikovat irelevanci úrokové míry, i když v realitě transmisní mechanismus funguje.

Hodnota aktiv je jednou z dodatečných proměnných, o níž je možno předpokládat, že ovlivňuje mezeru výstupu. Argumentem pro toto tvrzení je efekt bohatství. Zvýšení cen aktiv znamená, že domácnosti jsou de facto bohatší, což pozitivně ovlivní agregátní spotřebu. Výsledky vícera empirických studií<sup>42</sup> pak ukazují, že různé typy aktiv mají různě významný vliv na spotřebu. Většinou se zkoumá efekt cenných papírů a efekt hodnoty obytných realit. Case, Quigley a Shiller konstatují, že odhadnutý efekt hodnoty bydlení je signifikantní, pozitivní a významný. Naproti tomu efekt hodnoty cenných papírů na finančních trzích je poměrně malý.<sup>43</sup> Stejně se vyjádřil i A. Greenspan; podle bývalého guvernéra Fedu je mezní sklon ke spotřebě vyšší v případě dodatečného dolaru plynoucího ze zvýšení

<sup>40</sup>Obečně v případě OLS pro odhad koeficientu  $\beta_1$  platí

$$\widehat{\beta}_1 = (x^T x)^{-1} x^T y.$$

Substituuje-li  $y$  výše uvažovaným “skutečným” modelem, máme

$$\widehat{\beta}_1 = (x^T x)^{-1} x^T (x\beta_1 + z\beta_2 + u) = (x^T x)^{-1} x^T x\beta_1 + (x^T x)^{-1} x^T z\beta_2 + (x^T x)^{-1} x^T u$$

Pokud platí jeden z předpokladů OLS - nezávislost regresorů a disturbancí - tak je poslední člen předcházejícího výrazu nulový a můžeme rovnici zjednodušit na

$$\widehat{\beta}_1 = \beta_1 + (x^T x)^{-1} x^T z\beta_2$$

z čehož pak už plyne finální tvar odchylky uvedený v textu.

<sup>41</sup>Stejný problém samozřejmě mohl nastat i u Phillipsovy křivky, kde - jak bylo již dříve zmíněno - taky v některých modelech začala být mezera výstupu signifikantní až po přidání dalších proměnných do modelu.

<sup>42</sup>např. (Case et al., 2001) pro americká data, nebo (Ludwig and Slok, 2002) pro OECD

<sup>43</sup>(Case et al., 2001), str. 13–15

hodnoty realit, než mezní sklon ke spotřebě z dolaru plynoucího z finančních trhů.<sup>44</sup> Zařazení této proměnné do modelu může skutečně odstranit problém vychýlení u koeficientu úrokové míry. Baffoe-Bonnie totiž ukazuje<sup>45</sup>, že hodnota realit je významně ovlivněna cenami hypoték, čili závisí na úrokové míře.

Další proměnnou s vlivem na mezeru výstupu dostaneme opuštěním rámce uzavřené ekonomiky. V otevřené ekonomice mezeru jsou totiž jedna ze složek agregátní poptávky exporty a ty závisí na reálném měnovém kurzu. Nominální měnový kurz přitom mechanismem nepokryté úrokové parity na úrokovou sazbu taky reaguje.

Na základě výše uvedených argumentů Goodhart a Hofmann zkoušejí odhadnout specifikaci modelu s dalšími dodatečnými proměnnými<sup>46</sup>. V takto rozšířené IS křivce jsou oproti “teoretickým” modelům reálné úroky signifikantní ve všech zemích G7. (Mimo Velkou Británii, kde mezera výstupu závisí na nominálních sazbách.) Kvantitativně se koeficient u sledované proměnné pohybuje mezi -0.055 (Francie) a -0.174 (Německo). Z testovaných dodatečných proměnných jsou signifikantní pouze ceny realit ve všech případech a širší peněžní agregát v případě Velké Británie. Cenné papíry ani reálný měnový kurz se nezdaří mít na mezeru výstupu vliv. V případě, že jsou tyto dodatečné proměnné přidány do hybridního modelu, tak mimo efekt signifikance reálného úroku navíc poklesne váha vpřed-hledících elementů v modelu.

### 2.2.3 Shrnutí

V této podkapitole byly diskutovány teoretické základy moderního transmisního mechanismu, na němž je dnes založena monetární politika mnoha ekonomik. Základní nástroj měnové politiky, nominální úroková míra, v něm přes Fisherovu rovnici ovlivňuje reálné úroky. Ty pak v zobecnění Eulerovy rovnice pro celou ekonomiku determinují mezeru výstupu.

Mezera výstupu je zase základní prvek ve Phillipsově křivce, která popisuje

---

<sup>44</sup>(Ludwig and Slok, 2002), str. 3

<sup>45</sup>(Baffoe-Bonnie, 1998)

<sup>46</sup>i když, jak sami konstatují, tyto proměnné jsou přidány tak trochu ad hoc a nevyplývají z optimalizace

dynamiku inflace.

Testováním transmisního mechanismu a stanovením jeho přesné podoby se zabývalo vícero studií. Jejich výsledky se však často neshodují a někdy si dokonce i protirečí. Ať už jde o sílu transmise, nebo relativní důležitost očekávání a minulých zkušeností. Řečeno slovy Glenna Rudebusche, “*neexistuje akademický konsensus nad strukturou ekonomiky*”<sup>47</sup> a studie zabývající se monetární politikou by se tak měly analyzovat na vícero modelech.

Nelze však rovnou tvrdit, že transmisní mechanismus by byl zpochybněn. I empirické analýzy, kde se vliv úroku na mezeru výstupu a role odchylky produktu od trendu jeví jako nesignifikantní, nemusí v realitě dokazovat jeho neexistenci. Nesignifikance odhadů totiž může být způsobena pouze jejich vychýlením vlivem opomenutí relevantních proměnných v modelu a nikoliv absencí opravdových závislostí. A skutečně, po přidání dalších proměnných do modelu je signifikance úrokové míry a mezery výstupu obnovena, byť je toto přidání tak trochu na úkor teoretické “čistoty” modelu.

I Evropská centrální banka konstatuje, že “*růst krátkodobých úrokových sazeb ... je následován dočasným poklesem produktu ... ceny začínají klesat po dalších šesti kvartálech.*”<sup>48</sup> Pro účely dalšího textu je tak snad možno předpokládat, že transmisní mechanismus funguje.

---

<sup>47</sup>(Rudebusch and Svensson, 1998)

<sup>48</sup>(Tůma and Hurník, 2007), slide 6

## 2.3 Inflační diferenciály v rámci měnové unie

### 2.3.1 Inflační diferenciály a dynamika HDP

Po vzniku měnové unie se princip monetární politiky v podstatě nezmění. Monetární autorita podle svých preferencí specifikuje inflační cíl pro celou zónu a prostřednictvím nějaké své reakční funkce bude hýbat se svým nástrojem - nominální úrokovou sazbou tak, aby se skutečná míra inflace cíli neustále blížila.

Problém nastává o úroveň níže, v jednotlivých ekonomikách. Jak bylo zmíněno již v diskusi o OCA teorii, tak existence inflačních diferenciálů dle Fisherovy rovnice implikuje rozdíly i v reálném úroku a tím pádem taky odlišné impulsy monetární politiky pro jednotlivé členy unie. Ve standardní situaci funguje kanál úrokových sazeb anticyklicky - z transmisního mechanismu popsaného v předchozí části plyne, že zvýšení úrokové míry zapříčiní v konečném důsledku pokles inflačních tlaků. V situaci jediné monetární politiky však působí naopak, procyklicky.

Uvažujme například situaci, kdy má země z nějakého důvodu kladný inflační diferenciál vzhledem k průměru měnové zóny. V takovém případě je její reálný úrok nižší, než zamýšlená reálná sazba pro celou zónu, což (předpokládáme-li stejný charakter měnové transmise) má za následek pozitivní impuls pro mezeru výstupu. Kladná odchylka produktu od svého trendu však způsobí další inflační tlaky a tedy opět nižší reálný úrok ve srovnání s okolím... A naopak, pokud u nějaké země v měnové unii existuje kladný inflační diferenciál, tak u jiné bude rozdíl záporný. Reálný úrok u takové ekonomiky se tedy zvýší, v souladu s IS křivkou poklesne mezeru výstupu a podle Phillipsovy křivky bude relativně nízká inflace a vysoký reálný úrok dále posílen. Z vnějšku přitom může celá měnová unie být po celou dobu v rovnováze, s inflací na cílované hodnotě a s neměnným nominálním úrokem.

Procyklické a tedy divergentní chování uvnitř měnové unie samozřejmě nebude trvat věčně. I v tomto případě existují síly způsobující návrat zpět do rovnováhy. Jediná měna má příznivý vliv na rozvoj mezinárodního obchodu a členské ekonomiky tak budou otevřenější. Podíl exportů na produktu tak bude relativně důležitější. Exporty přitom závisí na domácí konkurenceschopnosti ekonomiky,

přičemž relativní cena domácí produkce je jednou z jejích důležitých složek. V měnové unii je z definice fixovaný nominální měnový kurz, nicméně reálný měnový kurz samozřejmě fixovaný není. Reálný měnový kurz je definován jako

$$Q = \frac{P}{SP^*}, \quad (21)$$

kde  $S$  je nominální měnový kurz,  $P^*$  je vnější cenová hladina a  $P$  je vnitřní úroveň cen. Pokud předpokládáme, že koeficienty pro přechod z národních měn byly nastaveny podle parity kupní síly, tak v době vzniku je reálný měnový kurz roven 1. Vztah (21) můžeme zlogaritmovat, z čehož dostaneme

$$\log Q = \log P - \log P^* - \log S. \quad (22)$$

Po diferenciaci a označení logaritmů malými písmeny máme

$$\Delta q = \pi - \pi^* - \Delta s \quad (23)$$

Nominální měnový kurz je fixní a tedy první člen na pravé straně je nulový. Označíme-li  $\pi^*$  jako inflaci v měnové zóně, pak  $\pi - \pi^*$  je inflační diferenciál. Z následujícího vztahu je pak zřejmé, že persistentní inflační diferenciály způsobují postupné zhoršování reálného měnového kurzu:

$$\Delta q = \pi_{dif} \quad (24)$$

Uvedený popis ztráty konkurenceschopnosti je samozřejmě zjednodušující. Inflace může být například průvodní jev růstu produktivity v méně rozvinuté zemi, kdy se projevuje tzv. Balassa-Samuelsonův efekt: v důsledku růstu produktivity v sektoru obchodovatelných statků tam rostou mzdy; ty však musí růst i v sektoru neobchodovatelných statků, kde produktivita roste pomaleji. Celkově tak roste cenová hladina v celé ekonomice. Taková inflace pak ovšem konkurenceschopnost ekonomiky nesnižuje. Na druhou stranu, empirické studie<sup>49</sup> provedené pro EMU

<sup>49</sup>např. (Egert, 2007), str. 49 nebo (Hofmann and Remsperger, 2005), str. 20

konstatují, že Balassa-Samuelsonův efekt není pro země Eurozóny kvantitativně významný, a proto je snad možno ho zanedbat.

Celý mechanismus je možno ilustrovat na příkladu základního (bez datečných proměnných) hybridního modelu<sup>50</sup> v prostředí otevřené ekonomiky a za předpokladu ex post reálné úrokové míry. Pro členskou zemi  $i$  platí:

$$x_t^i = \gamma_f E_t x_{t+1}^i + \gamma_b x_{t-1}^i - \rho(i_{t-1}^i - \pi_{t-1}^i) + \delta_{MU} Q_{t-1}^{i,MU} + \delta_W Q_{t-1}^{i,W} + \eta_t^i \quad (25)$$

$$\pi_t^i = \lambda x_{t-1}^i + \beta_f E_t \pi_{t+1}^i + \beta_b \pi_{t-1}^i + \Delta S_t^{i,W} + \mu_t^i \quad (26)$$

Poptávková strana systému obsahuje dva druhy reálného měnového kurzu, které mají odlišné chování.  $Q^{MU}$  je reálný měnový kurz vzhledem k agregátu měnové unie, který se chová podle rovnice (24).  $Q^W$  je pak reálný měnový kurz vůči zbytku světa, u kterého hraje roli i nominální měnový kurz, jako ve vztahu (23). Na nabídkové straně zase přibyla změna nominálního měnového kurzu mezi ekonomikou  $i$  a zbytkem světa, čili takzvaný “*pass-through effect*” měnového kurzu.

Rovnice pro celou monetární unii bude prakticky stejná, jako rovnice země  $i$ , pouze bez členu  $Q^{MU}$ , který je vždycky roven 1:

$$x_t^{MU} = \gamma_f E_t x_{t+1}^{MU} + \gamma_b x_{t-1}^{MU} - \rho(i_{t-1}^{MU} - \pi_{t-1}^{MU}) + \delta_W Q_{t-1}^{i,W} + \eta_t^{MU} \quad (27)$$

$$\pi_t^{MU} = \lambda x_{t-1}^{MU} + \beta_f E_t \pi_{t+1}^{MU} + \beta_b \pi_{t-1}^{MU} + \Delta S_t^{i,W} + \mu_t^{MU} \quad (28)$$

Nakonec, pokud jednotlivé rovnice v systémech od sebe odečteme, dostaneme

$$x_t^{i-MU} = \alpha_i^x + \gamma_f E_t x_{t+1}^{i-MU} + \gamma_b x_{t-1}^{i-MU} + \rho \pi_{t-1}^{i-MU} + \delta_{MU} Q_{t-1}^{i,MU} + \eta_t^{i-MU} \quad (29)$$

$$\pi_t^{i-MU} = \alpha_i^\pi + \lambda x_{t-1}^{i-MU} + \beta_f E_t \pi_{t+1}^{i-MU} + \beta_b \pi_{t-1}^{i-MU} + \mu_t^{i-MU} \quad (30)$$

Poslední krok můžeme provést za poněkud restriktivního předpokladu, že parametry rovnic jsou shodné jak pro individuální zemi  $i$ , tak pro celou měnovou zónu. Otázka samozřejmě je, nakolik je takový předpoklad reálný.

V první rovnici parametry  $\gamma_f$  a  $\gamma_b$  (a taky  $\beta_f$  a  $\beta_b$  ve Phillipsově křivce)

---

<sup>50</sup>Stejně by se postupovalo i v případě jiných specifikací modelu.

znamenaají v podstatě poměr mezi racionální a adaptivní tvorbou očekávání. Vzhledem k tomu, že v populárním principu inflačního cílování jde v podstatě o cílování inflačních očekávání, tak v případě měnové zóny by měl platit předpoklad o srovnatelném vlivu očekávání na stávající hodnotu sledované proměnné.

Parametr u reálného úroku zase teoreticky vychází z časové preference spotřeby v Eulerově rovnici. Ta se sice u jednotlivých zemí lišit může<sup>51</sup>, nicméně předpokládá se, že měnové unie jsou tvořeny kulturně blízkými zeměmi a tedy daný parametr bude v celé měnové zóně podobný.

V praxi se mimo Eulerovu rovnici předpokládá, že firmy neznají skutečný mezní produkt kapitálu a jejich investice tak také závisí na krátkodobé úrokové míře. V takovém případě by pak parametr v kapitálově intenzivnější zemi byl pravděpodobně kvantitativně vyšší, než ve zbytku unie. V první části této kapitoly byl ovšem diskutován jeden z předpokladů OCA teorie vyžadující od budoucích členů unie, aby tvořily “*region*”. Ekonomiky konstitující měnovou zónu by se tak od sebe neměly výrazněji strukturálně odlišovat a tedy by ani neměl nastat případ, kdy je jedna země podstatně kapitálově intenzivnější.

Vypadnutí nominálního a reálného kurzu vůči zbytku světa zase znamená, že se předpokládá stejná míra otevřenosti jednotlivých členů vůči okolnímu světu. Pokud nepředpokládáme moc odlišné spotřební preference mezi členy, tak v situaci stejných podmínek pro obchod s vnějším světem snad nemusí být tento předpoklad úplně nereálný.<sup>52</sup>

Nakonec zbývá předpoklad stejného vlivu reálného měnového kurzu vzhledem k celé měnové unii. Otevřenost ekonomiky mimo jiné závisí na velikosti země; menší země jsou zpravidla otevřenější. Předpokládáme tak, že v rámci zóny jedné měny není žádná ekonomika relativně “moc” velká. Navíc otevřenost není fixní koeficient. V situaci s minimem bariér obchodu i malá změna v konkurenceschopnosti může znamenat nahrazení domácí produkce zahraniční (nebo naopak).

V soustavě rovnic 29 a 30 jsou mimo vysvětlující proměnné obsaženy ještě

---

<sup>51</sup>Existují například studie (např. (Bauer and Chytilová, 2007) dokazující, že u některých afrických etnik je hodnota tohoto parametru výrazně vyšší, než třeba v Evropě.

<sup>52</sup>I když z gravitační teorie zahraničního obchodu plyne, že země na okraji měnové zóny budou vůči okolnímu světu otevřenější, než země uprostřed.

individuální efekty. Předpokládáme sice shodnou reakci každé ekonomiky na stejně velkou odchylku od rovnováhy, nicméně rovnovážná hladina proměnných se v jednotlivých ekonomikách může lišit. (Například si lze představit, že dvě země mají různou hladinu přirozené reálné úrokové míry.)

Mimo právě uvedená teoretická zdůvodnění se hypotézu shody parametrů v mechanismu měnové transmise objevuje i v empirické literatuře. Studie IMF zabývající se vysvětlením rozdílů v inflaci a intenzitě růstu HDP mezi členy EMU konstatuje, že tyto rozdíly nejsou způsobeny odlišnostmi v transmisi společných šoků, ale šoky specifickými pro jednotlivé ekonomiky.<sup>53</sup> Spousta dalších studií<sup>54</sup> pak implicitně stejné parametry pro jednotlivé země předpokládá, když své empirické analýzy provádí na panelových datech.

V rovnici (29) je zajímavý úrokový kanál. Shodný nominální úrok algebraicky vypadne a roli reálného úroku de facto zastává inflační diferenciál. S jednou podstatnou změnou - proměnná se teď chová procyklicky. Dobře je vliv inflačních diferenciálů na dynamiku růstu, pokud zderivujeme rovnici (29) (pro jednoduchost bez vpřed-hledícího členu) podle této proměnné:

$$\frac{\partial x_t^{i-MU}}{\partial \pi_{t-1}^{i-MU}} = \frac{\partial \alpha_i^x}{\partial \pi_{t-1}^{i-MU}} + \frac{\partial \gamma_b x_{t-1}^{i-MU}}{\partial \pi_{t-1}^{i-MU}} + \frac{\partial \rho \pi_{t-1}^{i-MU}}{\partial \pi_{t-1}^{i-MU}} + \frac{\partial \delta_{MU} Q_{t-1}^{i,MU}}{\partial \pi_{t-1}^{i-MU}} \quad (31)$$

$$\frac{\partial x_t^{i-MU}}{\partial \pi_{t-1}^{i-MU}} = \frac{\partial \rho \pi_{t-1}^{i-MU}}{\partial \pi_{t-1}^{i-MU}} + \frac{\partial \delta_{MU} Q_{t-1}^{i,MU}}{\partial \pi_{t-1}^{i-MU}} \quad (32)$$

Ze vztahu 21 můžeme psát<sup>55</sup>

$$Q_t = Q_{t-1}(1 + \pi_t^{i-MU}), \quad (33)$$

<sup>53</sup>(Stavrev, 2007), str. 1

<sup>54</sup>Například i slavná studie (Angeloni and Ehrmann, 2004) analyzující inflační diferenciály v Eurozóně nebo studie Evropské komise (EC, 2006), str. 158.

<sup>55</sup>Přesně vztah platí, pokud je míra inflace ve zbytku zóny nulová, nicméně při malých hodnotách inflace není přesnost významná.



obecněji

$$Q_t = Q_0 \left( \prod_{j=1}^t (1 + \pi_j^{i-MU}) \right), \quad (34)$$

přičemž můžeme předpokládat, že  $Q_0 = 1$ . Po dosazení do derivace máme

$$\frac{\partial x_t^{i-MU}}{\partial \pi_{t-1}^{i-MU}} = \rho + \delta_{MU} \prod_{j=1}^{t-2} (1 + \pi_j^{i-MU}) \quad (35)$$

Inflační diferenciál způsobí v dalším období růst rozdílu mezi mezerami výstupu země  $i$  a agregátu měnové zóny<sup>56</sup>. Tento rozdíl pak přes Phillipsovu křivku (30) povede k dalšímu zvětšení inflačního diferenciálu. Další inflační diferenciál už ovšem nebude mít tak velký efekt, protože minulou inflací se zhoršil reálný měnový kurz. Kladné rozdíly v inflaci budou nadále pozitivně působit na cyklický diferenciál až do času  $T$ , kdy

$$\rho < \delta_{MU} \prod_{j=1}^{T-2} (1 + \pi_j^{i-MU}).$$

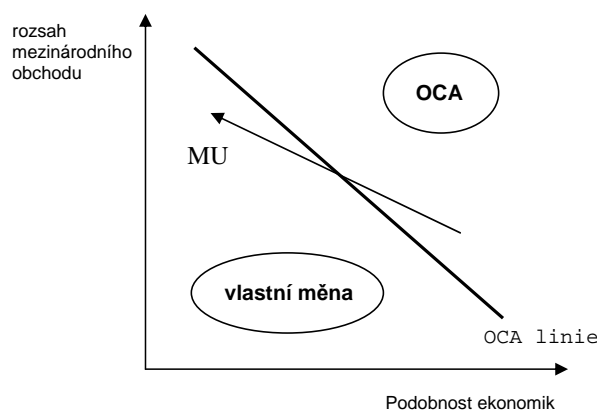
Od této chvíle bude mít pokračující pozitivní inflační diferenciál už záporný efekt na rozdíl mezer výstupu a ten se tak začne zmenšovat. Stále však bude po určité další období kladný a tedy pozitivní inflační diferenciál potrvá. Každopádně konkurenceschopnost měřená reálným měnovým kurzem se bude nadále zhoršovat. Klesající trend rozdílu cyklických složek výstupu způsobí změnu tohoto diferenciálu z kladného na záporný a nejpozději v tento okamžik začne klesat i inflační diferenciál. I znaménko této proměnná se změní z pozitivního na negativní a mechanismus tedy bude fungovat opačně: záporný diferenciál bude negativně působit na mezeru výstupu a ta zase na rozdíly v míře inflace. V průběhu toho se zlepšuje konkurenceschopnost, což - stejně jako v růstové fázi cyklu - oslabuje procyklický efekt reálného úroku.

Z hlediska OCA teorie je zajímavé naznačení možnosti určité analogie Krugmannova efektu specializace<sup>57</sup>. V tom jde zjednodušeně o to, že před vstupem do měnové unie jsou si země dostatečně “podobné” na to, aby pro ně bylo výhodné do zóny jedné měny vstoupit. Fakt členství v takové zóně však spustí mechanismus

<sup>56</sup>Samozřejmě pokud předpokládáme, že platí  $\rho > \delta$ .

<sup>57</sup>(Krugman, 1993)

oslabování sladěnosti<sup>58</sup> a nakonec je pro zemi nákladnější setrvání v unii, než vlastní měna (viz graf 2). S rozdíly v míře inflace to může být podobné. Je možno si



Graf 2: Krugmanova teorie specializace

představit případ dvou strukturálně a velikostně podobných zemí, které mají sladěné cykly a podstupují i společné šoky. Na základě toho vytvoří měnovou unii, která je v této fázi pro obě země výhodná. Posléze jedna z ekonomik zaznamená rychlejší růst cenové hladiny, než ta druhá; příčina nebude ve strukturální odlišnosti ekonomik, jako ve zmiňovaném Mundellově příkladě, ale třeba deregulace cen (což je empiricky opravdu jeden z faktorů vysvětlující inflační diferenciály v EMU). V případě vlastní měnové politiky by monetární autorita na inflační tlaky pravděpodobně zareagovala zvýšením sazeb a tyto tlaky bez dalších následků utlumila. V měnové unii má ale vzhledem k průměru zóny první ekonomika kladný a druhá záporný inflační diferenciál. Ty pak podle výše popsaného mechanismu “nastartují” cyklus vyšší inflace - vyšší mezera výstupu - vyšší inflace (a obráceně), což de facto způsobí divergenci cyklů. V tomto stádiu by pak pravděpodobně už byla výhodnější vlastní měnová politika.

Procyklický mechanismus inflačních diferenciálů - pokud opravdu funguje - se tedy oproti situaci s vlastní monetární politikou bude vyznačovat několika projevy. Především se dá předpokládat, že cykly by měly mít větší amplitudu. Standardně

<sup>58</sup>Mechanismus funguje na principu Ricardovy teorie komparativních výhod. Odstranění obchodních bariér po zavedení společné měny má pozitivní vliv na nárůst objemu mezinárodního obchodu. To vede ke specializaci zemí na obory, v nichž mají největší komparativní výhody. Členové měnové unie tak přestávají tvořit region; naopak, jednotlivé ekonomiky reagují na různé šoky, což oslabuje jejich cyklickou sladěnost.

se centrální banka snaží cykly vyhlazovat, a tak na známky inflačních tlaků (ať už nastalých nebo očekávaných) reaguje zvýšením svých sazeb a tedy ochlazením ekonomiky. Zatímco v měnové unii (pro jednu zemi specifický) úrokový kanál naopak bude prvotní výkyv od trendu ještě posilovat a zpět do rovnováhy se začne vracet, teprve až se zhoršení reálného kurzu dostatečně naakumuluje.

Ze stejného důvodu budou mít cykly delší periodu, šoky budou déle odeznívat.

Acosta zmiňuje i horší kontrolu inflace na úrovni celé monetární unie.<sup>59</sup> Zásadní roli v režimu inflačního cílování totiž hrají expektace a ty se v situaci inflačních diferenciálů a nestabilní makroekonomické dynamiky budou hůře fixovat.

### 2.3.2 Možné relativizující faktory

Mechanismus teoreticky popsany v předchozí části závisí na určitých předpokladech a jako většina modelů realitu zjednodušuje. Existují proto argumenty, které skutečný vliv inflačních diferenciálů na dynamiku členských ekonomik měnové unie relativizují.

V části 2.2 byl zmíněn Walshův tzv. *Wickselliánský reálný úrok*, tzn. dlouhodobě rovnovážná úroková míra vycházející z mezního produktu kapitálu. Protože je tato míra explicitně dána strukturou ekonomiky a stejně tak jsou explicitně dány i nominální úrokové míry, přizpůsobení do rovnováhy podle Fisherovy rovnice by se dělo prostřednictvím inflace. Inflační diferenciály by tak de facto jen vyrovnávaly rozdíly v reálném úroku mezi zeměmi, což by mohlo podporovat i empirické pozorování jejich persistence. V takovém případě by pak samozřejmě inflační diferenciály nepůsobily cyklicky, protože by ekonomiky byly na rovnovážném úroku a za dříve vyřčeného předpokladu stejné monetární transmise by i impulsy monetární politiky působily všude stejně.

Proti této možnosti existují dvě námitky, jedna teoretická a druhá empirická. Reálný úrok odvozený od mezního produktu kapitálu by byl větší v méně rozvinutých ekonomikách, kde je kapitálu méně a ten je tak vlivem zákona klesajícího mezního produktu produktivnější. Podle Fisherovy rovnice by tak v prostředí

---

<sup>59</sup>(Acosta, 2006), str. 4

měnové unie méně vyspělé země měly mít relativně menší inflaci. Podle Balassa-Samuelsonova efektu, který se v literatuře věnující se inflačním diferenciálům objevuje častěji, se však naopak u těchto zemí předpokládá vyšší inflace z důvodu konvergence cenových hladin. Realita EMU pak taky teorii moc nepotvrzuje - vyšší inflaci mají i země nacházející se pod průměrem Unie (Např. Španělsko, Portugalsko, Řecko...).

Předmětem diskusí je taky teoreticky i prakticky nevyřešená otázka relativní důležitosti vpřed-hledícího prvku v transmisním systému. Některé studie tak argumentují tím, že do systému by měly vstupovat ex-ante místo ex-post úrokové míry. V případě ex-ante úroku by byl vliv inflačních diferenciálů byl relativně menší; časově omezené šoky pozorované v současnosti by mechanismus nespouštěly. Stejně tak pro firmy při plánování investic vzhledem k jejich dlouhému trvání důležité úrokové míry v budoucnosti. Pokud firmy nebudou myopické, tak se relativně nízkým úrokem nenechají zlákat. Předpokládají totiž jejich postupný návrat do rovnováhy, kdy by se jejich investice ukázaly jako špatné. V tomto případě by tak byl vliv inflačních diferenciálů na dynamiku růstu oslaben.

V souvislosti s ex-ante úrokovou mírou vzniká také otázka, jaký horizont očekávání je pro rozhodování domácností a firem podstatný. Fuhrer a Moore<sup>60</sup> tvrdí, že do IS křivky by měla vstupovat ex-ante dlouhodobá reálná úroková míra. Časová řada této proměnné ovšem vykazuje podobné charakteristiky, jako krátkodobé nominální úrokové míry. Ty by se tak daly v analýze použít jako proxy právě pro dlouhodobý reálný úrok. Pokud by tato aproximace platila, tak inflační diferenciály nebudou úrokovou míru ovlivňovat. Ekonomičtí agenti by totiž vytvářeli očekávání pro úrokový kanál nikoliv podle Fisherovy rovnice, ale podle aktuální nominální sazby, stejné pro celou zónu.

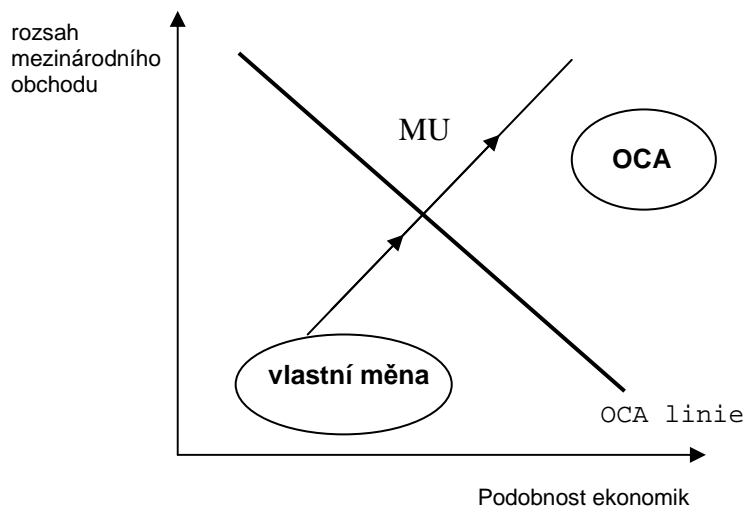
V předchozí diskusi již byly důsledky rozdílů v inflaci přirovnávány ke Krugmanově efektu specializace. V OCA teorii proti tomuto efektu stojí tzv. teorie endogenity<sup>61</sup>. Princip endogeneity tvrdí, že OCA kritéria podobnosti ekonomik bude

---

<sup>60</sup>(Fuhrer and Moore, 1995b)

<sup>61</sup>(Frankel and Rose, 1996)

dosaženo až po vstupu do monetární unie. Sladěnost hospodářských cyklů totiž závisí na intenzitě zahraničního obchodu a ten dostane vstupem do zóny jednotné měny výrazný pozitivní impuls (viz graf 3).



Graf 3: Teorie endogeneity OCA kritérií

Analogie této populární teorie se dají aplikovat i na problém inflačních diferencíálů. Inflační diferencíály by tak představovaly problém před vstupem, po němž skutečně může nastat podstatné snížení nominálních sazeb a z toho plynoucí procyklický efekt u zemí s vyšší inflací. Na druhou stranu, díky mizení obchodních bariér a následném růstu mezinárodního obchodu získá na relativní důležitosti konkurenceschopnost a tedy reálný měnový kurz. Některé studie<sup>62</sup> tak tvrdí, že procyklický efekt inflačního diferencíálu bude víceméně vyvážen právě zhoršením reálného kurzu a diferencíály tak budou směřovat k rovnováze. Jejich procyklický vliv tak bude pouze krátkodobý.<sup>63</sup>

S růstem intenzity obchodu také souvisí argument relativního poklesu významu národní reálné úrokové míry ve prospěch celounijní hladiny. Firmy totiž budou více vyvážet, a tak se ve svých kalkulacích nebudou omezovat pouze na situaci v domácí ekonomice.

Vytvoření měnové unie by navíc mělo dále zjednodušit pohyb kapitálu a pracovních sil po celé zóně. Pokud tak inflační diferencíál začne procyklicky působit,

<sup>62</sup>např. (ECB, 2003) nebo (EC, 2006)

<sup>63</sup>(ECB, 2003), str. 40

proinflační vliv mezery výstupu bude omezen příchodem dalších zdrojů.

Studie Evropské centrální banky taky konstatuje, že je třeba rozlišovat mezi příčinami inflačních diferencíálů. Některé z nich totiž nemusí nutně mít za následek v předchozí části popsaný mechanismus. Kromě již zmíněného Balassa-Samuelsanova efektu by to byl například efekt importované inflace nebo inflace založené pouze na růstu mezd, protože pak se profitabilita firem v podstatě nemění a ty tak nemají stimuly k dalším investicím.<sup>64</sup>

Nakonec je možno uvažovat anticyklický vliv fiskální politiky. Vláda může snížením svých výdajů neutralizovat růst podporující efekt kanálu reálných úrokových sazeb v prostředí měnové unie a hned z počátku zabránit rozběhnutí diskutovaného mechanismu.

Na druhou stranu, anticyklické chování fiskální politiky bývá často zpochybňováno, mimo jiné kvůli existenci politického cyklu. Ani empiricky se význam fiskální politiky nepotvrdil. Acosta ve své analýze inflačních diferencíálů a fluktuace hospodářských cyklů konstatuje, že schodek veřejných rozpočtů byl nesignifikantní ve všech specifikacích jeho modelu (mimo případu inflačních diferencíálů počítaných na základě deflátoru privátní spotřeby, kde byl fiskální schodek marginálně signifikantní).<sup>65</sup>

### 2.3.3 Přehled literatury

Ve srovnání s počtem studií zkoumajících příčiny inflačních diferencíálů není literatura analyzující následky tohoto fenoménu tak bohatá. “*Automatický destabilizátor*”<sup>66</sup> plynoucí z procyklického efektu inflačních diferencíálů na úrokový kanál v transmisním mechanismu studie prakticky vždycky zmiňují. Liší se však v míře důležitosti, který mu přiřkládají.

V podstatě asi jediná studie zabývající se přímo diferencíály v mezeře výstupu a v inflaci ve smyslu modelu popsaného rovnicemi (29) a (30) je analýza

---

<sup>64</sup>(ECB, 2003), str. 40

<sup>65</sup>(Acosta, 2006), str. 25

<sup>66</sup>(EC, 2006), str. 135

amerických dat od Arnolda a Koola.<sup>67</sup> Autoři v ní odhadují rozdíl v růstu HDP<sup>68</sup> mezi jednotlivými americkými státy a agregátem USA pro roky 1977 až 2000. Ten vysvětlují zpožděnou vysvětlovanou proměnnou a dále inflačním diferenciálem, reálným měnovým kurzem a hodnotou realit v minulém období. Inflační diferenciály jsou pak modelovány jejich zpožděnou hodnotou a dále diferenciálem tempa růstu a růstem cen realit v minulém období.

Všechny koeficienty v panelovém modelu s fixními efekty jsou signifikantní na 5% hladině významnosti. Následné simulace s těmito odhadnutými parametry ukazují, že první 3 až 4 roky bude silnější procyklický efekt reálného úroku a efekt bohatství; po této době převáží vliv reálného měnového kurzu. Dle autorů by se výsledky neměly automaticky používat i pro případ EMU, nicméně obecně pro měnovou unii očekávají, že se zvýší amplituda i perioda regionálních hospodářských cyklů.

Angeloni a Ehrmann ve své vlivné analýze inflačních diferenciálů v EMU<sup>69</sup> dospěli k závěru, že hlavní determinant inflačních diferenciálů je persistence inflace v jednotlivých členských ekonomikách. Mimo to přiznává možnost amplifikace původních inflačních diferenciálů prostřednictvím poptávkové strany, pokud jsou relevantní inflační expektace odlišné mezi zeměmi. V evropském prostředí, kde ještě nejsou plně integrovány trhy zboží a kapitálu (a tedy úroková míra důležitá pro ekonomické agenty je národní sazba), je pak rozumné předpokládat “silné domácí odchylky” (str. 11) v mechanismu tvorby inflačních očekávání. Podobný závěr plyne i z analýzy Evropské komise<sup>70</sup>, kde jsou na základě předpovědí firmy *Consensus Economics* konstatovány rozdíly i v ex-ante úroku, i když mají v delším horizontu klesající tendenci. Pouze nedokonalá integrace trhu práce a zboží spolu s většími strukturálními rigiditami evropských ekonomik v porovnání s USA pak činí inflační diferenciály v EMU relativně persistentnější. Na druhou stranu podle autorů vede makroekonomická stabilizační politika na úrovni celé zóny k postupnému oslabování rozdílů v míře inflace mezi regiony v unii (str. 21). Empiricky je v práci odhadován

---

<sup>67</sup>(Arnold and Kool, 2003)

<sup>68</sup>Rozdíl v růstu HDP ovšem úplně nevyhovuje definici mezery výstupu, protože nezohledňuje možnost odlišné dynamiky trendu v jednotlivých státech.

<sup>69</sup>(Angeloni and Ehrmann, 2004)

<sup>70</sup>(EC, 2006), str. 175

hybridní novokeynesiánský model rozšířený o reálný měnový kurz na poptávkové straně a “pass-through effect” na straně nabídky.<sup>71</sup> Parametry podstatné pro šíření procyklického efektu inflačních diferenciálů jsou v něm signifikantní, pouze pokud jsou státy rozděleny na skupinu s menším a větším efektem úrokového kanálu, tak tato proměnná není signifikantní v prvním případě.

Acosta<sup>72</sup> konstatuje, že inflační diferenciály v EMU nemají svůj původ v rozdílné dynamice produktivity. Tím pádem působí na relativní konkurenceschopnost ekonomik, což ale v prostředí s nízkou mobilitou práce a kapitálu může být interpretováno i pozitivně, jakožto proces vyrovnávající rozdílné tlaky v měnové unii.<sup>73</sup> Autor však taky vedle konkurenceschopnosti zmiňuje reálný úrok jako nejdůležitější kanály, jimiž různé dynamiky platů a mezd ovlivňují reálnou cyklickou pozici země v měnové unii (str. 9). Protože z empirické analýzy mu navíc vychází signifikantní závislost inflačních diferenciálů na relativní cyklické pozici ekonomiky, studie v podstatě potvrzuje teoretický mechanismus diskutovaný v předchozí části. Následně pak může vyslovit hypotézu, že v této situaci nemusí být centrální banka schopna garantovat cenovou stabilitu a plnou zaměstnanost v jednotlivých ekonomikách; naopak kvůli existenci inflačních diferenciálů způsobuje rozdílné impulsy monetární politiky.

Velmi podobné výsledky uvádí i Hofmann a Remsperger<sup>74</sup>. Ti v úvodu opakují, že měnová unie, není-li doprovázena i politickou unií, nemá prostředky pro úpravu odlišné inflační dynamiky svých členů. V empirické části zjišťují, že úrokový kanál je v transmisním mechanismu silnější, než kanál konkurenceschopnosti. Hypotéza rozdílnosti elasticit úrokové míry mezi zeměmi je zamítnuta. (str. 18)

Práce MacDonalda a Wojcika<sup>75</sup> přidává do mechanismu další spouštěcí element “divergentního cyklu”<sup>76</sup> spolu s přídatným kanálem navracejícím systém do rovnováhy. Můžeme uvažovat pozitivní šok do produktivity v jedné ze zemí,

---

<sup>71</sup>Čtvrtletní data 1998Q1 až 2003Q2, metodou panelový model s instrumentálními proměnnými bez fixních efektů.

<sup>72</sup>(Acosta, 2006)

<sup>73</sup>str. 4, v Acostově textu přebráno z vyjádření ECB

<sup>74</sup>(Hofmann and Remsperger, 2005)

<sup>75</sup>(MacDonald and Wojcik, 2006)

<sup>76</sup>(Deroose et al., 2004)



což ovšem na úrovni měnové unie nebude doprovázeno korespondujícím zvednutím úroku. Domácnosti začnou podle Eulerovy rovnice vyrovnávat spotřebu mezi současností a budoucností, což povede k růstu národního důchodu nad svůj potenciál. Rostoucí zaměstnanost a mzdy časem povedou i ke zvýšení přírážky firem, čili k dalšímu inflačnímu stimulu. To dále zvětší mezeru mezi aktuálním a rovnovážným důchodem a vede k další inflaci. Takto vzniklý inflační diferenciál ovšem není “přirozené” vyrovnávání cenových hladin ve smyslu Balassa-Samuelsanova efektu, ale klasická poptávkou tažená inflace. Zadlužování domácností za účelem vyrovnávání spotřeby mezi obdobími způsobí zvýšení podílu dluhu na HDP a taky ke zhoršení platební bilance. Tento vývoj ovšem způsobí zvýšení rizikové přírážky pro danou zemi a tedy i nárůst reálného úroku. Spolu s relativním růstem cenové hladiny bude toto tlačit ekonomiku zpět do rovnováhy.

Další rozšíření mechanismu lze najít ve studii Evropské komise.<sup>77</sup> “Makroekonomický cyklus” způsobený inflačními diferenciály by v tom případě byl podpořen “finančním cyklem”. Příznivý vývoj ekonomiky vytvoří “vlnu optimismu”, která vede k podcenění rizik, přemíře odsouhlasených půjček, reálně nepodloženému růstu aktiv, přehnanému růstu investic do fyzického kapitálu a zvýšení spotřeby domácností. Po určité době zhoršující se konkurenceschopnosti se očekávání stanou reálnějšími a nerovnováha přeroste do krize. Reálný a finanční cyklus se vzájemně posilují.

V poslední skupině literatury jsou studie, které vliv inflačních diferenciálů na dynamiku růstu relativizují. Jsou to hlavně analýzy evropských institucí. V jiné analýze Evropské komise<sup>78</sup> je možno nalézt názor, že důležitost současných inflačních diferenciálů se přeceňuje, protože pro rozhodování ekonomických agentů jsou důležité dlouhodobé ex-ante sazby. Odhady ohledně dlouhodobých inflačních očekávání přitom ukazují, že inflační (a tedy i úrokové) diferenciály se budou postupně zmenšovat. Další uvedený argument proti je již dříve zmíněný posun pozornosti firem od národních úrokových sazeb ve prospěch těch celoevropských jako důsledek zintenzivnění mezinárodního obchodu. Ve studii je taky diskutován

---

<sup>77</sup>(Deroose et al., 2004), str. 6

<sup>78</sup>(EC, 2006)

relativní vliv různých kanálů majících vliv na cyklickou dynamiku. Podle ECB neplatí pro Evropu velký význam úrokového kanálu pozorovaný v USA. Naopak, v EMU by měla mít větší vliv konkurenceschopnost<sup>79</sup> a systém by se tak nikdy nemohl moc vzdálit od rovnováhy (neprojevovalo by se postupné vzájemné posilování vztahu mezer a výstupu - inflace).

Studie ECB<sup>80</sup> prezentuje ohledně vlivu inflačních diferenciálů na dynamiku produktu podobné názory. Přiznává, že v období po vzniku EMU rozdíly v inflaci vliv na mezeru výstupu měly, protože u zemí s vyšší inflací se projevil efekt konvergence nominální úrokové sazby. Na druhou stranu je tento efekt dočasný a nepředpokládají se další problémy s ním, protože jednak se očekává konvergence inflačních očekávání a za druhé práce zdůrazňuje význam proticyklického efektu konkurenceschopnosti.

Nakonec je možno zmínit empirickou studii IMF analyzující růstové a inflační diferenciály v EMU.<sup>81</sup> Podle ní rozdílné chování úrokových sazeb před a po zavedení Eura výrazně přispělo k rozptýlení v růstu HDP. Kvantitativně je to odhadnuto na 25% rozdílu v růstu HDP, dalších 15% se přičítá pohybům v cenách nemovitostí<sup>82</sup>, které teoreticky na úrokových mírách také závisí. Na druhou stranu práce připouští, že toto je možná jen časově omezený efekt, který postupně vymizí. Zbylé rozdíly jsou přisouzeny šokům specifickým pro každou ze zemí. I tento zdroj inflačních a růstových diferenciálů by se však měl postupně oslabovat, protože roste podíl šoků společných pro celou zónu a na ty už může reagovat společná monetární politika.

---

<sup>79</sup>Podle publikované citace guvernéra ECB Tricheta by *teoretický zisk firmy z teoretické abstraktní kalkulace reálného úroku byl více než překonán ztrátami v konkurenceschopnosti následkem nadprůměrné inflace.* (str. 173, pozn. 4)

<sup>80</sup>(ECB, 2003)

<sup>81</sup>(Stavrev, 2007)

<sup>82</sup>str. 9

## 3 Empirické analýzy

Jak plyne z předchozí části, neexistuje konsensus ohledně přesné struktury ekonomiky. Odhady strukturálních modelů jsou pak často závislé na konkrétní specifikaci systému. Kromě “klasického” ekonometrického modelu by tedy mohlo být užitečné uskutečnit i několik dalších parametrických i neparametrických analýz, zkoumajících předpokládané doprovodné jevy mechanismu. U takových výsledků někdy nejde dokázat jejich kauzalita, nicméně jako celek snad v analýze určitou přidanou hodnotu přinášejí.

V této části práce jsou nejdříve diskutovány inflační a úrokové diferenciály v EMU. Poté je definována a charakterizována další důležitá proměnná v analýze - mezera výstupu. Následuje analýza vlivu reálného úroku na ceny nemovitostí v Evropě a efektu těchto cen na mezeru výstupu. Před výsledky ekonometrických odhadů pak jsou ještě porovnány charakteristiky cyklů před a po vzniku Eurozóny z hlediska jejich amplitudy a frekvence.

### 3.1 Inflační a úrokové diferenciály v EMU

#### 3.1.1 Inlace

Pojem inflace lze definovat vícero způsoby. V analýzách se většinou jako empirický protějšek této proměnné používají dva indikátory: (harmonizovaný) index spotřebitelských cen (HICP) anebo deflátor HDP. První z nich představuje pohyb cenové hladiny spotřebního koše a v případě otevřené ekonomiky tak zahrnuje i importovanou inflaci. Deflátor naproti tomu měří růst ceny domácí produkce zboží a služeb<sup>83</sup>. Není možné jednoznačně označit jeden z indikátorů za lepší proměnnou v analýze založené na novokeynesiánském modelu. Studie Evropské komise<sup>84</sup>, kde je problém adekvátního ukazatele inflace pro výpočet reálného úroku taky diskutován, doporučuje použití HICP pro analýzy týkající se spotřeby a deflátoru pro studium investic. Z teoretické derivace modelu plyne, že úrok ovlivňuje produkt přes intertemporální substituci spotřeby, což by hovořilo pro použití CPI. Navíc je tento

---

<sup>83</sup>I když i ta je ovlivněna vnějším světem, například cenami surovin.

<sup>84</sup>(EC, 2006), str. 139

indikátor nejvíce a běžně používán v souvislosti s inflací a má tedy vliv na formování inflačních očekávání. Na druhou stranu, v původní IS křivce i ve většině empirických studií působí reálný úrok také prostřednictvím investic. Dalším argumentem pro deflátor je to, že ve Phillipsově křivce na mezeru výstupu reaguje domácí inflace, a tak by v obou rovnicích systému byl použit stejný indikátor.

Zmíněný přehled evropské ekonomiky taky konstatuje, že oba indikátory znamenaly v Eurozóně podobný vývoj, a že reálný úrok by tak v delším časovém horizontu neměl vykazovat velké rozdíly v závislosti na použitém ukazateli. Tabulky (13) a (14) v příloze ukazují vývoj deflátoru HDP i HICP za dobu trvání Eurozóny spolu s kumulovanými diferenciály za toto období. V tabulce (15) jsou pak uvedeny korelační koeficienty mezi oběma indikátory pro země EMU a nakonec v grafu (15) jsou porovnány standardizované hodnoty kumulovaných diferenciálů (rozdíly mezi deflátorů mají větší amplitudu). Ze všech těchto hodnot plyne, že oba typy inflačních ukazatelů jsou si podobné (minimálně ve faktu, že průměrné diferenciály v HICP i v deflátoru mají stejná znaménka), i když ne úplně shodné.

Protože tedy z teorie neplyne jednoznačná preference jednoho ze dvou indikátorů, je volba ukazatele víceméně “umělá”. V případě použití alternativy by tak některé výsledky byly trochu odlišné. V této práci, stejně jako například ve studiích Arnolda a Koola nebo Galího a Gertlera<sup>85</sup>, je pod pojmem inflace uvažován deflátor HDP.

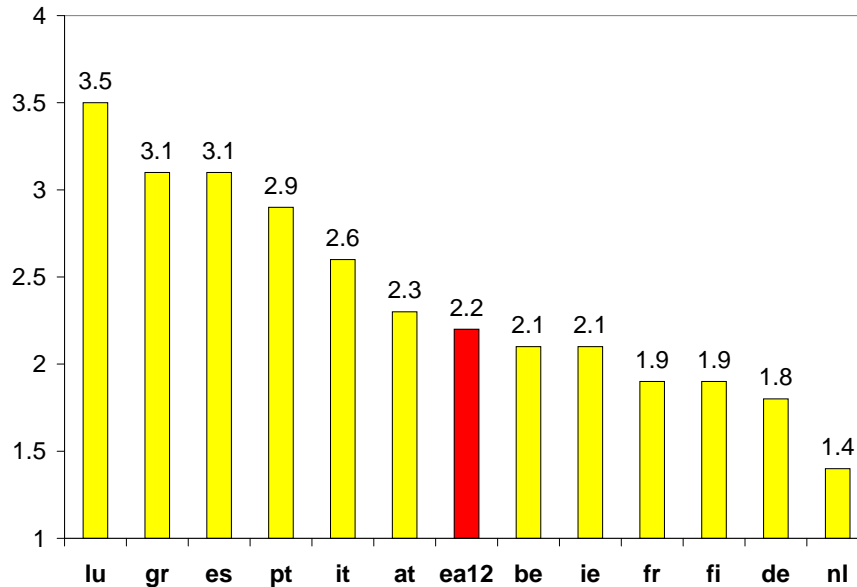
Na následujících dvou grafech je uvedena inflace<sup>86</sup> v zemích EMU pro rok 2007 a její průměrné diferenciály z období trvání Eurozóny.

Pokud jde o aktuální míru inflace, tak se zatím příliš neprojevuje hypotéza postupné konvergence národních inflací k “evropské” hladině; i když zanedbáme Lucembursko jako poněkud specifickou ekonomiku, tak pořád je růst domácích cen za minulý rok v Řecku a Španělsku (3.1%) více než dvakrát větší, než v posledním Nizozemí (1.4%). Trochu netradiční byla v roce 2007 situace Irska. Jak je možno vidět v tabulce (13), tak poprvé za dobu trvání Eurozóny je ekonomika této země

---

<sup>85</sup>(Arnold and Kool, 2003), (Gali and Gertler, 2000)

<sup>86</sup>Obdobné výsledky pro HICP jsou v příloze v grafech (16) a (17).



Graf 4: Deflátor HDP v 2007 (Eurostat)

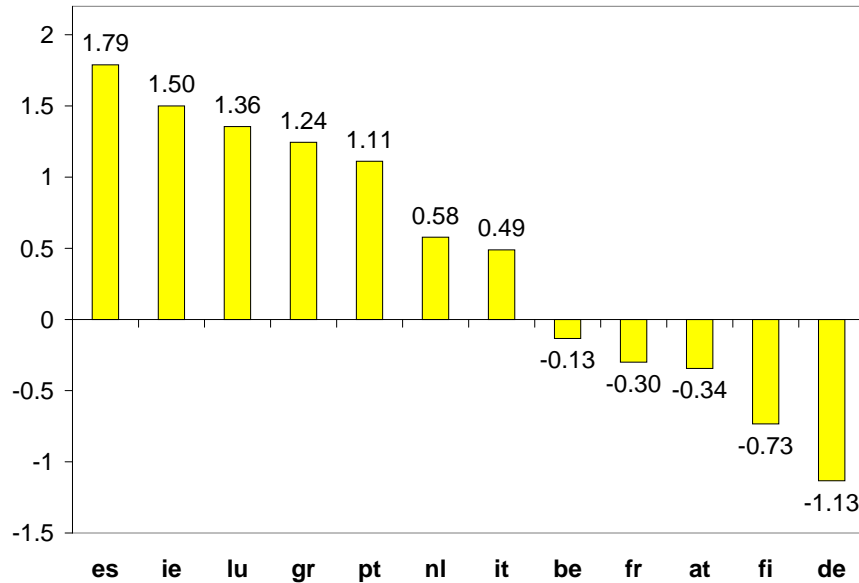
inflačně pod evropským průměrem.<sup>87</sup> Tento průměr se přitom v poslední době pohybuje okolo cílovaných 2%.

Z druhého grafu je patrný závěr většiny studií o inflačních diferenciálech: Rozdíly v inflaci v jednotlivých letech nejsou náhodné a jednorázové, nýbrž persistentní v čase. Nejsou ani kvantitativně zanedbatelné; rozdíl průměrných odchylek od evropského průměru mezi nejvíce (Španělsko) a nejméně (Německo) inflační zemí dělá skoro 3%. Graf (18) (v příloze) zachycuje dynamiku diferenciálů těchto dvou zemí. Je na něm možno vidět jednak fakt, že diferenciály se v čase nějak výrazně nezmenšují (kromě posledního sledovaného roku) a taky relativně zrcadlově symetrický vývoj v čase.

### 3.1.2 Úrokové diferenciály

Z hlediska uvažovaného modelu jsou pro nás podstatné reálné úroky, přičemž inflační diferenciály byly doposud v prostředí měnové unie považovány za jejich jediný determinant. Předpokládalo se totiž, že nominální míry jsou v celé Eurozóně stejné. To však není v realitě úplně přesné, protože pro ekonomické agenty (domácnosti, firmy) jsou podstatné konečné “maloobchodní” sazby. A ty se narozdíl od sazeb

<sup>87</sup>I když z hlediska HICP má Irsko pořád inflaci nadprůměrnou.



Graf 5: Průměrná hodnota inflačního diferenciálu 1999-2007 (vlastní výpočty)

nastavovaných Evropskou centrální bankou (ECB) mohou regionálně odlišovat. Jedním z potenciálních důvodů může být například již zmíněná rozdílná riziková prémie jednotlivých zemí.

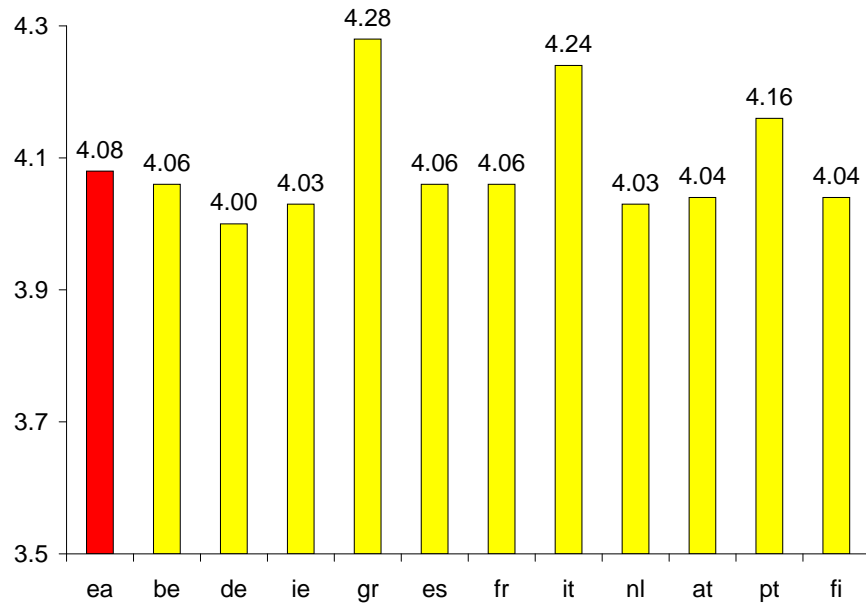
V realitě však rozdíly mezi úrokovými sazbami nejsou moc výrazné. Jako indikátor dlouhodobého úroku se většinou používají dlouhodobé vládní obligace. Graf (6) ukazuje, že rozdíly mezi těmito sazbami jsou minimální. Podle Lane<sup>88</sup> je dokonce možné, že tak malé rozdíly ani nereflektují skutečné ekonomické rozdíly mezi zeměmi - například zadluženost a další specifické rizikové faktory.

Co se týče krátkodobých nominálních úroků, tak pokračující integrace finančních trhů způsobila výraznou konvergenci těchto sazeb. Například Eurostat už dvanáctiměsíční sazby na peněžním trhu pro jednotlivé členy EMU ani neuvádí (pouze agregát pro celou Eurozónu), pro půjčky podnikům jsou poslední individuální data z třetího čtvrtletí 2003. Stajně tak i analýza Evropské komise konstatuje, že *velikost nominálních úrokových diferenciálů (...) je malá ve srovnání s velikostí reálných úrokových diferenciálů. Z toho je zřejmé, že většina těchto reálných diferenciálů má původ v inflační složce, tedy v inflačních diferenciálech.*<sup>89</sup> I v této práci

<sup>88</sup>(Lane, 2006), str. 6

<sup>89</sup>(EC, 2006), str. 149

si tedy nadále dovolíme rozdíly v nominálních sazbách zanedbat a uvažovat inflační diferenciály jako jediné determinanty rozdílů v reálném úroku.



Graf 6: Desetileté vládní obligace (v %), první kvartál 2007 (druhý kvartál 2006 pro Řecko) (Eurostat)

## 3.2 Mezera výstupu

Mezera výstupu je v uvažovaném systému jakožto určitý indikátor nerovnováhy zásadní proměnná. Teoreticky je to rozdíl mezi aktuálním a potenciálním produktem (viz rovnice 9). Problém je, že potenciální důchod není pozorovatelná proměnná a je ji tedy nutno nějak aproximovat.

Izolování mezery výstupu z dostupných dat je většinou založeno na následující koncepci národního produktu:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + \epsilon_t \quad (36)$$

Ten je složen ze tří složek: trendu ( $T_t$ ), cyklické ( $C_t$ ) a sezónní ( $S_t$ ) komponenty. Trend bývá považován za potenciální produkt a cyklus za mezeru výstupu. Sezónní složka pak představuje periodické oscilace způsobené (většinou) ročním obdobím. Jako definice cyklu se běžně používá frekvenční charakteristika od Burnse a Mitchella<sup>90</sup>; cyklem jsou tak cyklické oscilace v časové řadě HDP s periodami mezi 6 a 32 čtvrtletími (čili 1.5 až 8 let). Větší frekvence se považují za projev sezónnosti, případně časově omezené nedůležité výkyvy, nízké frekvence jsou naopak už součástí trendu.<sup>91</sup>

### 3.2.1 Metodologie

**Diferenciace** jsou asi nejjednodušší metodou. Některé teorie předpokládají, že růst HDP je z dlouhodobého hlediska závislý na externích faktorech a je relativně stabilní. Při sezónně očištěných datech tak lze řadu zapsat jako

$$Y_t = \alpha + \beta t + C_t + \epsilon_t, \quad (37)$$

---

<sup>90</sup>(Burns and Mitchell, 1946), str. 3

<sup>91</sup>Hranice osmi let je samozřejmě trochu umělá, mechanismus popsany v první kapitole teoreticky nestanovuje horní hranici pro dobu trvání inflačními diferencially způsobeného cyklu. Na druhou stranu jsou v této chvíli k dispozici data za necelých 9 let trvání EMU, čili nemá moc smysl uvažovat i delší frekvence.



z čehož po diferenciaci dostaneme

$$\Delta Y_t = \beta + \Delta C_t + \Delta \epsilon_t. \quad (38)$$

Mimo konstantu a reziduum tedy zůstává jen difference cyklické složky. Diskutabilní u této metody zůstává předpoklad lineárního deterministického trendu a nemožnost odstranit vysoké frekvence (perioda menší než 6 čtvrtletí).

**Hodrick-Prescotův filtr** (HP filtr) je metoda tradičně používaná při makroekonomických analýzách HDP. Filtr funguje na principu klouzavých průměrů a izoluje trend jako množinu bodů  $T_t$  minimalizujících výraz:

$$\sum_{t=1}^N (Y_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2 \quad (39)$$

První člen výrazu penalizuje odchylky od původní řady, zatímco druhý by měl minimalizovat změny v dynamice trendu. Parametr  $\lambda$  pak definuje relativní důležitost těchto dvou protichůdných požadavků.

Problémem u tohoto filtru je fakt, že parametr vyhlazení  $\lambda$  se nastavuje uměle. Navíc filtr umožní izolovat pouze nízké frekvence, ale nikoliv časově omezené výkyvy. (Proto se taky jako vstup do filtru používají sezónně očištěná data.) Zpochybněny byly i některé jeho statistické vlastnosti, podle Monte-Carlo simulací totiž někdy dokáže najít trend i ve stacionární IID řadě.

**Band-pass filtry** se dostávají do centra pozornosti v poslední době. Jsou založeny na Cramerově reprezentaci časové řady, podle které se dá každá časová řada stacionární ve varianci zapsat jako součet periodických funkcí o různých frekvencích. (Proto se jim někdy říká “frekvenční filtry”.)

$$Y_t = \int_{-\pi}^{\pi} \xi(\omega) d\omega \quad (40)$$

kde  $\xi(\omega)$  je periodická složka o frekvenci  $\omega$ . Takové zobrazení časové řady je pro účely analýzy hospodářských cyklů výhodné, protože cyklus je taky definován na

základě frekvence. Pro izolaci cyklické složky časové řady tak stačí rozložit řadu na periodické funkce a vzít pouze hledané frekvence:

$$Y_t = B(\omega) \int_{-\pi}^{\pi} \xi(\omega) d\omega, \quad (41)$$

kde  $B(\omega)$  je indikátor požadovaných frekvencí. Hraniční frekvence se pak spočítají podle krajních period  $\lambda$  podle vztahu  $\omega = \frac{2\pi}{\lambda}$ . Indikátor tak má následující podobu:

$$\begin{aligned} B(\omega) &= 1 \text{ pro } \omega \in \left[\frac{\pi}{16}, \frac{\pi}{3}\right] \text{ nebo } \omega \in \left[-\frac{\pi}{3}, -\frac{\pi}{16}\right] \\ &= 0 \text{ pro ostatní.} \end{aligned}$$

V praxi jsou tyto filtry založeny na metodě klouzavých průměrů, přičemž se liší podle algoritmů použitých k výpočtu vah jednotlivých pozorování. Podle toho je možné je rozdělit na symetrické a asymetrické. **Symetrické filtry** (například Baxter-King filtr<sup>92</sup>) přiřazují stejné váhy stejně vzdáleným pozorováním v budoucnosti i v minulosti a váhy závisí pouze na specifikovaných frekvencích. Z toho plyne nevýhoda, že z dostupné řady ztratíme několik (většinou 8 až 12) pozorování na začátku a konci řady. Tuto nevýhodu nemají **asymetrické filtry**, např. Christiano-Fitzgerald filtr<sup>93</sup> (CF filtr), kde jednotlivé váhy kromě frekvence závisí i na samotných datech a ty se tak mohou lišit pro každé pozorování.

V podobných empirických studiích se lze setkat se všemi uvedenými filtry. S rozdíly v růstu HDP pracuje např. (Arnold and Kool, 2003) nebo (Stavrev, 2007). (Acosta, 2006) používá HP filtr poté, co ho porovnal s asymetrickým CF filtrem a zjistil, že dávají velice podobné výsledky. Stejně tak se pro HP filtr po srovnání s band-pass filtrem rozhodl i (Goodhart and Hofmann, 2005a). S Baxter-King filtrem pracuje například (ECB, 2003). (Fuhrer and Rudebusch, 2003) pak používá oba dva, jak HP, tak BP filtr.

---

<sup>92</sup>(Baxter and King, 1995)

<sup>93</sup>(Christiano and Fitzgerald, 1999)

### 3.2.2 Data a výsledky

Mezera výstupu pro 12 zemí EMU<sup>94</sup> a agregát Eurozóny je filtrována z indexu hrubého domácího produktu. Jedná se o čtvrtletní data, mimo Portugalsko a Řecko dále neupravovaná. Pro dvě zmíněné země “surová” data bohužel nejsou k dispozici a místo nich jsou použita sezónně očištěné řady. Data jsou k dispozici od roku 1991 mimo Španělsko, Řecko, Lucembursko a Portugalsko, kde řady začínají od roku 1995 a v případě Irska až v roce 1997. Poslední údaje jsou z třetího čtvrtletí 2007, jen u Řecka z druhého kvartálu 2006.

Data jsou před izolováním cyklické složky zlogaritmována, aby bylo dosaženo stacionarity řad ve varianci.

Cykly byly extrahovány postupně Hodrick-Prescotovým, Baxter-Kingovým a asymetrickým Christiano-Fitzgeraldovým filtrem. Rozdíly ve výsledcích obdržených aplikací jednotlivých metod jsou relativně malé (viz grafy (19) a (20) v příloze, na kterých je srovnání filtrů pro Německo a agregát EMU.) V dalších analýzách tak bude používána mezera výstupu izolována pomocí asymetrického CF filtru. Oproti HP metodě poněkud lépe vyhovuje definici cyklu a ve srovnání s B-K filtrem se zase neztrácí žádná pozorování. Pouze pro odhad modelu je CF filtr ze své konstrukce nevýhodný a mezera výstupu je tak v tomto případě aproximována právě HP filtrem a diferenciacemi.

Výsledky pro jednotlivé země spolu se srovnáním s celou Eurozónou jsou v příloze ve grafech (21). Je možno vidět rozdíly v úrovni sladění mezi tzv. jádrem (např. Německo, Rakousko, Nizozemí), kde se zdá být synchronizace zřetelná a periferiemi (Portugalsko, Řecko,...), kde je poněkud nižší. Země se liší i amplitudou cyklů.

V teoretické části byla zmíněna možnost jakési analogie Krugmanova efektu specializace, kde by inflační diferenciály způsobily zhoršení sladění cyklů mezi členy. Proto jsou v následující tabulkách uvedeny (nevážené) průměrné hodnoty sladění (měřené korelačním koeficientem) mezi danou zemí a zbytkem členů a

<sup>94</sup>Současní členové vyjma Slovinska, Malty a Kypru, které jsou součástí Eurozóny teprve krátkou dobu a nejsou tedy ani v dalších analýzách uvažovány.

hodnoty synchronizace s agregátem EMU pro 8 let trvání Eurozóny a pro 8 (pokud jsou data) let před společnou měnou (1991-1998, nebo v závislosti na dostupnosti dat). Detailní hodnoty sladěností jsou v tabulkách (17) a (16) v příloze.

	<b>AT</b>	<b>BE</b>	<b>DE</b>	<b>EA12</b>	<b>ES</b>	<b>FI</b>	<b>FR</b>	<b>GR</b>	<b>IE</b>	<b>IT</b>	<b>NL</b>	<b>PT</b>
<b>avg_11</b>	0.720	0.658	0.657	0.802	0.720	0.607	0.746	0.318	0.746	0.546	0.791	0.632
<b>EA12</b>	0.876	0.847	0.900	1.000	0.866	0.768	0.860	0.290	0.893	0.768	0.942	0.741

Tabulka 1: Průměrná korelace cyklů země s ostatními členy (*avg\_11*) a korelace s agregátem Eurozóny (*EA12*) po vzniku EMU (Eurostat, vlastní výpočty)

	<b>AT</b>	<b>BE</b>	<b>DE</b>	<b>EA12</b>	<b>ES</b>	<b>FI</b>	<b>FR</b>	<b>GR</b>	<b>IE</b>	<b>IT</b>	<b>NL</b>	<b>PT</b>
<b>avg_11</b>	0.350	0.179	0.220	0.429	0.303	0.078	0.413	-0.510	0.189	0.341	0.138	-0.550
<b>EA12</b>	0.521	0.718	0.716	1.000	0.645	0.823	0.677	-0.452	0.307	0.890	0.546	-0.814

Tabulka 2: Průměrná korelace cyklů země s ostatními členy (*avg\_11*) a korelace s agregátem Eurozóny (*EA12*) před vznikem EMU (Eurostat, vlastní výpočty)

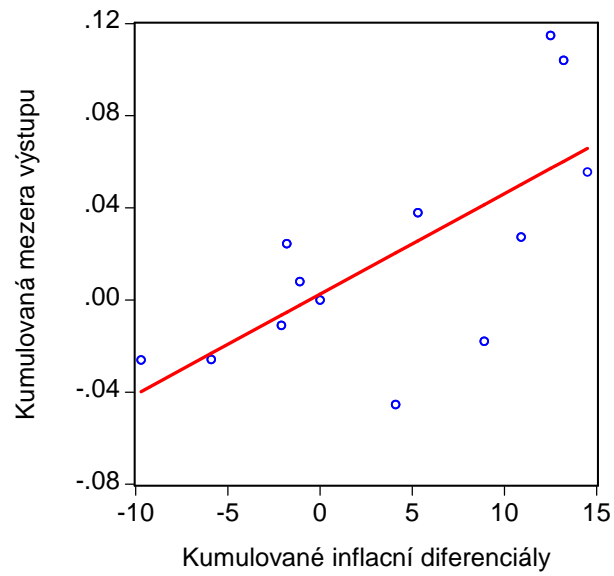
Výsledky jsou poměrně jednoznačné, průměrná korelace cyklů s ostatními členy je pro období Eurozóny vyšší úplně ve všech případech. V případě sladěnosti s agregátem EMU je hodnota synchronizace nižší pouze v případě Finska a Itálie a to ještě jen o málo. Pokud tedy inflační diferenciály způsobují nějaké divergentní efekty, tak minimálně v období kolem vzniku Eurozóny nad nimi převážily pozitivní efekty spojené s tímto vznikem měnové unie.

### 3.2.3 Mezera výstupu a inflační diferenciály

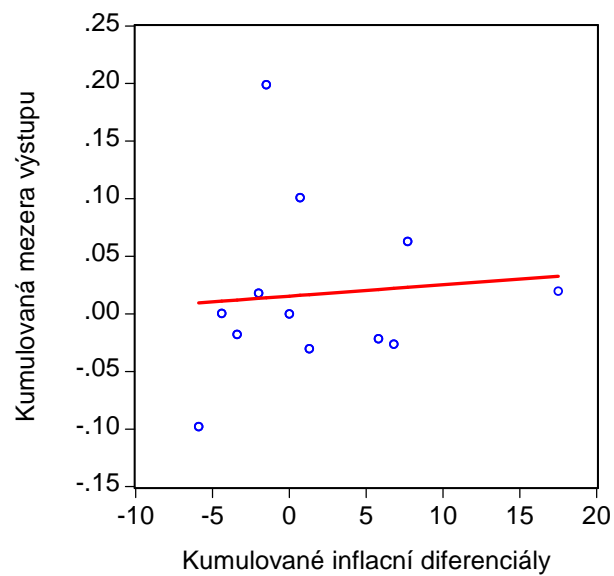
Na následujícím grafu je znázorněna závislost mezi kumulovanými inflačními diferenciály za dobu trvání Eurozóny a kumulovanou mezerou výstupu za stejné období. Pro srovnání následuje graf zobrazující stejnou závislost pro dobu před vznikem EMU.<sup>95</sup>

Narozdíl od období před Eurem je na prvním grafu vidět poměrně jasná pozitivní závislost mezi diskutovanými proměnnými. To by zároveň ukazovalo na relativně dlouhý cyklus, protože v delším horizontu by se měla období vyšší inflace a konjunktury neutralizovat s následky snížené konkurenceschopnosti v podobě recese a nižší inflace.

<sup>95</sup>1995-1998; Irsko, jehož časové řady začínají až rokem 1997, není v grafu uvažováno.



Graf 7: Kumulované inflační diferenciály a kumulované mezery výstupu 1999-2007 (vlastní výpočty)



Graf 8: Kumulované inflační diferenciály a kumulované mezery výstupu 1995-1998 (vlastní výpočty)

### 3.3 Inflační diferenciály a ceny realit

Hodnotu obytných nemovitostí jsme v první kapitole zmínili jako jednu z důležitých dodatečných (tedy nevyplývajících z mikroekonomického modelu) proměnných majících potenciálně vliv na mezeru výstupu. Při předpokladu, že je nějakým způsobem korelována s reálnými úroky, tak některé studie její absencí vysvětlovaly nesignifikanci úrokového kanálu v transmisním mechanismu. V této části tak otestujeme hypotézu, zda ceny nemovitostí v zemích EMU skutečně závisí na reálné úrokové míře.

Baffoe-Bonnie ve své práci<sup>96</sup> analyzoval determinanty cen nemovitostí v USA. Jako možné vysvětlující proměnné udává disponibilní důchod (aproximovaný buď nezaměstnaností nebo HDP), reálný úrok a ceny ve stavebním sektoru. Autor v závěru upozorňuje, že ač jsou tyto “ekonomické” proměnné signifikantní, tak nevysvětlují všechny oscilace v cenách. Ty totiž reagují i na různé regionální cykly, realitní spekulativní bubliny a na konkrétní politiky rozvoje a podpory bydlení v daném regionu.

Arnold a Kool (2003) při modelování svého systému používají jednoduchý vztah, kdy je hodnota nemovitostí vysvětlována jejich zpožděnou hodnotou, hrubým domácím produktem a reálným úrokem (podle Fisherovy rovnice).

Hypotézu významnosti reálného úroku budeme tedy testovat na modelu vycházejícím ze dvou zmíněných prací. Změna cenové hladiny obytných nemovitostí ( $\Delta h_t$ ) je vysvětlována čtyřmi proměnnými. Protože se předpokládá relativně velká persistence této proměnné, první člen je její zpožděná proměnná. Očekávaná hodnota parametru této proměnné je mezi nulou a jedničkou. Druhá vysvětlující proměnná je míra růstu HDP ( $\Delta y_t$ ) jako indikátor reálného důchodu. Větší důchod znamená zvýšenou poptávku po bydlení a předpokládá se tedy pozitivní vliv na ceny nemovitostí. Reálný úrok ( $r_t$ ) určuje ceny hypoték. Poptávka po bydlení je tedy nepřímo závislá na úrokových sazbách a koeficient by tak měl být záporný. Nakonec změna cen ve stavebním sektoru ( $\pi_t^{const}$ ) by měla mít pozitivní vliv, protože nižší

---

<sup>96</sup>(Baffoe-Bonnie, 1998)

ceny nového bydlení znamenají vyšší nabídku a tedy pokles cen na trhu nemovitostí. V modelu se předpokládá, že efekt zmíněných proměnných je kvantitativně stejný pro všechny země EMU. Protože však tempo růstu cen nemovitostí může být mimo zmíněné proměnné závislé na národních specifikách (národní politiky, efekt konvergence,...), budou v modelu uvažovány i individuální efekty:

$$\Delta h_t^i = \alpha + \beta_1 \Delta h_{t-1}^i + \beta_2 \Delta y_t^i + \beta_3 (i_t^i - \pi_t^i) + \beta_4 \pi_t^{const,i} + u_t^i \quad (42)$$

$$u_t^i = \mu^i + \nu_t^i, \quad (43)$$

kde  $\mu^i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$  a  $\nu_t^i \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$ .

### 3.3.1 Metodologie

Odhadujeme tedy model s panelovými daty. Charakter dat, kdy máme několik konkrétně identifikovatelných individuí (jednotlivé země EMU) jejichž specifické efekty se dají ekonomicky interpretovat, implikuje použití modelu s fixními efekty. Vzhledem k tomu, že je model (42) dynamický, klasická *within* transformace bude vychýlená a nekonsistentní.<sup>97</sup> Na druhou stranu simulace ukazují, že v případě, kdy počet období T není příliš malé ve srovnání s počtem individuí N, vychýlení nemusí být příliš podstatné.

Poměrně často používanou alternativou ke klasickému modelu s fixními efekty je zevšeobecněná momentovaná metoda (GMM). GMM dokáže odhadnout jeden parametr i na základě vícera teoretických momentů, jejichž relativní důležitost v odhadu je určena nějakou maticí vah W. V praxi je GMM založena na metodě instrumentálních proměnných, jelikož volíme takové instrumentální proměnné, které budou nekorelované s disturbancemi a této ortogonalitě budeme využívat v definování momentů. Obecně tedy můžeme GMM estimátor definovat jako

$$\hat{\beta}^{GMM} \equiv \arg \min_{\beta} \left[ \sum_{i=1}^N Z_i'(y_i - X_i \beta) \right]' \hat{W} \left[ \sum_{i=1}^N Z_i'(y_i - X_i \beta) \right], \quad (44)$$

<sup>97</sup>V tomto případě je jeden z regresorů ( $\Delta h_{t-1}^i - \overline{\Delta h}_{t-1}^i$ ) korelovaný s reziduem ( $\nu_t^i - \bar{\nu}^t$ ), protože už z definice je  $\Delta h_{t-1}^i$  korelováno s průměrem  $\bar{\nu}^t$ , který obsahuje i  $\nu_{t-1}^i$ .

kde  $Z$  je matice instrumentálních proměnných,  $X$  je matice regresorů a  $y$  je vektor vysvětlované proměnné. Konkrétně pak bude estimátor spočítán následovně:

$$\hat{\beta}^{GMM} = (X'Z\hat{W}Z'X)^{-1}(X'Z\hat{W}Z'y) \quad (45)$$

Jednotlivé algoritmy se pak liší ve výběru instrumentálních proměnných. **Arellano-Bond** estimátor využívá diferenciaci, kdy z původního modelu (42) dostaneme

$$\Delta h_t^i - \Delta h_{t-1}^i = \beta_1(\Delta h_{t-1}^i - \Delta h_{t-2}^i) + \beta_2(\Delta y_t^i - \Delta y_{t-1}^i) + \beta_3(r_t^i - r_{t-1}^i) + \beta_4(\pi_t^{const,i} - \pi_{t-1}^{const,i}) + (\nu_t^i - \nu_{t-1}^i) \quad (46)$$

Například pokud  $t=3$ , tak  $\Delta h_1^i$  je dobrý instrument, protože je hodně korelovaný s  $\Delta h_2^i - \Delta h_1^i$  a zároveň ortogonální na  $(\nu_3^i - \nu_2^i)$ . Pro  $t=4$  už budou dva možné instrumenty s požadovanými vlastnostmi,  $\Delta h_2^i$  a  $\Delta h_1^i$ . Pro každé další pozorování tedy instrumentů přibývá.<sup>98</sup> Mimo to se dají jako instrumenty použít i další proměnné z modelu (42). Baltagi v tomto případě rozlišuje, jde-li o striktně exogenní proměnné, nebo o potenciálně endogenní proměnné. V prvním případě se dá podle Baltagiho<sup>99</sup> použít všech minulých i současného pozorování, ve druhém případě současné pozorování jako instrument sloužit nebude. V našem konkrétním případě nemůžeme endogenitu úplně vyloučit, protože předpokládáme závislost cen nemovitostí na HDP a zároveň ceny nemovitostí mohou mít vliv na mezeru důchodu, a tak jsou v modelu použité první zpoždění těchto přidaných proměnných.

Některá data použitá v uvažovaném modelu jsou již jednou diferenciována a další diferenciaci, předpokládaná Arellano-Bond estimátorem, znamená další ztrátu informace. Tuto nevýhodu nemá **Arellano-Bover** estimátor, využívající tzv. ortogonální odchylky.<sup>100</sup> V tomto případě je každé pozorování vyjádřeno jako deviace od průměru budoucích pozorování, přičemž jsou použity váhy pro standardizaci variance:

$$x_t^{*i} = \left( x_t^i - \frac{x_{t+1}^i + \dots + x_T^i}{T-t} \right) \left( \frac{T-t}{T-t+1} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (47)$$

<sup>98</sup>V praxi se však počet instrumentů většinou omezuje na několik posledních. V této části odhadovaném modelu jsou brány max. tři zpoždění.

<sup>99</sup>(Baltagi, 2005), str. 139-140

<sup>100</sup>(Arellano and Bover, 1995)



V průměru odčítaném od zpožděné proměnné tedy bude obsažena i aktuální hodnota vysvětlované proměnné korelovaná s aktuální disturbancí a tedy množina instrumentů je v tomto případě stejná jako v případě Arellano-Bond estimátoru.

Fuhrer a Rudebusch<sup>101</sup> ovšem na základě Monte-Carlo simulací upozorňují na některé nepříjemné vlastnosti GMM estimátoru v modelech podobných zde uvažovanému, kdy disponujeme poměrně malým počtem pozorování. Problém je v absenci dostatečně dobrých instrumentů (což je prý problém zvlášť v případě modelů s vpřed-hledícími elementy). Část literatury<sup>102</sup> tak v modelech s omezeným  $N$  před GMM estimátory výrazně upřednostňuje použití Kivietovy korekce standardního modelu pro fixní efekty. Ta je založena na kvantifikaci vychýlení tohoto standardního modelu<sup>103</sup>:

$$E(\hat{\beta} - \beta) = E((X'AX)^{-1}X'A\nu), \quad (48)$$

kde matice  $A$  je transformace odstraňující individuální efekty. Vyjádření očekávané hodnoty je poměrně složité, protože  $X$  je stochastická matice, detaily jsou ve výše zmíněném článku. Pro  $\nu$  (respektive  $\sigma_\nu^2$ ) se v algoritmu využívají nějaké jejich konzistentní odhady, v našem modelu pak odhady parametru vycházející z Arellano-Bond estimátoru.

### 3.3.2 Data

Teoreticky by do IS křivky měla vstupovat proměnná zahrnující bohatství plynoucí z vlastnictví nemovitostí. V literatuře se používá např. Case-Shiller index<sup>104</sup>, kde je agregovaná hodnota soukromého bydlení definována jako součin podílu domácností vlastnících soukromé bydlení, počtu domácností a cenového indexu pro nemovitosti. První dvě proměnné jsou však těžko dostupné, i autoři data dopočítávají interpolací ze sčítání obyvatelstva. Spolu s faktem relativně krátkých časových řad tak pro účely zde uvažovaného modelu budeme předpokládat, že dané proměnné nepřináší mnoho dodatečné informace a efekt bohatství bude aproximován

<sup>101</sup>(Fuhrer and Rudebusch, 2003)

<sup>102</sup>např. v abstraktu na <http://www.stata.com/meeting/10uk/abstracts.html>

<sup>103</sup>(Kiviet, 1995), str. 61

<sup>104</sup>(Case et al., 2001), str. 8

pouze pohybem cen nemovitostí.

(Neoficiální)<sup>105</sup> data zachycující procentuální změnu cen bydlení pro země EMU pochází z databází ECB. Časové řady mají různou délku v závislosti na zemi, od roku 1997 řady existují pro téměř všechny země, jen pro Finsko začíná až v roce 2001. Řady končí v roce 2007<sup>106</sup>. Pro Itálii data sice existují a jsou zakalkulována v agregátu EMU, nicméně jsou “důvěrná” a tedy nezveřejněná. To stejné platí i pro Slovinsko. Protože však pro jednotlivé státy existují váhy, se kterými vstupují do agregátu, je možno hodnoty pro Itálii dopočítat. (Za poněkud restriktivního předpokladu, že řada pro Slovinsko má stejné chování, jako celá Eurozóna. Na druhou stranu, váha Slovinska - 0.4 - je ve srovnání s důležitostí Itálie - 17.5 - poměrně malá a chyba by tak neměla být příliš podstatná.) Data jsou většinou ve čtvrtletní frekvenci, pouze pro Německo a Lucembursko jsou k dispozici jenom roční údaje. V případě Německa je čtvrtletní frekvence dosaženo lineární interpolací dat, Lucembursko je pak z dalších analýz vyřazeno pro specifickou svou ekonomiku a zanedbatelnou váhu v rámci EMU. Jednotlivé časové řady jsou v příloze na grafu (22).

Disponibilní důchod je aproximovaný procentuální změnou sezónně očištěného reálného HDP se čtvrtletní frekvencí. Data pochází z databází Eurostatu.

Reálný úrok je spočítán podle Fisherovy rovnice na základě krátkodobé (12-měsíční) nominální úrokové sazby a sezónně očištěného deflátoru HDP. Obě proměnné jsou opět z Eurostatu.

Pro růst cen ve stavebním sektoru je používán HICP index materiálu pro údržbu a opravu rodinných obydlí.

Vzhledem k charakteru dat, kdy míra růstu cen nemovitostí a růst HDP jsou v podstatě již jednou diferencované a kdy ani u reálného úroku není důvod předpokládat trend, by neměl být problém s případnou nestacionaritou časových

---

<sup>105</sup>Martin Eiglsperger z ECB, který mi tato data laskavě poskytl, upozorňuje, že jsou kompilována z různých národních zdrojů a nejsou tak získána na základě jedné harmonizované statistické metodologie.

<sup>106</sup>V modelu jsou použity řady maximálně do třetího kvartálu 2007, pro některé země jen do posledního čtvrtletí 2006; panel tedy není symetrický.

řad. Tento předpoklad je formálně potvrzen Im-Pesaran-Shin panelovým testem jednotkového kořene, který u všech řad zamítá hypotézu nestacionarity na 1% hladině významnosti.

### 3.3.3 Výsledky

Výsledky modelu (42) odhadnutého čtyřmi diskutovanými estimátory jsou v tabulce (3). Koeficient růstu cen stavebních materiálů byl ve všech případech vysoce nesignifikantní, a proto není dále uváděn.

$\Delta h_t^i = \alpha + \beta_1 \Delta h_{t-1}^i + \beta_2 \Delta y_t^i + \beta_3 (i_t^i - \pi_t^i) + u_t^i$					
	proměnná	koeficient	sm. odch.	t-stat.	p-value
<b>FE</b>	$\Delta h(-1)$	0.871	0.022	39.126	0.0000
	<b>r</b>	-0.115	0.061	-1.882	0.0605
	$\Delta y$	0.627	0.104	6.037	0.0000
	<b>R-squared</b>			0.901	
	<b>DW</b>			2.035	
<b>Arellano - Bond</b>	$\Delta h(-1)$	0.874	0.023	37.900	0.0000
	<b>r</b>	-0.141	0.065	-2.160	0.0300
	$\Delta y$	0.591	0.114	5.160	0.0000
	<b>R-squared</b>			NA	
	<b>Sargan test</b>			416.04	0.9912
<b>Arellano - Bover</b>	$\Delta h(-1)$	0.890	0.014	61.559	0.0000
	<b>r</b>	-0.245	0.028	-8.680	0.0000
	$\Delta y$	0.937	0.161	5.810	0.0000
	<b>R-squared</b>			0.783	
	<b>J-test</b>			7.090	0.7917
<b>Kiviet</b>	$\Delta h(-1)$	0.915	-	-	-
	<b>r</b>	-0.113	-	-	-
	$\Delta y$	0.628	-	-	-

Tabulka 3: Odhady determinantů cen obytných nemovitostí

Na základě těchto hodnot můžeme učinit několik závěrů. Proměnné mají vždy očekávaná znaménka, čili pozitivní u zpožděné vysvětlované proměnné a u disponibilního důchodu a naopak negativní u reálného důchodu. Tyto proměnné jsou také vždy signifikantní na 5% hladině významnosti, pouze při použití FE estimátoru p-value u reálného úroku mírně překračuje 6%. Z kvantitativního hlediska se všechny odhady shodují ve vysoké persistenci cen nemovitostí, odhad parametru se pohybuje v rozmezí od 0.871 do 0.915. V případě růstu HDP jsou odhady FE

s korekcí a Arellano-Bondova estimátoru kolem 0.6, na ortogonálních deviacích založený algoritmus parametru přisuzuje větší význam, 0.937. Nakonec pokud jde o vliv reálného úroku, tak zvýšení sazby o jeden procentní bod způsobí o 0.113 procentního bodu vyšší růst cen nemovitostí podle upraveného FE estimátoru, podle Arellano-Bonda je parametr o něco významnější (0.141) a druhý GMM algoritmus nachází dokonce 0.245. (Pro srovnání Arnold a Kool pro případ USA konstatují vyšší vliv reálného úroku: -0.373 a naopak menší význam přisuzují disponibilnímu důchodu: 0.442)

I přes svou jednoduchost model vysvětluje ceny nemovitostí poměrně úspěšně, koeficient determinace je 0.9 v případě FE estimátoru a 0.783 u Arellano-Boverova odhadu.<sup>107</sup> U GMM estimátorů nemůžeme ani v jednom případě zamítnout hypotézu relevance použitých instrumentů; modely by tedy neměly mít problémy se specifikací. Na druhou stranu je třeba připomenout určité limitace modelu, dané jednak jeho jednoduchostí (například neuvažuje vliv fiskální politiky), tak i kvalitou dat (relativně krátké časové řady, interpolace, nehomogenita, ne úplně přesný empirický protějšek dynamiky cen ve stavebním sektoru,...).

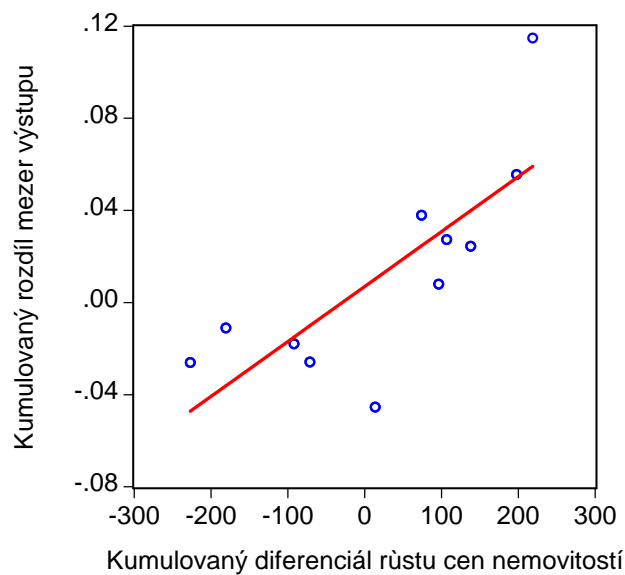
Výše uvedené výsledky se zdají potvrzovat hypotézu o negativním vlivu reálného úroku na hodnotu soukromého bydlení i pro EMU, i když ve srovnání s USA je tento vztah v zemích Eurozóny kvantitativně slabší. Proměnná by tedy měla být zařazena jako regresor v IS křivce. Pokud se i tam projeví její signifikance a předpokládaný pozitivní vliv na mezeru výstupu, znamenalo by to, že inflační diferenciály mimo přímý - úrokový - kanál mohou divergentně působit ještě i nepřímo, přes efekt bohatství.

### **3.3.4 Ceny nemovitostí a mezeru výstupu**

Určitou prvotní informaci ohledně tohoto vztahu můžeme dostat z následujícího grafu, který dává do souvislosti kumulované diferenciály cen obydlí a kumulovaných diferenciálů mezer výstupu.

---

<sup>107</sup> Absence tohoto údaje u druhého odhadu, stejně jako odlišné statistiky pro testování hypotézy relevance použitých instrumentů jsou způsobeny použitím odlišného software (Eviews a Stata).



Graf 9: Vztah mezi kumulovanými rozdíly v cenách nemovitostí a kumulovanými diferenciály mezer výstupu (ECB, Eurostat; vlastní výpočty)

Z grafu je patrný kladný vztah mezi dvěma sledovanými proměnnými v delším horizontu. “Outlier”, který je při slabě nadprůměrném růstu cen nemovitostí zároveň podprůměrný v kumulované mezeře výstupu, patří Itálii. V tomto případě je možné určité zkreslení dat vlivem nedostupnosti původních dat a jejich nepřímého dopočítávání.

Kladný vztah dvou proměnných však samozřejmě neříká nic o kauzalitě daných veličin a ani nemusí znamenat souvislost mezi nimi. Například obě proměnné jen mohou stejně reagovat na nějakou třetí, jako třeba na reálný úrok.

## 3.4 Změny v amplitudě cyklů

Vyšší amplituda cyklů způsobená procyklickým efektem úrokového kanálu byla v části 2.3.1 zmíněna jako jeden z předpokládaných projevů inflačních diferenciálů. V této části bude tato hypotéza analyzována.

### 3.4.1 Metodologie

Z teorie plyne, že inflační diferenciály, ať už kladné nebo záporné, pozitivně působí na mezeru výstupu. Proměnné se navzájem posilují a tedy čím vyšší diferenciál, tím větší rozdíl v mezeře výstupu a tím pádem i větší amplituda cyklu oproti situaci, kdy jsou cyklické výkyvy tlumeny autonomní monetární politikou. Naopak v situaci, kdy jsou inflační diferenciály malé, bude jednotná měnová politika fungovat podobně jako před Eurem a tedy není důvod čekat změny ve velikosti cyklu. Ideou testu je tedy zjistit, jestli existuje nějaká závislost mezi absolutními inflačními diferenciály a změnou amplitudy cyklu v porovnání s obdobím před vznikem EMU.

Konstrukce první proměnné je asi vcelku intuitivní, jsou to akumulované inflační diferenciály v absolutní hodnotě. Amplituda je pak měřena směrodatnou odchylkou cyklické složky podle CF filtru. Směrodatná odchylka je spočítána pro dva soubory dat, jednak pro období Eurozóny (1999Q1 až 2007Q3) a pro srovnání i pro podobně dlouhé období před vznikem EMU (1991Q1 až 1998Q4, v případě řad začínajících později je období kratší). Nakonec je vypočtena relativní změna směrodatné odchylky, jejíž signifikance je testována dvouvýběrovým F-testem pro rozptyl.

### 3.4.2 Výsledky

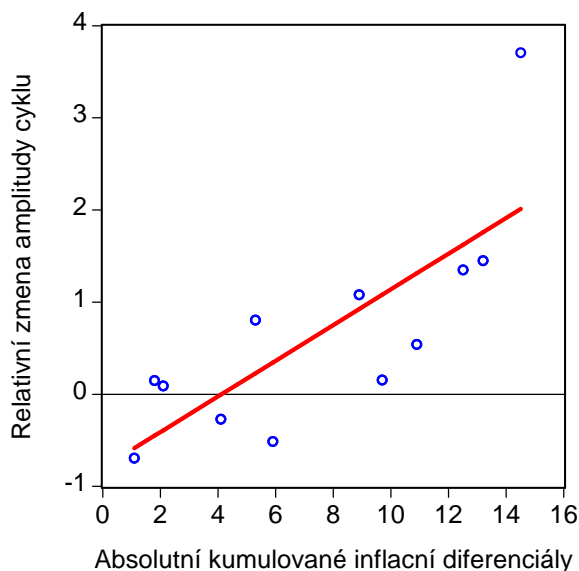
V tabulce (4) jsou uvedeny absolutní akumulované inflační diferenciály, směrodatné odchylky pro obě období, jejich absolutní a relativní rozdíl a signifikance tohoto rozdílu. Graficky jsou výsledky shrnuty na obrázku (10).

Výsledky ukazují vcelku zřejmý pozitivní vztah mezi růstem amplitudy cyklů a důležitostí inflačních diferenciálů. Po proložení bodů křivkou z kernelové regrese<sup>108</sup>

<sup>108</sup>Normální kernel, šířka okna automaticky zvolena (Eviews) na 2.01

	at	be	de	es	fi	fr	gr	ie	it	nl	pt
<b>inf. dif.</b>	2.1	1.1	9.7	14.5	5.9	1.8	10.9	12.5	4.1	5.3	8.9
<b>91-98</b>	0.00579	0.02745	0.00721	0.00230	0.01498	0.00677	0.00316	0.00792	0.00976	0.00567	0.00328
<b>99-07</b>	0.00632	0.00846	0.00833	0.01081	0.00729	0.00778	0.00488	0.01861	0.00711	0.01024	0.00683
<b>abs. <math>\Delta</math></b>	0.0005	-0.0190	0.0011	0.0085	-0.0077	0.0010	0.0017	0.0107	-0.0026	0.0046	0.0035
<b>rel. <math>\Delta</math></b>	9.1%	-69.2%	15.5%	370.7%	-51.3%	14.8%	54.1%	134.9%	-27.1%	80.4%	108.0%
<b>p-value</b>	0.3325	0.0000	0.2331	0.0000	0.0000	0.2426	0.0441	0.0233	0.0134	0.0004	0.0239

Tabulka 4: Inflační diferenciály a amplituda cyklů (vlastní výpočty)



Graf 10: Absolutní kumulované inflační diferenciály a relativní změna amplitudy cyklů (vlastní výpočty)

(viz graf (23) v příloze) se dokonce může zdát, že případná závislost by mohla být i kvadratická. Zajímavý je fakt, že pro země s nízkými odchylkami inflace od evropského průměru se naopak amplituda měřená směrodatnou odchylkou cyklu po zavedení Eura snížila. To by mohlo potvrzovat předpoklad, že pro “dostatečně” si podobné země má monetární unie naopak stabilizující efekt.

## 3.5 Změny v periodě cyklu

Jak plyne z teoretické části práce, inflační diferenciály by v rámci novokeynesiánského popisu ekonomiky způsobily změnu chování úrokového kanálu měnové transmise z anticyklického na procyklický. Jako další důsledek tohoto efektu by tedy kromě vyšší amplitudy cyklů mohla být i jejich delší perioda. Následující odstavce se tak zabývají porovnáním délky cyklů před a po vzniku Eurozóny.

### 3.5.1 Metodologie a data

Ekonomické signály jsou většinou analyzovány jako časové řady (proměnná jako funkce času). V této části však bude použita frekvenční analýza, kdy je daná řada charakterizována jako funkce frekvence. Tento rámec již byl použit při izolování cyklické složky (která je taky definována na základě frekvence), což by mělo zajistit jistou konzistenci analýzy.

Při frekvenční analýze se využívá již zmíněná vlastnost časových řad, které se za určitých nerestriktivních vlastností dají zapsat jako součet periodických funkcí o různých frekvencích. Zapsáno poněkud intuitivněji než v rovnici (40) a pro náš diskrétní případ máme

$$Y_t = a_0 + \sum_{n=1}^{\infty} a_n \cos \frac{2\pi n t}{T} + \sum_{n=1}^{\infty} b_n \sin \frac{2\pi n t}{T} \quad (49)$$

Frekvence  $\omega$  je tu v podstatě funkce  $n$ :

$$\omega_n = \frac{2\pi n}{T} \quad (50)$$

a tedy koeficienty  $a_n$  a  $b_n$  ukazují, nakolik je příslušná frekvence v dané řadě důležitá. Pro samotný odhad této relativní důležitosti jednotlivých frekvencí (neboli spektrální analýza) se používá *Fourrierova transformace* nebo algoritmy od ní odvozené.<sup>109</sup> Na konec můžeme zkonstruovat tzv. periodogram, kde na ose x jsou frekvence a na vertikální ose pak jejich relativní významnost.

<sup>109</sup>V této práci byla použita metoda “*Fast Fourier Transformation*”, implementovaná v Matlabu.



Periodogramu pak můžeme využít pro naši analýzu délky hospodářských cyklů.<sup>110</sup> Ty byly výše definovány jako složka původních časových řad s periodou mezi 1.5 a 8 roky. Rozložením této složky na jednotlivé frekvence pak už jednoduše zjistíme, které periody v cyklu převládají a jak se tyto periody v čase mění.

V praxi je spektrální analýza provedena na cyklické složce izolované CF filtrem. Jelikož účelem analýzy je srovnání délky cyklů před a po zavedení Eura, odhadujeme převládající frekvence ve dvou obdobích. U některých zemí však řady pro HDP začínají až rokem 1995 a tedy není k dispozici ani jedna celá perioda pro horní hranici cyklu, což je vcelku problém. Z tohoto důvodu je období “před Eurem” aproximováno intervalem od roku 1995<sup>111</sup> do 2002. Výsledky z období Eurozóny jsou odhadnuty z dat pro roky 1999 až třetí čtvrtletí 2007.<sup>112</sup> Takto krátké a navíc ještě přesahující řady samozřejmě představují limitující faktor pro důvěryhodnost výsledků, které jsou tak spíše indikativní.

### 3.5.2 Výsledky

Výsledkem spektrální analýzy je ekvidistantně rozdělený interval frekvencí, přičemž ke každé z nich je přiřazena hodnota její relativní důležitosti. Otázka je, jak tyto hodnoty interpretovat z pohledu délky cyklů. Jak je možno vidět na grafu (11)<sup>113</sup>, cyklická složka HDP se většinou skládá z vícera cyklů, jejichž délka může v čase zaznamenat i navzájem opačný pohyb (např. Irsko) a navíc se dokonce počet cyklů mezi obdobími může i měnit. Nelze tak přímo a jednoznačně konstatovat, že cyklus je kratší nebo delší. Pojem “délka cyklu” je tak třeba nějak operacionalizovat.

Asi nejjednodušší je grafická analýza. Na výše zmíněném grafu jsou vedle sebe výsledky frekvenčních analýz pro dvě sledovaná období.<sup>114</sup> U většiny zemí je patrný

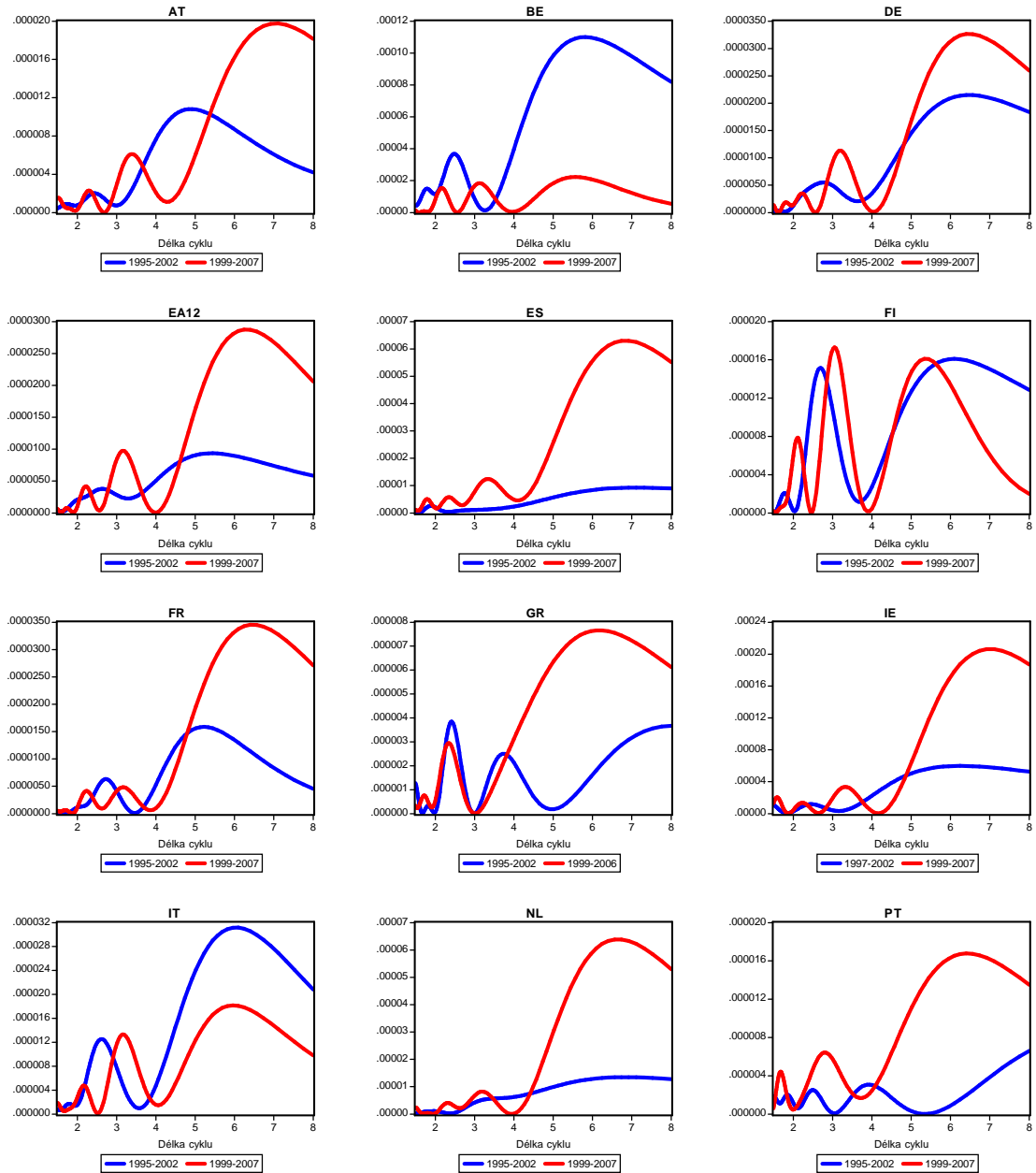
<sup>110</sup>Podobnou analýzu je možné najít např. v (Hamilton, 1994), str. 167-172, kde autor zkoumá spektrum měsíčního růstu průmyslové produkce.

<sup>111</sup>Pro Irsko až od 1997.

<sup>112</sup>Druhý kvartál 2006 pro případ Řecka.

<sup>113</sup>Frekvence na ose x jsou přepočteny na intuitivnější periody v rocích.

<sup>114</sup>Jsou zobrazeny jen periody korespondující s definicí hospodářského cyklu (1.5 - 8 let). Z grafů je však možno tušit, že i periody mimo interval (zvláště ty vyšší) budou mít nenulovou důležitost. To se může zdát zvláštní vzhledem k tomu, že v části věnované izolaci hospodářských cyklů jsme konstatovali extrakci právě jen složek z definovaného intervalu. Tento zdánlivý nesoulad je však způsoben nedokonalostí frekvenčních filtrů, který při konečných časových řadách částečně propouští



Graf 11: Frekvenční analýza cyklické složky HDP (vlastní výpočty)

vzestup relativní významnosti delších složek cyklu na úkor těch kratších. Výjimku tvoří Belgie, Itálie a částečně taky Irsko. V této souvislosti je zajímavé připomenout, že první dvě ze jmenovaných zemí jsou ekonomiky s nejnižším záporným respektive kladným průměrným inflačním diferenciálem.

Druhou možností je definovat délku cyklu jako hodnotu frekvence, která rozdělí cyklický interval tak, aby se plochy pod takto rozdělenou křivkou funkce rovnaly. (Jinak řečeno je to frekvence, pro kterou platí, že spolu s frekvencemi menšími je jejich zastoupení v původní řadě dohromady rovno 50%.)

	at	be	de	es	fi	fr	gr	ie	it	nl	pt
<b>1995-2002</b>	4.57	4.74	5.22	5.02	3.20	4.74	2.69	5.02	4.92	4.83	2.64
<b>1997-2007</b>	5.57	3.28	5.56	5.69	3.24	5.68	4.83	5.95	3.77	5.95	4.49
<b>rozdíl</b>	1.00	-1.46	0.34	0.67	0.04	0.94	2.14	0.93	-1.15	1.12	1.85

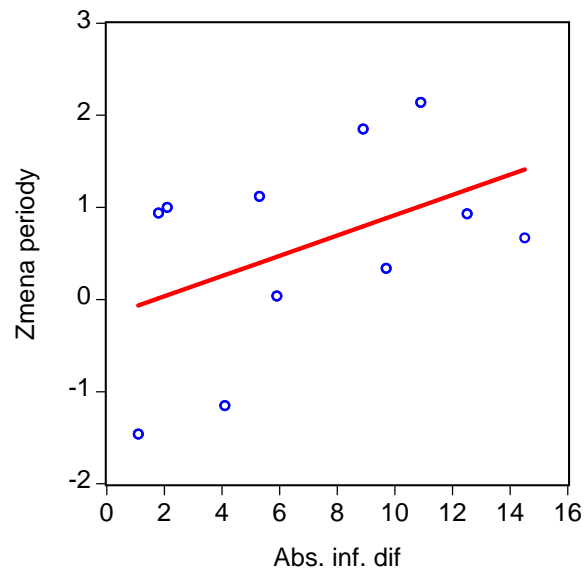
Tabulka 5: “Průměrná” hodnota frekvence (převedené na periody) cyklu (vlastní výpočty)

V tabulce (5) je vidět, že “průměrná” hodnota frekvence cyklu (převedená na periody) se všude s výjimkou Belgie a Itálie.<sup>115</sup> Pokud tyto rozdíly zobrazíme v grafu (12) spolu s absolutní hodnotou kumulovaných inflačních diferenciálů, dostaneme celkem zajímavý výsledek. Je totiž možno pozorovat určitou pozitivní souvislost mezi rozdíly v inflaci a změnou průměrné periody cyklu.

Oba dva způsoby analýzy délky cyklu před a po zavedení Eura indikují, že v období Eurozóny jsou cykly pravděpodobně delší. Zároveň grafické zobrazení a i analýza průměrné frekvence cyklické složky naznačují souvislost nárůstu periody cyklů s absolutní velikostí inflačních diferenciálů. Je však třeba připomenout, že hodnota výsledků je limitována již diskutovanými vlastnostmi použitých dat.

i frekvence mimo interval. To je ilustrováno na grafu (24) v příloze, který srovnává teoretický a skutečný filtr.

<sup>115</sup>Hodnoty v tabulce nemusí úplně korespondovat s “intuitivním odhadem” podle grafu, protože zatímco frekvence jsou na intervalu rovnoměrně rozloženy, po převodu na periody to již neplatí.



Graf 12: Absolutní kumulované inflační diferenciály a změna délky periody cyklu před a po zavedení Eura (vlastní výpočty)

## 3.6 Nabídkové a poptávkové šoky a návrat do rovnováhy

Symetrie nabídkových a poptávkových šoků podstupovaných jednotlivými ekonomikami má podle části literatury<sup>116</sup> vliv na homogenitu cyklů a velikost inflačních diferenciálů v EMU.

Pro účely této práce je izolace šoků zajímavá ze dvou důvodů. Jednak část rozdílů v inflaci a v mezeře výstupu může jít místo uvažovaného “novokeynsiánského mechanismu” na vrub právě asynchronním šokům. Může být tedy přínosné znát stupeň sladění těchto šoků.

Za druhé můžeme analyzovat proces pohybu do rovnováhy po nastalém šoku. V předchozí části byla testována hypotéza delšího cyklu jako důsledku inflačních diferenciálů v měnové unii. V případě šoků můžeme zkoumat podobný efekt, ale z jiného pohledu. Poptávkový šok, který vychýlí ceny a důchod z rovnováhy, může spustit procyklický efekt úrokového kanálu. Ten by v první fázi vzdálenost současného stavu od rovnováhy ještě zvětšoval a můžeme tedy vyslovit hypotézu, že inflační diferenciály v prostředí měnové unie mohou způsobit delší proces přizpůsobování a návratu do rovnováhy.

### 3.6.1 Metodologie a data

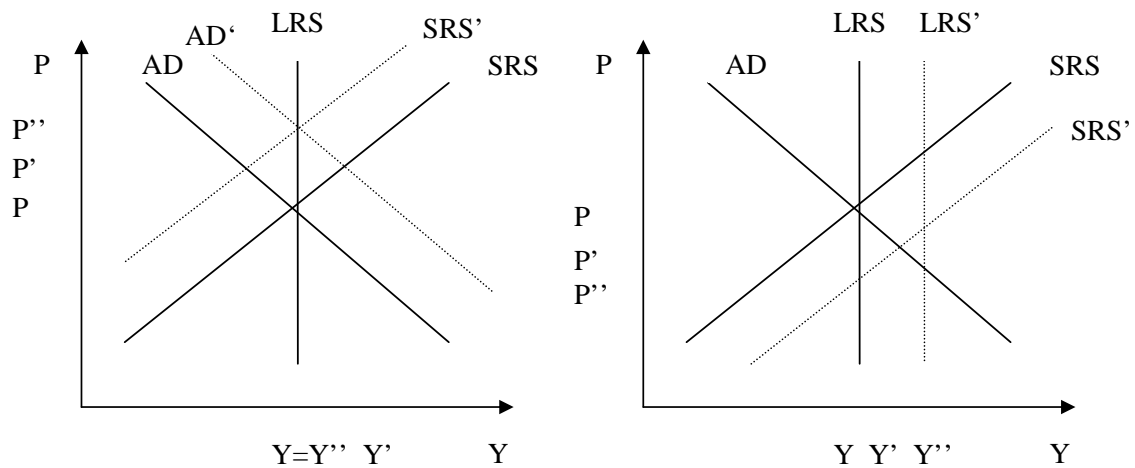
Pro analýzu šoků se často<sup>117</sup> využívá postupu publikovanému Bayoumim a Eichengreenem<sup>118</sup>. Ti využívají jednoduchého rámce teorie nabídky a poptávky.

Rovnováha v ekonomice je v ní zobrazena průsečíkem dlouhodobé nabídkové křivky (LRS) a agregátní poptávkové křivky (AD). Předpokládá se, že nabídková křivka (potenciální důchod) je v dlouhém období svislá, zatímco v krátkém období (SRS) má vlivem nominálních rigidit pozitivní sklon. V případě poptávkového šoku (posun AD do AD') se nejprve zvýší jak ceny, tak produkt (bod [Y',P']), ale protože se potenciální produkt nezměnil, tak časem se aktuální důchod dostane na tuto úroveň, pouze s vyšší cenovou hladinou (bod [Y,P'']). V případě nabídkového šoku se nejprve posune SRS do SRS' (bod [Y',P']), v delším období se pak adekvátně

<sup>116</sup>Např. v (Stavrev, 2007), (Acosta, 2006), nebo i (Angeloni and Ehrmann, 2004)

<sup>117</sup>Metodu cituje např. (Angeloni and Ehrmann, 2004), str. 14.

<sup>118</sup>(Bayoumi and Eichengreen, 1993)



Graf 13: Efekt poptávkového a nabídkového šoku

posune i LRS a tedy důchod dále stoupne při poklesu cenové hladiny (bod  $[Y'', P'']$ ). Pokud tedy definujeme  $X$  jako vektor rozdílů logaritmů důchodu a cen

$$X_t = \begin{pmatrix} \Delta \log Y_t \\ \Delta \log P_t \end{pmatrix} \quad (51)$$

tak můžeme  $X$  zapsat jako součet vektorů poptávkového a nabídkového šoku  $\epsilon$ :

$$X_t = C_0 \epsilon_t + C_1 \epsilon_{t-1} + C_2 \epsilon_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} L^i C_i \epsilon_t \quad (52)$$

$C_i$  jsou  $[2 \times 2]$  matice jejíž elementy značí současný vliv obou typů šoků nastalých před  $i$  obdobími na důchod respektive ceny. Tato reprezentace je celkem intuitivní; pokud doteď nenastaly žádné šoky, tak i změna důchodu i cen bude nulová. Šok před  $i$  obdobími znamená dnes pro důchod a ceny příslušný pohyb do nové rovnováhy.

Samotný algoritmus izolování šoků je založen na SVAR metodologii popsané v (Blanchard and Quah, 1989) a aplikované v již zmíněném paperu (Bayoumi and Eichengreen, 1993).

Protože mezi cenovou hladinou a produktem existují vzájemné dynamické vazby, je možno odhadnout následující VAR model pro elementy vektoru  $X$ :

$$y_t = \sum_{k=1}^K \varphi_{11,k} y_{t-k} + \sum_{k=1}^K \varphi_{12,k} p_{t-k} + e_t^y \quad (53)$$

$$p_t = \sum_{k=1}^K \varphi_{21,k} y_{t-k} + \sum_{k=1}^K \varphi_{22,k} p_{t-k} + e_t^p \quad (54)$$

neboli v maticové podobě

$$(I - \Phi(L)) X_t = e_t, \quad (55)$$

kde  $I$  je jednotková matice,  $\Phi(L)$  jsou matice koeficientů a  $e_t$  vektor residuí.<sup>119</sup>

$X_t$  jako stacionární proces může být dle Woldova teorému přepsán jako nekonečný MA proces:

$$\begin{aligned} X_t &= (I - \Phi(L))^{-1} e_t \\ X_t &= (I + \Phi(L) + \Phi(L)^2 + \Phi(L)^3 + \dots) e_t \\ X_t &= e_t + \Theta_1 e_{t-1} + \Theta_2 e_{t-2} + \Theta_3 e_{t-3} + \dots \end{aligned} \quad (56)$$

Pokud toto porovnáme s rovnicí (55), zřejmě platí

$$e_t = C_0 \epsilon_t \quad (57)$$

Pro vyjádření poptávkových a nabídkových šoků pak pouze stačí přenásobit residua z VAR modelu inverzní maticí k  $C_0$ .

$$\epsilon_t = C_0^{-1} e_t \quad (58)$$

Matice  $C_0$  má 4 prvky a k její identifikaci jsou tedy potřeba 4 restriktce. První

---

<sup>119</sup>Délka  $K$  VAR modelu je zvolena za pomoci Akaike, Schwartz a Hannan-Quinn kritéria. Ve skutečnosti kritéria doporučovala různý počet zpoždění, nejčastěji 1 nebo 2. Kvůli srovnatelnosti modelů byla pro všechny země zvolena stejná délka  $K=2$ , stejně jako v (Bayoumi and Eichengreen, 1993).

dvě dostaneme normalizacemi šoků tak, aby oba měly jednotkové variance:

$$\text{var}(\epsilon^D) = \text{var}(\epsilon^S) = 1 \quad (59)$$

Další restrikcí je předpoklad nezávislosti obou šoků:

$$\text{cov}(\epsilon^D, \epsilon^S) = 0 \quad (60)$$

Při konstrukci poslední restrikce se využije vlastnost poptávkového šoku, kdy je jeho dlouhodobý vliv na důchod nulový a tedy i součet levých horních prvků matic  $C_i$  je nulový:

$$\sum_{i=1}^{\infty} c_{11,i} = 0 \quad (61)$$

Ze vztahu (57) pak plyne

$$C_j = \Theta_j C_0 \quad (62)$$

Po rozvoji tohoto výrazu a aplikaci podmínky (61) tak dostaneme poslední restrikci:

$$c_{11,0} \left( 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \Theta_{11,i} \right) + c_{21,i} \left( 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \Theta_{12,i} \right) = 0 \quad (63)$$

Pro srovnání zemí z hlediska synchronizace šoků jsou spočítány korelační koeficienty pro časové řady nabídkových a poptávkových šoků. Jako data jsou použity sezónně očištěné čtvrtletní řady pro HDP a deflátor HDP. Řady začínají rokem 1999 a končí třetím kvartálem roku 2007.

Pro analýzu změny nutné k dosažení rovnováhy po poptávkovém šoku jsou z rovnice (62) spočteny “impulse-response” funkce. Jako období dosažení rovnováhy po jednotkovém šoku je bráno čtvrtletí  $j$ , ve kterém je akumulovaná odezva šoku menší než 5% maxima akumulovaného následku šoku. Vzhledem k dostupnosti dat (většinou od roku 1995) jsou pro účely srovnání řady rozděleny na dvě přibližně stejné poloviny (1995-2000 a 2001-2007Q3), což ovšem znamená, že takto zvolené intervaly úplně nekorrespondují s teoreticky zkoumaným obdobím před a po vzniku EMU.



### 3.6.2 Výsledky

Synchronizace poptávkových a nabídkových šoků měřeny korelačním koeficientem jsou uvedeny v následujících dvou tabulkách.

	AT	BE	DE	EA12	ES	FI	FR	GR	IE	IT	NL	PT
AT	<b>1.0</b>	0.006	0.036	0.267	0.162	0.268	0.299	-0.225	-0.021	0.234	0.283	0.043
BE	0.006	<b>1.0</b>	-0.143	-0.099	0.267	-0.229	0.132	-0.120	0.274	-0.245	-0.218	-0.061
DE	0.036	-0.143	<b>1.0</b>	0.683	-0.069	0.168	-0.031	-0.244	-0.094	0.483	0.011	-0.227
EA12	<b>0.267</b>	<b>-0.099</b>	<b>0.683</b>	<b>1.0</b>	<b>0.263</b>	<b>0.160</b>	<b>0.404</b>	<b>-0.092</b>	<b>0.052</b>	<b>0.747</b>	<b>0.284</b>	<b>-0.136</b>
ES	0.162	0.267	-0.069	0.263	<b>1.0</b>	0.006	0.395	-0.036	0.335	0.125	0.020	0.199
FI	0.268	-0.229	0.168	0.160	0.006	<b>1.0</b>	0.117	-0.356	0.180	0.130	0.481	0.071
FR	0.299	0.132	-0.031	0.404	0.395	0.117	<b>1.0</b>	0.000	0.135	0.180	0.353	0.299
GR	-0.225	-0.120	-0.244	-0.092	-0.036	-0.356	0.000	<b>1.0</b>	-0.087	0.019	-0.292	0.073
IE	-0.021	0.274	-0.094	0.052	0.335	0.180	0.135	-0.087	<b>1.0</b>	-0.096	0.093	-0.018
IT	0.234	-0.245	0.483	0.747	0.125	0.130	0.180	0.019	-0.096	<b>1.0</b>	0.120	-0.272
NL	0.283	-0.218	0.011	0.284	0.020	0.481	0.353	-0.292	0.093	0.120	<b>1.0</b>	0.136
PT	0.043	-0.061	-0.227	-0.136	0.199	0.071	0.299	0.073	-0.018	-0.272	0.136	<b>1.0</b>

Tabulka 6: Sladěnost poptávkových šoků (vlastní výpočty)

	AT	BE	DE	EA12	ES	FI	FR	GR	IE	IT	NL	PT
AT	<b>1.0</b>	-0.003	0.859	0.649	-0.407	0.840	-0.183	-0.393	-0.031	0.940	-0.411	-0.209
BE	-0.003	<b>1.0</b>	0.092	0.567	0.689	0.335	0.832	-0.248	0.491	0.020	0.665	-0.188
DE	0.859	0.092	<b>1.0</b>	0.675	-0.264	0.702	-0.072	-0.370	0.011	0.852	-0.203	-0.070
EA12	<b>0.649</b>	<b>0.567</b>	<b>0.675</b>	<b>1.0</b>	<b>0.110</b>	<b>0.817</b>	<b>0.328</b>	<b>-0.212</b>	<b>0.331</b>	<b>0.733</b>	<b>0.069</b>	<b>-0.216</b>
ES	-0.407	0.689	-0.264	0.110	<b>1.0</b>	-0.171	0.857	0.088	0.562	-0.383	0.819	0.120
FI	0.840	0.335	0.702	0.817	-0.171	<b>1.0</b>	0.082	-0.378	0.129	0.839	-0.230	-0.350
FR	-0.183	0.832	-0.072	0.328	0.857	0.082	<b>1.0</b>	-0.268	0.667	-0.156	0.869	0.011
GR	-0.393	-0.248	-0.370	-0.212	0.088	-0.378	-0.268	<b>1.0</b>	-0.092	-0.284	-0.192	0.236
IE	-0.031	0.491	0.011	0.331	0.562	0.129	0.667	-0.092	<b>1.0</b>	0.045	0.457	0.099
IT	0.940	0.020	0.852	0.733	-0.383	0.839	-0.156	-0.284	0.045	<b>1.0</b>	-0.390	-0.197
NL	-0.411	0.665	-0.203	0.069	0.819	-0.230	0.869	-0.192	0.457	-0.390	<b>1.0</b>	0.190
PT	-0.209	-0.188	-0.070	-0.216	0.120	-0.350	0.011	0.236	0.099	-0.197	0.190	<b>1.0</b>

Tabulka 7: Sladěnost nabídkových šoků (vlastní výpočty)

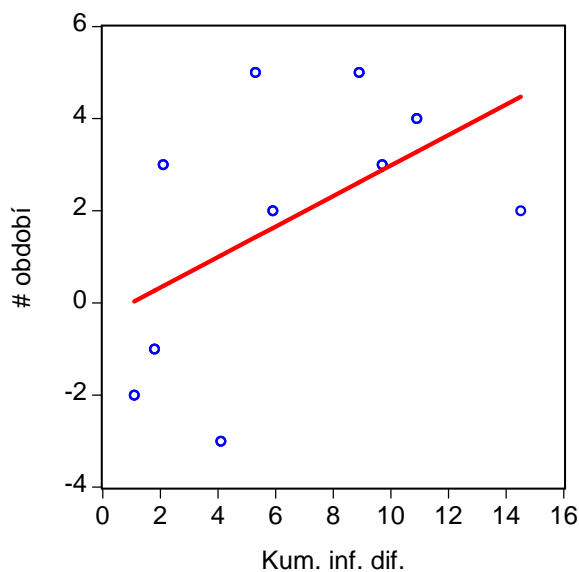
Z čísel plyne, že synchronizace nabídkových šoků mezi zeměmi a agregátem EMU je vyšší než v případě poptávkových šoků. U obou typů šoků pak nepřekvapivě můžeme konstatovat, že sladěnost s Eurozónou je vyšší pro tzv. “jádrové země” (Německo, Francie, Itálie a v případě nabídkových šoků i Belgie a Rakousko); naopak periferie (Portugalsko, Řecko) jsou podle těchto výsledků vystaveny svým vlastním šokům. Dvě posledně jmenované země mají s Eurozónou zároveň i nejméně sladěné hospodářské cykly, a proto by diferenciály v mezeře výstupu skutečně mohly být částečně vysvětleny i rozdíly v podstupovaných šocích.

V tabulce (8) je uveden počet období nutných k návratu do rovnováhy poté, co ekonomika zaregistrovala poptávkový šok.

	at	be	de	es	fi	fr	gr	ie	it	nl	pt
<b>2001-2007</b>	15	3	8	8	9	12	20	4	6	10	11
<b>1995-2000</b>	12	5	5	6	7	13	16	13	9	5	6
<b>rozdíl</b>	3	-2	3	2	2	-1	4	-9	-3	5	5

Tabulka 8: Počet období nutných k dosažení rovnováhy po poptávkovém šoku (vlastní výpočty)

Ve čtyřech zemích je podle těchto čísel přizpůsobení rychlejší, než bylo před zavedením Eura. Kromě Irska, kde je pokles v absolutní hodnotě téměř dvakrát větší, než jakákoliv další změna, představují tyto země zároveň tři ze čtyř ekonomik s nejnižšími průměrnými inflačními diferenciály. Pokud tedy jako v předchozích analýzách dáme do souvislosti velikost absolutních kumulovaných inflačních diferenciálů a změnu doby přizpůsobení po poptávkovém šoku, pak za předpokladu považování Irska jako outlieru<sup>120</sup> dostaneme celkem jasnou pozitivní souvislost mezi sledovanými veličinami. (Viz graf (14).<sup>121</sup>) Výsledky tedy implikují stejný závěr jako předešlá analýza délky cyklů: Není vyloučeno, že inflační diferenciály skutečně způsobují prodloužení délky cyklů i dobu návratu do rovnováhy.



Graf 14: Absolutní kumulované inflační diferenciály a změna doby nutné k dosažení rovnováhy po poptávkovém šoku v zemích EMU mimo Irsko (vlastní výpočty)

<sup>120</sup>Pozorování pro Irsko je ovšem vyňato poněkud uměle, bez hlubšího ekonomického zdůvodnění.

<sup>121</sup>Závislost je ještě poněkud přesvědčivější na grafu (25) v příloze, kde je kromě Irska vyňato i pozorování pro Španělsko. Je ovšem fakt, že odebrání 2 pozorování z celkového počtu 11 je už poněkud diskutabilní...

## 3.7 Model

Výše uvedené analýzy nezamítají předpokládané efekty plynoucí z existence procyklického mechanismu inflačních diferenciálů v EMU. Tato část se tak zabývá odhadem zmíněného mechanismu, formálně popsaného v rovnicích (29) a (30). Navíc, na základě výsledků uvedených v části 3.3, kdy nezamítáme hypotézu vlivu úroku na cenu realit, je do modelu zařazena i tato posledně jmenovaná proměnná, potenciálně ovlivňující mezeru výstupu.

### 3.7.1 Metodologie a data

Dvě rovnice systému jsou odhadnuty odděleně.<sup>122</sup> Uvažovaný model je dynamický, a proto stejně jako v případě odhadu modelu (42) je klasický FE estimátor teoreticky vychýlený a nekonsistentní. Kromě něj a Kivietovy korekce tedy opět použijeme i GMM estimátor. (Stejné algoritmy, jako ty popsané již v části 3.3.1.) GMM má v tomto případě navíc tu výhodu, že při správném výběru instrumentů zohledňuje možnou endogenitu vysvětlujících proměnných v rovnicích.

Data pro mezeru výstupu izolovaná pomocí CF filtru se pro odhad modelu s řadami ve čtvrtletní frekvenci ukazují jako nepříliš výhodná. Už z konstrukce je totiž v řadách přítomná silná autokorelace. Vyhlazení výkyvů menších, než 6 kvartálů, pak způsobuje nesignifikanci dalších vysvětlujících proměnných, protože vysvětlovaná proměnná nemůže na pohyby regresorů dost citlivě reagovat.

Z tohoto důvodu je mezeru výstupu použita ke konstrukci vysvětlované proměnné aproximována dvěma alternativními způsoby uvedenými v části 3.2.1: HP filtrem ( $\lambda = 1600$ ) a diferenciacemi (mírou růstu HDP). Protože HP filtr neodstraňuje vysoké frekvence, jsou jako zdrojová data použity už sezónně očištěné řady indexu HDP.<sup>123</sup> Řady procentuálního růstu HDP vzhledem k předchozímu období jsou přímo dostupná v databázích Eurostatu. Opět jsou použita sezónně

---

<sup>122</sup>Podobně jako (Angeloni and Ehrmann, 2004) (str. 11) předpokládáme, že všechny závislosti mezi inflačními diferenciály a rozdíly v mezeře výstupu jsou dostatečně dobře representovány explicitně zařazenými proměnnými.

<sup>123</sup>Ty bohužel nejsou k dispozici v případě Irska, a tak jsou původní data očištěna pomocí metodologie TRAMO/SEATS, doporučené Eurostatem.

očištěná data.<sup>124</sup> V obou případech jsou analyzovány řady začínající rokem 1999 a končící třetím kvartálem 2007 (pro Řecko je poslední údaj za druhé čtvrtletí 2006).

Inflační diferenciály jsou založeny na deflátoru HDP; podrobnější popis je v části 3.1.1. Stejně tak data pro změnu cen realit již byla popsána v sekci 3.3.2.

Proměnná zachycující relativní zlepšení/zhoršení měnového kurzu ( $Q$ ) je konstruována na základě rovnice (21), přičemž předpokládáme, že reálný kurz byl v době zavedení Eura (první čtvrtletí 1999) nastavený rovnovážně ( $=1$ ):

$$Q_t = (Q_{t-1} + 1) \frac{1 + \pi_{t-1}^i}{1 + \pi_{t-1}^{EMU}} - 1 \quad (64)$$

Podobně jako u modelu (42), tak ani v tomto případě by vzhledem k charakteru časových řad neměly nastat problémy se stacionaritou. Mezera výstupu je stacionární z definice, růst HDP a cen nemovitostí jako v podstatě už jednou diferenciované proměnné byly diskutovány a testovány v části 3.3.2. Nakonec i u inflačních diferenciálů a reálného měnového kurzu mechanismus dříve či později předpokládá návrat do rovnováhy a tak by i tyto proměnné měly být stacionární.

Formální hypotézu nestacionarity zamítá na 1% hladině významnosti i Im-Pesaran-Shin panelový test jednotkového kořene pro všechny testované proměnné s výjimkou reálného měnového kurzu. P-value zmíněného testu je u této proměnné 0.12, čili ani na desetiprocentní hladině významnosti nulovou hypotézu nezamítá. Pokud však vezmeme v úvahu způsob konstrukce tohoto ukazatele, který svým způsobem spočívá v kumulaci inflačních diferenciálů, a taky teoretický předpoklad relativně dlouhého období návratu do rovnováhy u této proměnné, tak formálně (o pár bodů) nezamítnutá nulová hypotéza může být pouze důsledek krátkých časových řad. V dalším odhadu tedy otázka stacionarity není považována za problém.

### 3.7.2 Výsledky

V podkapitole 2.2.1 byly citovány tři otázky důležité pro analýzu systémů založených na novokeynesiánském principu transmise. Kromě signifikance a kvantitativní velikosti vztahů mezi dvojicemi reálný úrok a mezera výstupu a mezera

<sup>124</sup>V tomto případě již existují i pro Irsko.

výstupu s inflací to byla relativní důležitost mezi pozorovanými a očekávanými hodnotami proměnných. V případě odhadů námi analyzovaného modelu se stejně jako v dalších podobných analýzách nezdá, že by přidání vpřed-hledících členů do rovnic přinášelo nějakou dodatečnou informaci. Dále jsou tedy uvedeny jen výsledky odhadů bez budoucích členů.

V následujících dvou tabulkách jsou uvedeny výsledky odhadu rovnice (29) rozšířené o růst hodnoty nemovitostí a rovnice (30) pro případ, kdy je mezera výstupu aproximovaná cyklickou složkou HP filtru (*hp-gap-dif*).

$hp\_gap\_dif_t^i = \alpha + \beta_1 hp\_gap\_dif_{t-1}^i + \beta_2 \pi\_dif_{t-1}^i + \beta_3 h\_dif_{t-1}^i + \beta_4 Q_t^i + u_t^i$					
	proměnná	koefficient	sm. odch.	t-stat.	p-value
FE	hp_gap_dif(-1)	0.4750	0.049	9.637	0.0000
	π_dif(-1)	0.0016	0.001	3.087	0.0022
	h_dif(-1)	0.0001	0.000	1.219	0.2240
	Q	-0.0050	0.012	-0.427	0.6695
	R_squared	0.2690			
	DW	2.2175			
Arellano -Bond	hp_gap_dif(-1)	0.0900	0.023	3.855	0.0001
	π_dif(-1)	0.0016	0.001	2.893	0.0041
	h_dif(-1)	0.0003	0.000	1.945	0.0527
	Q	-0.1848	0.067	-2.774	0.0059
	R_squared	NA			
J-test	6.4305			0.7779	
Arellano -Bover	hp_gap_dif(-1)	0.4113	0.052	7.901	0.0000
	π_dif(-1)	0.0018	0.001	1.714	0.0876
	h_dif(-1)	0.0001	0.000	0.844	0.3993
	Q	0.0093	0.019	0.487	0.6267
	R_squared	0.2330			
J-test	7.1818			0.7082	
Kiviet	hp_gap_dif(-1)	0.5206			
	π_dif(-1)	0.0016			
	h_dif(-1)	0.0001			
	Q	-0.0047			

Tabulka 9: Odhady IS křivky (pro cyklus z HP filtru)

Model je odhadnut pro panelová data 10 členských zemí EMU.<sup>125</sup> Výsledky

<sup>125</sup>Kromě Lucemburska chybí ještě Irsko. Po přidání pozorování pro tuto zemi do modelu přestávají být výsledky signifikantní a vlastnosti modelu se zhorší. To může být způsobeno individuálním sezónním očištěním, kde nemusela být dodržena stejná metodologie, jaká byla aplikována na ostatní země.

$$\pi_{dif_t^i} = \gamma + \delta_1 \pi_{dif_{t-1}^i} + \delta_2 hp\_gap\_dif_{t-1}^i + v_t^i$$

	proměnná	koeficient	sm. odch.	t-stat.	p-value
<b>FE</b>	$\pi\_dif(-1)$	-0.1539	0.051	-3.022	0.0027
	<b>hp_gap_dif(-1)</b>	23.4870	4.618	5.086	0.0000
	<b>R_squared</b>	0.239			
	<b>DW</b>	2.137			
<b>Arellano -Bond</b>	$\pi\_dif(-1)$	-0.1991	0.039	-5.046	0.0000
	<b>hp_gap_dif(-1)</b>	26.7146	11.952	2.235	0.0260
	<b>R_squared</b>	0.240			
	<b>J-test</b>	9.078			0.3358
<b>Arrelano -Bover</b>	$\pi\_dif(-1)$	-0.1537	0.0242	-6.367	0.0000
	<b>hp_gap_dif(-1)</b>	22.2419	4.051	5.491	0.0000
	<b>R_squared</b>	0.079			
	<b>J-test</b>	9.591			0.2949
<b>Kiviet</b>	$\pi\_dif(-1)$	-0.1307			
	<b>hp_gap_dif(-1)</b>	23.2410			

Tabulka 10: Odhady Phillipsovy křivky (pro cyklus z HP filtru)

všech čtyř odhadů první rovnice systému se shodují v tom, že vysvětlující proměnné mají očekávaná znaménka. Na druhou stranu ne všechny proměnné jsou signifikantní.

Signifikantní vliv inflačních diferencíálů na rozdíly v mezeře výstupu indikují všechny estimátory, FE a Arellano-Bond na 1% hladině významnosti, Arellano-Bover pak jen na 10% hladině. V otázce kvantitativního vlivu se estimátory víceméně shodují: jednoprocenní kladný inflační diferencíál způsobí nárůst rozdílu cyklické složky logaritmizované řady HDP o 0.0016 až 0.0018.

Naopak proměnná důležitá pro návrat do rovnováhy - relativní hladina měnového kurzu (Q) - má sice všude očekávané záporné znaménko indikující jeho vyrovnávající anticyklický efekt, nicméně vysoce signifikantní je pouze koeficient odhadnutý klasickým Arellano-Bond GMM estimátorem. Podle něj o procento horší měnový kurz znamená pokles rozdílu v mezeře výstupu o 0.0018. V případě FE a druhého GMM algoritmu naopak reálný měnový kurs signifikantní není, p-value dosahují hodnot nad 0.6.

Nejednotné jsou i závěry ohledně efektu bohatství. Jako v předchozím případě je koeficient signifikantní, když je odhadován Arellano-Bond estimátorem (na 10% hladině významnosti). Jinak se hypotéza nesignifikantnosti nedá zamítnout, ani pokud

v modelu neuvažujeme reálný měnový kurz.

Odhad druhé rovnice systému (inflačních diferenciálů) dává jasnější výsledky. Obě dvě proměnné jsou vždy signifikantní a všechny estimátory jim přiřkládají srovnatelné kvantitativní velikosti. Rozdíl v mezeře výstupu je podle předpokladů kladný. Překvapivý se však může zdát záporný koeficient u zpožděné hodnoty vysvětlované proměnné; intuitivně by se spíše dal očekávat kladný koeficient kvůli persistenci inflačních diferenciálů. Ve skutečnosti si však znaménko minus s očekávanou persistencí neprotiřečí. V situaci panelových dat je totiž nutno uvažovat vliv individuálních efektů, které jsou v tomto případě kvantitativně dost významné. Záporný koeficient u zpožděné vysvětlované proměnné je tedy možno interpretovat tak, že persistentní inflační diferenciály mají tendenci se časem zmenšovat, naopak v opačném směru působí rozdíl v cyklické složce HDP.

Celkově se dá říci, že na základě výsledků odhadu systému nelze zamítnout fungování v teoretické části popsaného mechanismu. Statisticky se prokazuje procyklický vliv úrokového diferenciálu na rozdíl v mezerách výstupu a stejně tak i pozitivní vliv cyklického rozdílu na inflační diferenciály. Zároveň je však nutno konstatovat, že výsledky nejsou úplně přesvědčivé; v případě modifikované IS křivky je sporná signifikance reálného měnového kurzu, což je proměnná teoreticky zajišťující návrat systému do rovnováhy. Otázka taky je, nakolik dobře model vysvětluje chování dvou sledovaných proměnných; koeficient determinace se pohybuje mezi 0.2 a 0.3.

V dalších dvou tabulkách jsou uvedeny výsledky odhadů uvažovaného systému, kde je mezera výstupu jsou aproximovány rozdíly v mírách růstu HDP.<sup>126</sup>

I v tomto případě mají všechny proměnné očekávaná znaménka. Narozdíl od minulé specifikace jsou teď koeficienty navíc i signifikantní (kromě inflačního diferenciálu a cen obytných nemovitostí v odhadu Arellano-Bover estimátorem, kde je však p-value poměrně blízko 10% hladině významnosti). Koeficient u zpožděné

---

<sup>126</sup>Model je opět odhadnut na panelových datech pro 10 zemí EMU. Místo Irska, kde v případě růstu HDP není problém se sezónně očištěnými daty, nejsou nyní uvažována data pro Řecko.

$$gdp\_dif_t^i = \alpha + \beta_1 gdp\_dif_{t-1}^i + \beta_2 \pi\_dif_t^i + \beta_3 h\_dif_t^i + \beta_4 Q_t^i + u_t^i$$

	proměnná	koeficient	sm. odch.	t-stat.	p-value
FE	gdp_dif(-1)	-0.4735	0.049	-9.651	0.0000
	$\pi\_dif$	0.1441	0.063	2.275	0.0236
	h_dif	0.0302	0.010	3.074	0.0023
	Q	-5.2144	1.405	-3.711	0.0002
	R_squared	0.4442			
	DW	1.6957			
Arellano -Bond	gdp_dif(-1)	-0.4753	0.013	-37.102	0.0000
	$\pi\_dif$	0.4471	0.032	14.177	0.0000
	h_dif	0.1385	0.019	7.291	0.0000
	Q	-32.3125	5.1485	-6.276	0.0000
	R_squared	0.5211			
	J-test	6.877			0.6499
Arellano -Bover	gdp_dif(-1)	-0.4446	0.053	-8.347	0.0000
	$\pi\_dif$	0.2366	0.155	1.529	0.1273
	h_dif	0.0198	0.014	1.467	0.1435
	Q	-4.5578	1.553	-2.935	0.0036
	R_squared	0.2834			
	J-test	5.3368			0.8676
Kiviet	gdp_dif(-1)	-0.4577			
	$\pi\_dif$	0.1455			
	h_dif	0.0298			
	Q	-5.1416			

Tabulka 11: Odhady IS křivky (pro míru růstu HDP)

vysvětlované proměnné je záporný, což opět můžeme vysvětlit tendencí návratu do rovnováhy po nad- nebo podprůměrném růstu HDP vzhledem k průměru Eurozóny. Určitá persistence v růstovém diferenciálu je pak zajištěna prostřednictvím individuálního efektu.

Kvantitativně jsou sice mezi jednotlivými estimátory patrné rozdíly, nicméně vždy platí teoretický předpoklad, že efekty úrokového kanálu (ať již přímé nebo nepřímé) kvantitativně převyšují efekt odchylky od rovnováhy v reálném měnovém kurzu. Procento inflačního diferenciálu podle korigovaného FE estimátoru způsobí o 0.146 rychlejší růst HDP oproti EMU. GMM estimátory přisuzují inflačním diferenciálům větší vliv; rozdíl v růstu HDP při jednoprocenním kladném inflačním diferenciálu je podle Arellano-Bover estimátoru 0.237 procentního bodu, podle Arellano-Bond algoritmu dokonce 0.447. Stejně tak posledně zmíněný estimátor



$$\pi_{dif}_t^i = \gamma + \delta_1 p_{dif}_{t-1}^i + \delta_2 gdp_{dif}_t^i + v_t^i$$

	<b>proměnná</b>	<b>koeficient</b>	<b>sm. odch.</b>	<b>t-stat.</b>	<b>p-value</b>
<b>FE</b>	$\pi_{dif}(-1)$	-0.2988	0.054	-5.578	0.0000
	<b>gdp_dif</b>	0.1067	0.041	2.603	0.0097
	<b>R_squared</b>	0.2551			
	<b>DW</b>	1.9156			
<b>Arellano -Bond</b>	$\pi_{dif}(-1)$	-0.412	0.039	-10.706	0.0000
	<b>gdp_dif</b>	0.127	0.022	5.905	0.0000
	<b>R_squared</b>	0.4847			
	<b>J-test</b>	9.5711			0.2965
<b>Arrelano -Bover</b>	$\pi_{dif}(-1)$	-0.3190	0.001	-260.536	0.0000
	<b>gdp_dif</b>	0.0882	0.004	24.172	0.0000
	<b>R_squared</b>	0.1087			
	<b>J-test</b>	11.324			0.1840
<b>Kiviet</b>	$\pi_{dif}(-1)$	-0.2941			
	<b>gdp_dif</b>	0.0805			

Tabulka 12: Odhady Phillipsovy křivky (pro míru růstu HDP)

přisuzuje relativně největší procyklický vliv i rozdílů v růstu cen nemovitostí, kdy jednoprocenní rozdíl oproti EMU způsobí o 0.13 vyšší růstový diferenciál. Odhad efektu této proměnné dvěma alternativními estimátory je menší, mezi 0.02 a 0.03 p.b. Relativně velký procyklický vliv inflačních diferenciálů je však v Arellano-Bond odhadu doplněn i větším anticyklickým efektem zhoršení reálného měnového kurzu. Procentní zhoršení oproti rovnováze znamená o 0.32 p.b. pomalejší růst HDP, zatímco podle ostatních estimátorů je tento efekt jen kolem 0.05.

Záporný koeficient u zpožděného inflačního diferenciálu v upravené Phillipsově křivce je možno interpretovat stejně, jako v minulé specifikaci modelu. Vliv rozdílů v růstu HDP na inflační diferenciály je podle očekávání kladný a ve všech případech signifikantní. Rozdíly v kvantitativní velikosti koeficientu nejsou zásadní, procento rozdílů mezi mírou růstu v porovnání s průměrem EMU teoreticky zvýší inflační diferenciál o řádově 0.1 procentního bodu. (Opět největší kvantitativní efekty odhaduje Arellano-Bond estimátor.)

Ani v jednom případě odhadu pomocí GMM algoritmů J-test nezamítá hypotézu relevance použitých instrumentů, čili modely by měly být správně specifikovány.

Celkově se zdá, že při použití rozdílů v růstu HDP jako měřítka mezery výstupu dává uvažovaný model o něco jasnější výsledky než v případě cyklické složky izolované pomocí HP filtru. Všechny proměnné mají správná znaménka, víceméně jsou všechny signifikantní a i kvantitativně dávají výsledky smysl. Zlepšení vykazuje i koeficient determinace. Pořád ještě je ale relativně podstatná část jak inflačních, tak i růstových diferenciálů zachycena prostřednictvím individuálních konstant, které model nevysvětluje.

### 3.7.3 Shrnutí

Empirický odhad mechanismu vlivu inflačních diferenciálů na dynamiku růstu teoreticky předpokládané efekty nezamítá. Model odhadnutý klasickým estimátorem s fixními efekty s korekcí i dvěma GMM algoritmy pro dva různé indikátory mezery výstupu potvrzuje pozitivní vliv inflačních diferenciálů, determinujících reálné úroky, na rozdíl v cyklické složce. Tyto rozdíly pak dle odhadnutých výsledků zase stimulují inflační diferenciály. Hlavně ve druhé specifikaci čísla potvrzují i další nepřímý procyklický vliv rozdílů v inflaci, projevující se růstem cen obytných nemovitostí a jejich následným efektem bohatství. Navzájem se posilující vztahy mezi mezerou výstupu a inflací brzdí a posléze zpět do rovnováhy vrací v opačném směru působící reálný měnový kurz. Tento teoretický předpoklad lze najít i v datech, i když některé estimátory v odhadech první specifikace modelu poněkud zpochybňují signifikanci tohoto efektu.

Poté, co jsme hypotézu uvažovaného mechanismu nezamítli, následuje otázka jeho relativní důležitosti. Koeficienty u procyklických proměnných jsou vždy kvantitativně vyšší, než parametr u reálného měnového kurzu. To souhlasí s výsledky předchozích analýz, indikujících vyšší délku i amplitudu cyklů vzhledem k situaci s vlastní monetární politikou. Nejprve totiž bude několik období působit procyklický efekt inflačních diferenciálů, než převáží anticyklický vliv reálného kurzu. Kvantitativní rozdíl mezi koeficienty pak naznačuje, že zhoršení měnového kurzu začne působit relativně brzo. To by limitovalo potenciální negativní efekty inflačních diferenciálů na dynamiku růstu, jako je třeba střídání dlouhých a výrazných období

přehřívání ekonomiky následovaných hlubokou a dlouhotrvající krizí. V úvahu je však třeba brát i persistenci sledovaných proměnných.

Druhý aspekt problému je význam analyzovaného mechanismu ve srovnání s dalšími vazbami existujícími v ekonomice. Použitý model, i když je založen na mikroekonomických teoretických základech, samozřejmě fungování ekonomiky zjednodušuje a nezahrnuje různé další vlivy, které by mohly na sledované proměnné působit. Na straně poptávky již byla zmíněna třeba fiskální politika. Pro vysvětlení inflačních diferenciálů v EMU pak vícero studií používá kromě efektu Phillipsovy křivky několik dalších faktorů, jako například Balassa-Samuelsonův efekt, daňový systém, efekt deregulací,...

Co se týká dynamických vlastností systému, tak oproti původní novokeynesiánské teorii popsané v první kapitole a naopak v souladu s dalšími empirickými studiemi se ani ve zde uvažovaném modelu neprokazuje přínos vpřed-hledících elementů ve vysvětlení současných hodnot analyzovaných proměnných. Zpožděné hodnoty vysvětlované proměnné jsou naproti tomu signifikantní vždy. Pokud jde o další vysvětlující proměnné, tak předpokládaný efekt těchto proměnných v čase se ve dvou zde odhadovaných specifikacích liší, stejně jako nad tímto problémem nepanuje shoda ani v další empirické literatuře. Podle modelu založeného na cyklech izolovaných pomocí HP filtru se zdá, že efekt dalších proměnných se projeví se zpožděním (jak předpokládá např. i Rudebusch a Svensson<sup>127</sup>), naopak ve specifikaci s mírou růstu HDP se změny projevují hned (stejně jako v modelu použitém v (Angeloni and Ehrmann, 2004)).

V našem konkrétním případě může určitý problém, a nejen v otázce dynamiky, způsobovat relativně krátké období po vzniku Eurozóny. Některé studie totiž argumentují, že v období okolo institucionální změny nejsou ekonomické vazby úplně stálé a parametry modelu se tedy mohou v čase měnit, stejně jako jejich časové efekty. To taky může být důvod, proč při druhé specifikaci dává model horší výsledky, pokud jsou v odhadu uvažována i data pro Řecko.

---

<sup>127</sup>(Rudebusch and Svensson, 1998), str. 5

## 4 Závěr

Cílem této práce bylo popsat souvislosti mezi v EMU pozorovanými persistentními inflačními diferenciály a dynamickým chováním HDP v jednotlivých členských zemích. Téma bylo nejprve analyzováno z pohledu teorie, ve druhé části pak byly některé hypotézy testovány empiricky.

Z hlediska Nových Keynesiánských modelů ekonomiky, které tvoří rámec pro analýzy měnové politiky ve většině centrálních bank, se v prostředí měnové unie navzájem posilují inflační diferenciály a mezera výstupu. V novokeynesiánské IS křivce totiž inflace prostřednictvím Fisherovy rovnice determinuje reálný úrok, který má negativní vliv na mezeru výstupu. Mezera výstupu pak zase ve Phillipsově křivce pozitivně působí na inflaci. V monetární unii tak vyšší inflace znamená nižší reálný úrok, vyšší mezeru výstupu a tedy opět vyšší inflaci. Návrat do rovnováhy by měl nastat v důsledku zhoršujícího se reálného měnového kurzu vzhledem ke zbytku unie.

První modely vycházející z mikroekonomické teorie jsou vpřed-hledící a obsahují pouze výše zmíněné proměnné. Empirické studie však ukázaly, že data této teoretické specifikaci příliš neodpovídají a modely tak byly doplněny zpožděnými vysvětlovanými proměnnými i dalšími potenciálními regresory. Jedním z nich je dynamika cen obytných nemovitostí, která by měla představovat efekt bohatství. Současně se předpokládá, že tyto ceny závisí na reálném úroku, což by představovalo další - nepřímý - procyklický kanál inflačních diferenciálů. Tato hypotéza byla testována GMM a Kivietovým odhadem jednoduchého modelu, který signifikantní vliv reálné úrokové míry na ceny bydlení potvrdil.

Jako průvodní jevy procyklického chování úrokového kanálu v prostředí monetární unie jsou v teoretické části zmíněny větší amplituda cyklů a prodloužení jejich délky. První hypotéza byla testována porovnáním směrodatné odchylky cyklů před a po vzniku měnové unie. Výsledky indikují pozitivní souvislost mezi absolutní velikostí inflačního diferenciálu a amplitudou cyklu. Druhá hypotéza byla analyzována dvěma způsoby. Frekvenční analýza cyklické složky potvrdila vztah mezi velikostí rozdílu v inflaci oproti agregátu EMU a zvýšením průměrné délky

cyklu vzhledem k období před Eurem. SVAR analýza nabídkových a poptávkých šoků pak naznačuje prodloužení doby potřebné návratu do rovnováhy po impulsu v poptávkovém šoku přímo úměrné velikosti inflačního diferenciálu.

Nakonec jsou odhadnuty obě rovnice, modifikovaná IS i Phillipsova křivka. Výsledky většinou potvrzují signifikantní procyklický vliv inflačních diferenciálů (ať už přímý anebo nepřímý prostřednictvím cen nemovitostí) na rozdíly v mezeře výstupu a naopak anticyklické působení reálného měnového kurzu. Odhad Phillipsovy křivky pak nezamítá hypotézu pozitivní závislosti inflačních diferenciálů na rozdílu v cyklické pozici země a agregátu EMU. Výsledky tedy hovoří ve prospěch teoreticky předpokládaného mechanismu vzájemného posilování dvou vysvětlovaných proměnných.

Z hlediska OCA teorie by tak fungování uvažovaného mechanismu implikovalo divergentní tlaky mezi jednotlivými členy Eurozóny a také delší a ostřejší cykly ve srovnání se situací autonomní monetární politiky. Přesto nelze tvrdit, že pro zemi s nezanedbatelným inflačním diferenciálem nebo potenciálem jeho spuštění je vstup do monetární unie nutně nevýhodný. Výsledky uvedené v této práci je totiž třeba uvažovat v širším kontextu dalších aspektů vzniku monetární unie. Může tak nastat jistá paralela k teorii endogenity, kdy by další efekty společné měny (větší mobilita práce a kapitálu, větší intenzita zahraničního obchodu,...) procyklický divergentní efekt inflačních diferenciálů postupně neutralizovaly. V konečném součtu by tak nakonec výhody členství v měnové unii převážily nad náklady.

## Literatura

- Acosta, C. P. (2006). National inflation rate differentials and business cycle fluctuations in the Euro area. IMK Working Paper 05-2007, IMK at the Hans Boeckler Foundation, Macroeconomic Policy Institute.
- Alberola, E. (2000). Interpreting inflation differentials in the Euro area. Economic bulletin, Banco de Espana. str. 61-70.
- Angeloni, I. and Ehrmann, M. (2004). Euro area inflation differentials. Working Paper Series 388, European Central Bank.
- Arellano, M. and Bond, S. (1998). Dynamic panel data estimation using DPD98 for Gauss: A guide for users. Technical report, CEMFI.
- Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1):29–51.
- Arnold, I. J. and Kool, C. J. (2003). The role of inflation differentials in regional adjustment: Evidence from the United States. Working Papers 04-13, Utrecht School of Economics.
- Baffoe-Bonnie, J. (1998). The dynamic impact of macroeconomic aggregates on housing prices and stock of houses: A national and regional analysis. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2(17):179–197.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley and Sons Ltd.
- Bauer, M. and Chytilová, J. (2007). Does education matter in patience formation? Evidence from Ugandan villages. Working Papers IES 2007/10, Charles University Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies.
- Baxter, M. and King, R. G. (1995). Measuring business cycles approximate band-pass filters for economic time series. NBER Working Papers 5022, National Bureau of Economic Research, Inc.

- Bayoumi, T. and Eichengreen, B. (1993). Shocking aspects of European monetary unification. In Torres, F. and Giavazzi, F., editors, *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, pages 193–229. Cambridge University Press.
- Blanchard, O. J. and Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79(4):655–73.
- Burns, A. F. and Mitchell, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Case, K. E., Shiller, R. J., and Quigley, J. M. (2001). Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market. NBER Working Papers 8606, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Christiano, L. J. and Fitzgerald, T. J. (1999). The band pass filter. NBER Working Papers 7257, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Clarida, R., Galí, J., and Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: A New Keynesian perspective. CEPR Discussion Papers 2139, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Coats, W., Laxton, D., and Rose, D. (2003). *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System*. Czech National Bank.
- Deroose, S., Langedijk, S., and Roeger, W. (2004). Reviewing adjustment dynamics in EMU: from overheating to overcooling. Economic Papers 198, European Commission; Directorate-General for Economic and Financial Affairs.
- EC (2006). *The EU Economy: 2006 review*. European Commission; Directorate-General for Economic and Financial Affairs.
- ECB (2003). *Inflation Differentials in the Euro Area: Potential Causes and Policy Implications*. European Central Bank.
- Egert, B. (2007). Real convergence, price level convergence and inflation differentials in Europe. Working Papers 138, Oesterreichische Nationalbank (Austrian Central Bank).

- EViews (2004). *EViews 5 User's Guide*. Quantitative Micro Software, LLC.
- Frankel, J. A. and Rose, A. K. (1996). The endogeneity of the optimum currency area criteria. NBER Working Papers 5700, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Fuhrer, J. and Moore, G. (1995a). Inflation persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1):127–59.
- Fuhrer, J. C. (1997). The (un)importance of forward-looking behavior in price specifications. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(3):338–50.
- Fuhrer, J. C. and Moore, G. R. (1995b). Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real output. *American Economic Review*, 85(1):219–39.
- Fuhrer, J. C. and Rudebusch, G. D. (2003). Estimating the Euler equation for output. Working Papers 02-3, Federal Reserve Bank of Boston.
- Gali, J. and Gertler, M. (2000). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. NBER Working Papers 7551, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Gali, J., Gertler, M., and Lopez-Salido, J. D. (2001). European inflation dynamics. NBER Working Papers 8218, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Goodfriend, M. and King, R. G. (1998). The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. Working Paper 98-05, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Goodhart, C. and Hofmann, B. (2002). Asset prices and the conduct of monetary policy. Royal Economic Society Annual Conference 2002 88, Royal Economic Society.
- Goodhart, C. and Hofmann, B. (2005a). The IS curve and the transmission of monetary policy: Is there a puzzle? *Applied Economics*, 37:29–36.



- Goodhart, C. and Hofmann, B. (2005b). The Phillips curve, the IS curve and monetary transmission: Evidence for the US and the Euro area. *CESifo Economic Studies*, 51(4):757–775.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.
- Hofmann, B. and Remsperger, H. (2005). Inflation differentials among the Euro area countries: Potential causes and consequences. *Journal of Asian Economics*, 16(3):403–419.
- Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 68(1):53–78.
- Krugman, P. (1993). Lessons of massachusetts for EMU. In Torres, F. and Giavazzi, F., editors, *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, pages 241–261. Cambridge University Press.
- Lane, P. R. (2006). The real effects of EMU. CEPR Discussion Papers 5536, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Ludwig, A. and Slok, T. (2002). The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries. IMF Working Papers 02/1, International Monetary Fund.
- MacDonald, R. and Wojcik, C. (2006). Catching-up, inflation differentials and credit booms in a heterogeneous monetary union: Some implications for EMU and new EU member states. CESifo Working Paper Series CESifo Working Paper No. 1761, CESifo GmbH.
- McKinnon, R. (1963). Optimum currency areas. *American Economic Review*, 53(4):717–725.
- Mehra, Y. P. (2004). The output gap, expected future inflation and inflation dynamics: another look. Working Paper 04-06, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Mongelli, F. P. (2002). “New” views on the optimum currency area theory: What is EMU telling us? Working Paper Series 138, European Central Bank.

- Mundell, R. A. (1968). *International Economics*. New York: The Maxmillan Company.
- Peersman, G. and Smets, F. (1999). The Taylor rule: A useful monetary policy benchmark for the Euro area? *International Finance*, 2(1):85–116.
- Rudebusch, G. D. and Svensson, L. E. O. (1998). Policy rules for inflation targeting. NBER Working Papers 6512, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Smith, J. (2007). Applied Econometrics, Panel Data 2. Lecture notes 2, University of Warwick.
- Stavrev, E. (2007). Growth and inflation dispersions in EMU: Reasons, the role of adjustment channels, and policy implications. IMF Working Papers 07/167, International Monetary Fund.
- Tůma, Z. and Hurník, J. (2007). Monetary policy transmission. Monetary Policy and Business Cycle lecture notes 2, Institute of Economic Studies, Charles University in Prague.
- Walsh, C. E. (2003). *Monetary Policy and Theory*. Massachusetts Institute of Technology.
- Wooldridge, J. M. (2001). Applications of generalized method of moments estimation. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4):87–100.

## Přílohy

	lu	gr	es	pt	it	at	ea12	be	ie	fr	fi	de	nl
2007	3.5	3.1	3.1	2.9	2.6	2.3	2.2	2.1	2.1	1.9	1.9	1.8	1.4
2006	6.2	3.3	4.0	2.9	1.8	1.8	1.9	2.0	2.3	2.3	1.2	0.6	1.9
2005	4.2	3.4	4.2	2.6	2.2	1.8	1.9	2.5	2.6	1.7	0.2	0.7	2.1
2004	1.7	3.3	4.0	2.4	2.9	2.1	2.0	2.4	2.1	1.6	0.6	1.1	0.7
2003	5.0	3.7	4.1	3.2	3.1	1.2	2.1	1.6	2.5	1.9	-0.4	1.2	2.2
2002	2.1	2.9	4.3	3.9	3.4	1.4	2.6	1.9	4.5	2.4	1.3	1.4	3.8
2001	0.1	3.0	4.2	3.7	3.0	1.8	2.4	2.0	5.4	2.0	3.0	1.2	5.1
2000	2.0	3.4	3.5	3.0	2.0	1.8	1.3	1.8	5.5	1.4	2.6	-0.7	4.1
1999	5.3	3.0	2.6	3.3	1.3	0.6	1.5	0.4	4.4	0.0	0.9	0.4	1.8
cum. dif	12.2	11.2	16.1	10	4.4	-3.1	0	-1.2	13.5	-2.7	-6.6	-10	5.2

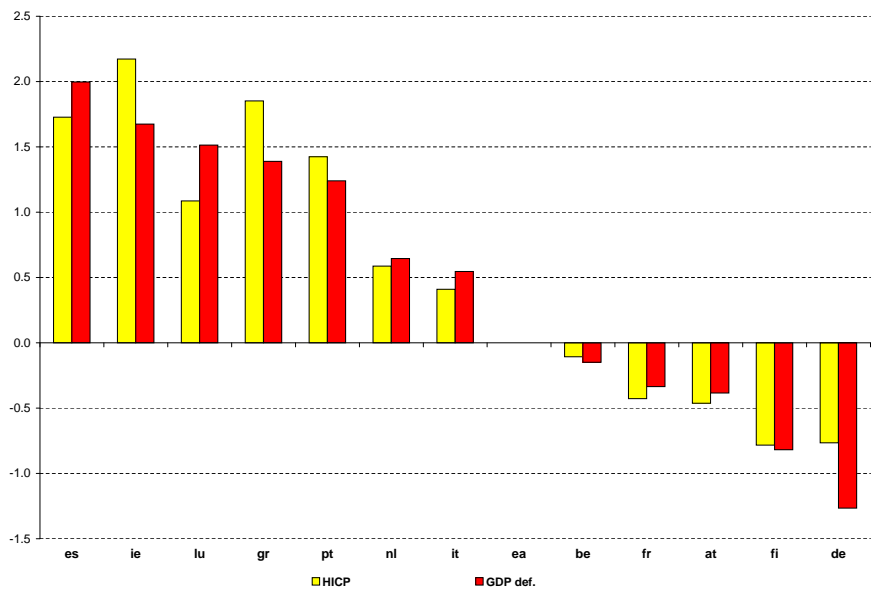
Tabulka 13: Deflátor HDP 1999-2007 a kumulovaný diferenciál (Eurostat; vlastní výpočty)

	lu	gr	es	pt	it	at	ea	be	ie	fr	fi	de	nl
2007	2.7	3.0	2.8	2.4	2.0	2.2	2.1	1.8	2.9	1.6	1.6	2.3	1.6
2006	3.0	3.3	3.6	3.0	2.2	1.7	2.2	2.3	2.7	1.9	1.3	1.8	1.7
2005	3.8	3.5	3.4	2.1	2.2	2.1	2.2	2.5	2.2	1.9	0.8	1.9	1.5
2004	3.2	3.0	3.1	2.5	2.3	2.0	2.1	1.9	2.3	2.3	0.1	1.8	1.4
2003	2.5	3.4	3.1	3.3	2.8	1.3	2.1	1.5	4.0	2.2	1.3	1.0	2.2
2002	2.1	3.9	3.6	3.7	2.6	1.7	2.2	1.6	4.7	1.9	2.0	1.4	3.9
2001	2.4	3.7	2.8	4.4	2.3	2.3	2.3	2.4	4.0	1.8	2.7	1.9	5.1
2000	3.8	2.9	3.5	2.8	2.6	2.0	2.1	2.7	5.3	1.8	2.9	1.4	2.3
1999	1.0	2.1	2.2	2.2	1.7	0.5	1.1	1.1	2.5	0.6	1.3	0.6	2.0
cum. dif	6.1	10.4	9.7	8	2.3	-2.6	0	-0.6	12.2	-2.4	-4.4	-4.3	3.3

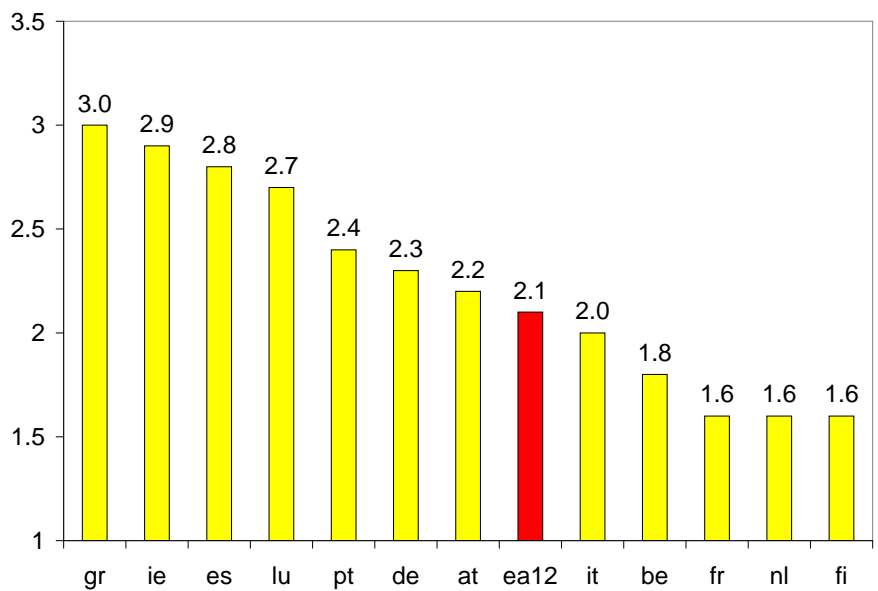
Tabulka 14: HICP 1999-2007 a kumulovaný diferenciál (Eurostat; vlastní výpočty)

	es	ie	lu	gr	pt	nl	it	ea	be	fr	at	fi	de
korelace	0.70	0.69	-0.17	0.02	0.75	0.87	0.65	0.52	0.65	0.78	0.73	0.79	0.39

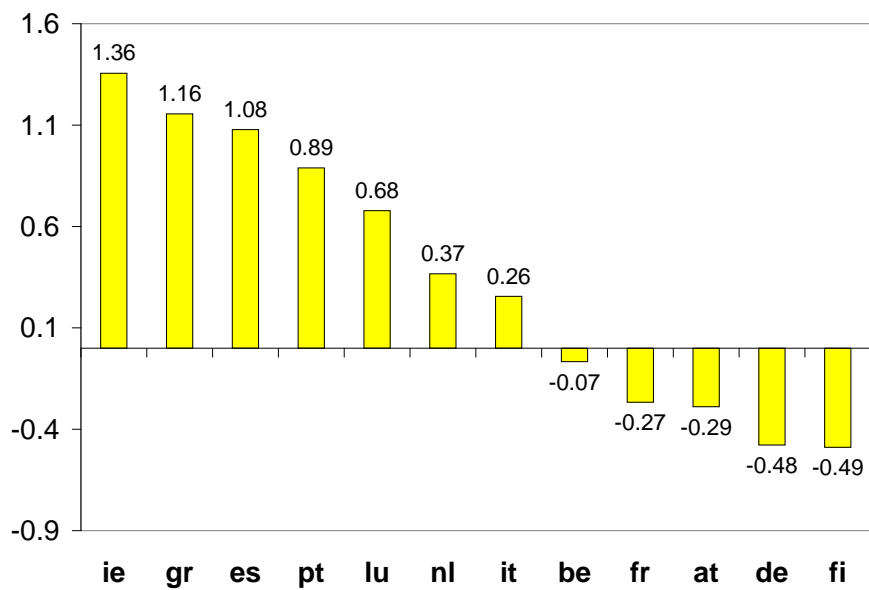
Tabulka 15: Korelace mezi HICP a deflátořem HDP 1999-2007 (Eurostat, vlastní výpočty)



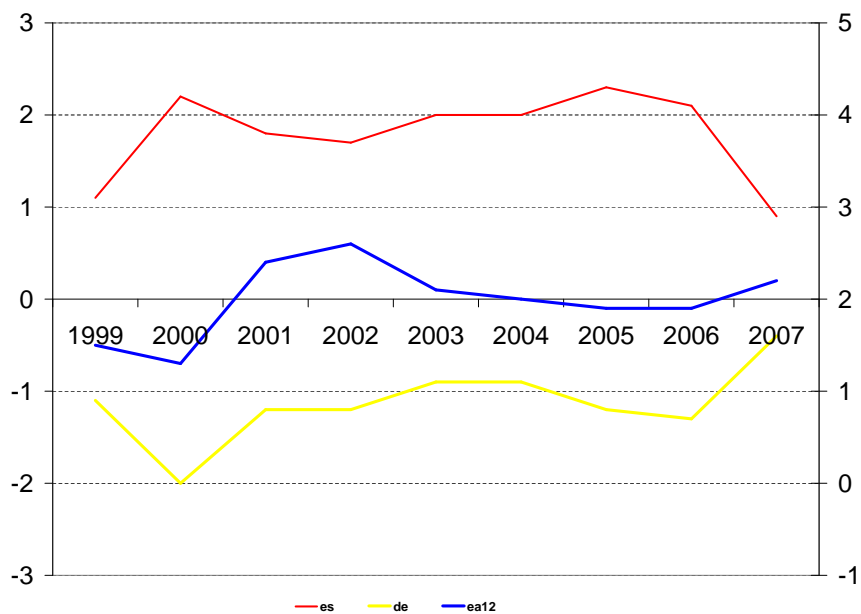
Graf 15: Kumulované standardizované inflační diferenciály za období 1999 - 2007 podle indikátoru (Eurostat; vlastní výpočty)



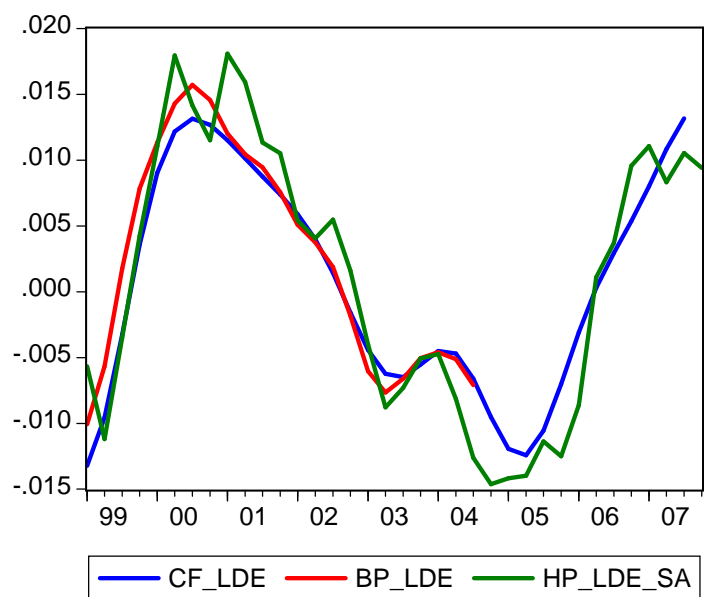
Graf 16: HICP v 2007 (Eurostat)



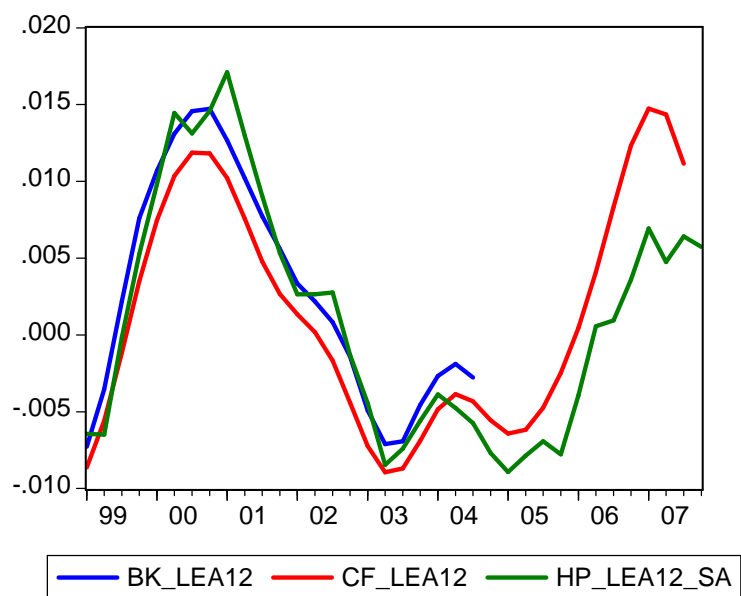
Graf 17: Průměrná hodnota HICP diferenciálu 1999-2007 (vlastní výpočty)



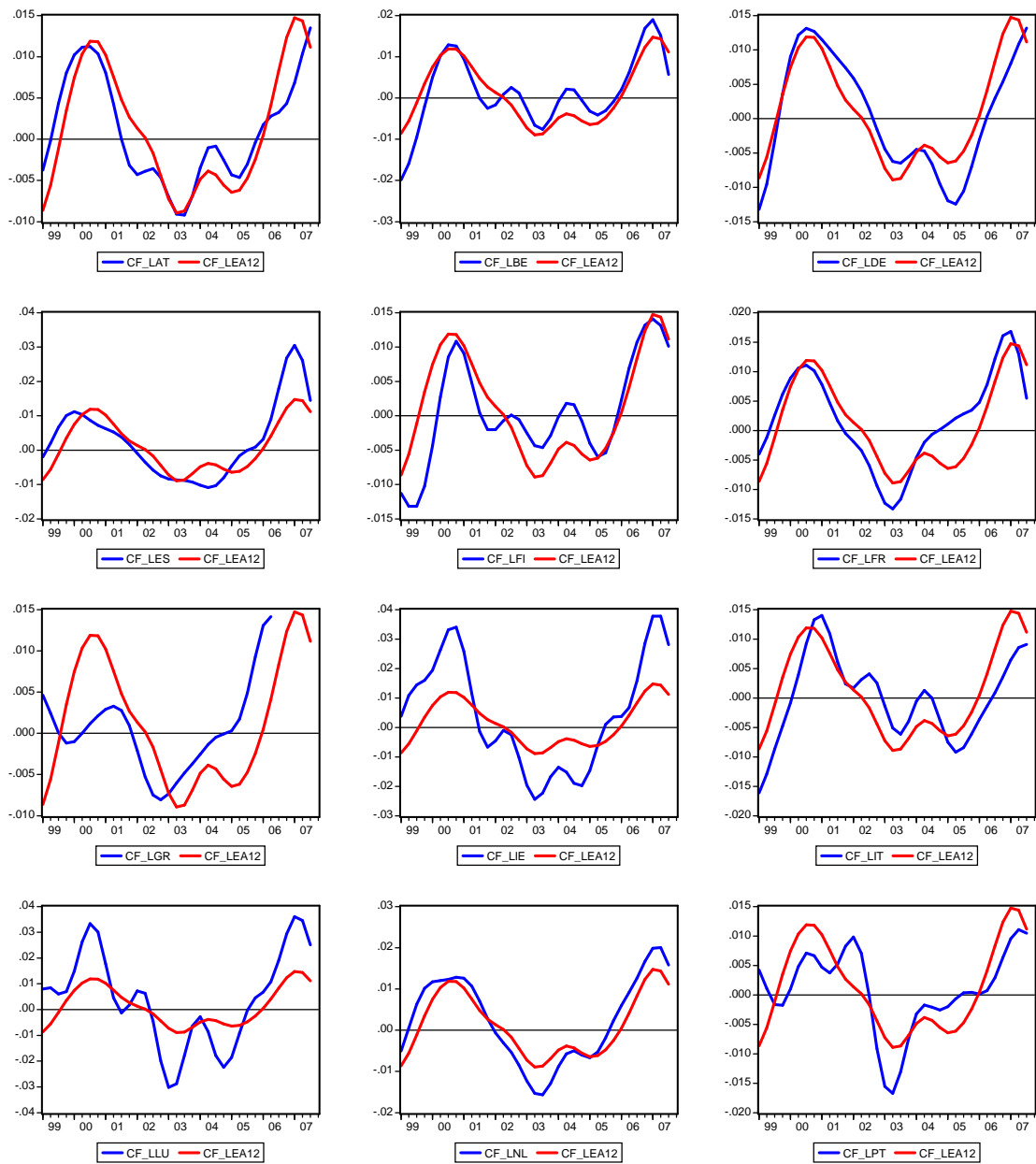
Graf 18: Vývoj inflačních diferenciálů Španělska a Německa (levá osa) a míry inflace v EMU (pravá osa) (Eurostat; vlastní výpočty)



Graf 19: Srovnání cyklické složky německého HDP získané pomocí různých filtrů (Eurostat, vlastní výpočty)



Graf 20: Srovnání cyklické složky evropského HDP získané pomocí různých filtrů (Eurostat, vlastní výpočty)



Graf 21: Mezera produktu pro členy EMU a Eurozónu (Eurostat, vlastní výpočty)

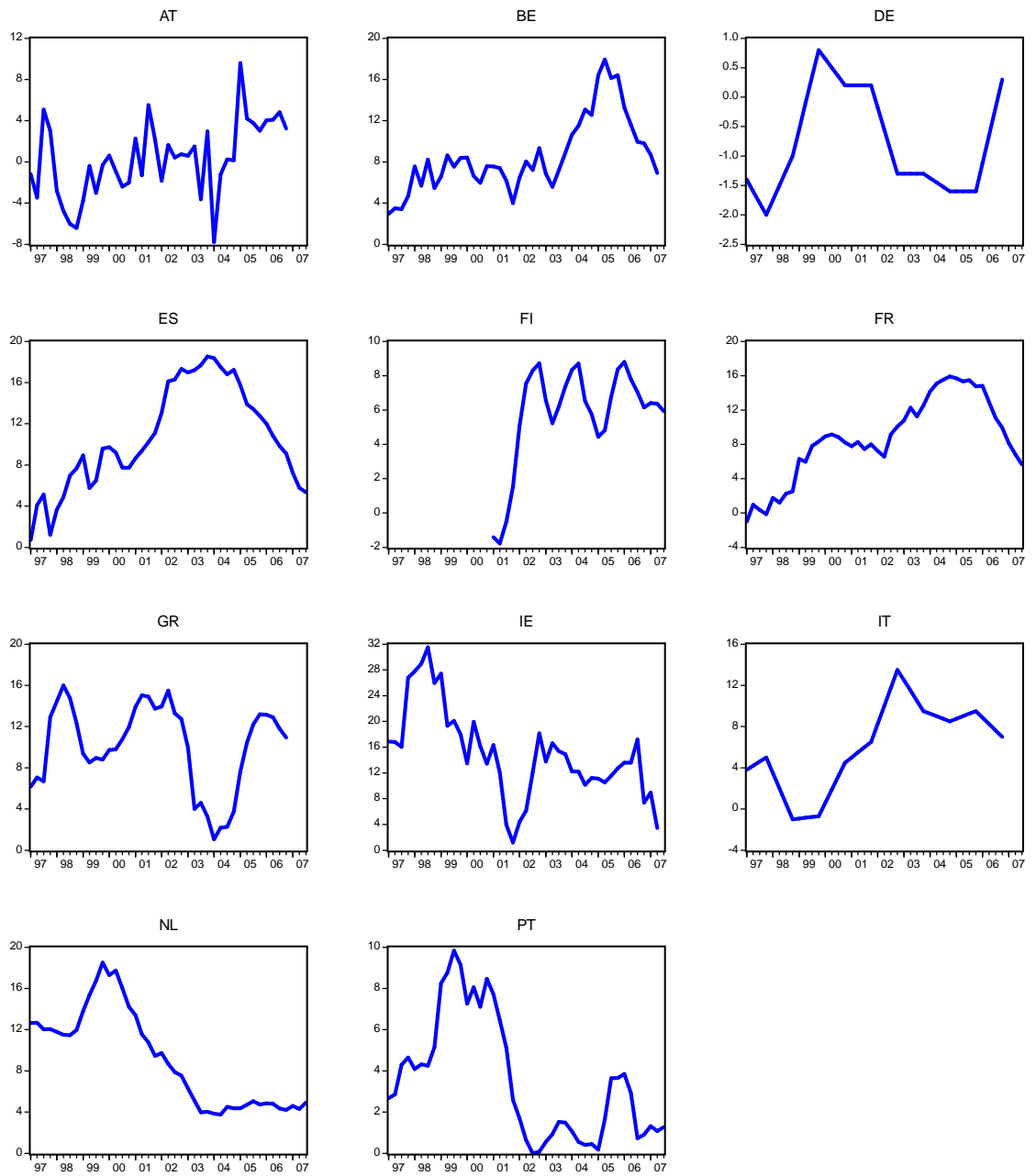
	AT	BE	DE	EA12	ES	FI	FR	GR	IE	IT	LU	NL	PT
AT	1.000	0.652	0.749	0.876	0.764	0.532	0.839	0.371	0.903	0.563	0.833	0.911	0.645
BE	0.652	1.000	0.726	0.847	0.670	0.918	0.732	0.105	0.636	0.802	0.627	0.706	0.479
DE	0.749	0.726	1.000	0.900	0.625	0.656	0.576	-0.011	0.713	0.872	0.705	0.756	0.615
<b>EA12</b>	<b>0.876</b>	<b>0.847</b>	<b>0.900</b>	<b>1.000</b>	<b>0.866</b>	<b>0.768</b>	<b>0.860</b>	<b>0.290</b>	<b>0.893</b>	<b>0.768</b>	<b>0.877</b>	<b>0.942</b>	<b>0.741</b>
ES	0.764	0.670	0.625	0.866	1.000	0.589	0.880	0.522	0.890	0.400	0.856	0.920	0.657
FI	0.532	0.918	0.656	0.768	0.589	1.000	0.612	0.190	0.544	0.811	0.576	0.614	0.478
FR	0.839	0.732	0.576	0.860	0.880	0.612	1.000	0.631	0.865	0.429	0.854	0.932	0.738
GR	0.371	0.105	-0.011	0.290	0.522	0.190	0.631	1.000	0.394	-0.110	0.453	0.544	0.436
IE	0.903	0.636	0.713	0.893	0.890	0.544	0.865	0.394	1.000	0.502	0.949	0.933	0.726
IT	0.563	0.802	0.872	0.768	0.400	0.811	0.429	-0.110	0.502	1.000	0.484	0.559	0.471
LU	0.833	0.627	0.705	0.877	0.856	0.576	0.854	0.453	0.949	0.484	1.000	0.896	0.819
NL	0.911	0.706	0.756	0.942	0.920	0.614	0.932	0.544	0.933	0.559	0.896	1.000	0.774
PT	0.645	0.479	0.615	0.741	0.657	0.478	0.738	0.436	0.726	0.471	0.819	0.774	1.000

Tabulka 16: Sladěnost cyklů po vzniku EMU (Eurostat, vlastní výpočty)

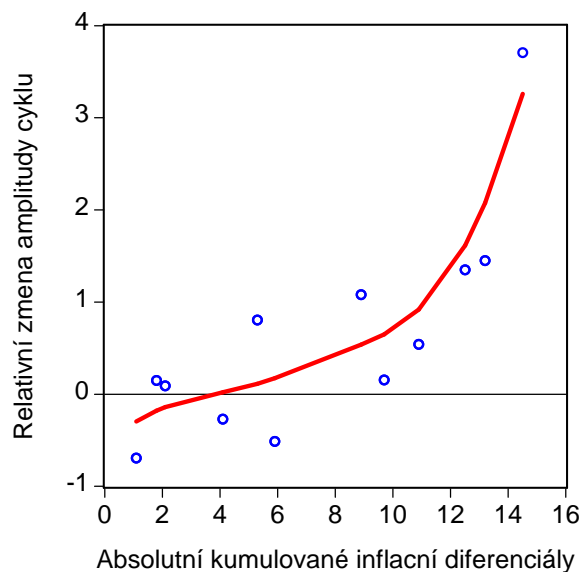


	AT	BE	DE	EA12	ES	FI	FR	GR	IE	IT	LU	NL	PT
AT	1.000	0.555	0.611	0.521	0.362	0.114	0.716	-0.542	0.733	0.698	0.256	0.700	-0.519
BE	0.555	1.000	0.354	0.718	0.075	0.300	0.638	-0.690	-0.693	0.831	0.628	0.346	-0.918
DE	0.611	0.354	1.000	0.716	0.295	-0.026	0.720	-0.935	0.161	0.640	0.497	0.565	-0.956
<b>EA12</b>	<b>0.521</b>	<b>0.718</b>	<b>0.716</b>	<b>1.000</b>	<b>0.645</b>	<b>0.823</b>	<b>0.677</b>	<b>-0.452</b>	<b>0.307</b>	<b>0.890</b>	<b>0.567</b>	<b>0.546</b>	<b>-0.814</b>
ES	0.362	0.075	0.295	0.645	1.000	0.282	0.513	-0.166	0.909	0.364	0.427	0.177	-0.246
FI	0.114	0.300	-0.026	0.823	0.282	1.000	0.432	-0.805	-0.130	0.528	0.601	-0.196	-0.983
FR	0.716	0.638	0.720	0.677	0.513	0.432	1.000	-0.881	0.908	0.867	0.688	0.466	-0.793
GR	-0.542	-0.690	-0.935	-0.452	-0.166	-0.805	-0.881	1.000	-0.494	-0.763	-0.415	-0.788	0.811
IE	0.733	-0.693	0.161	0.307	0.909	-0.130	0.908	-0.494	1.000	0.069	0.307	0.087	0.101
IT	0.698	0.831	0.640	0.890	0.364	0.528	0.867	-0.763	0.069	1.000	0.532	0.411	-0.981
LU	0.256	0.628	0.497	0.567	0.427	0.601	0.688	-0.415	0.307	0.532	1.000	0.147	-0.494
NL	0.700	0.346	0.565	0.546	0.177	-0.196	0.466	-0.788	0.087	0.411	0.147	1.000	-0.803
PT	-0.519	-0.918	-0.956	-0.814	-0.246	-0.983	-0.793	0.811	0.101	-0.981	-0.494	-0.803	1.000

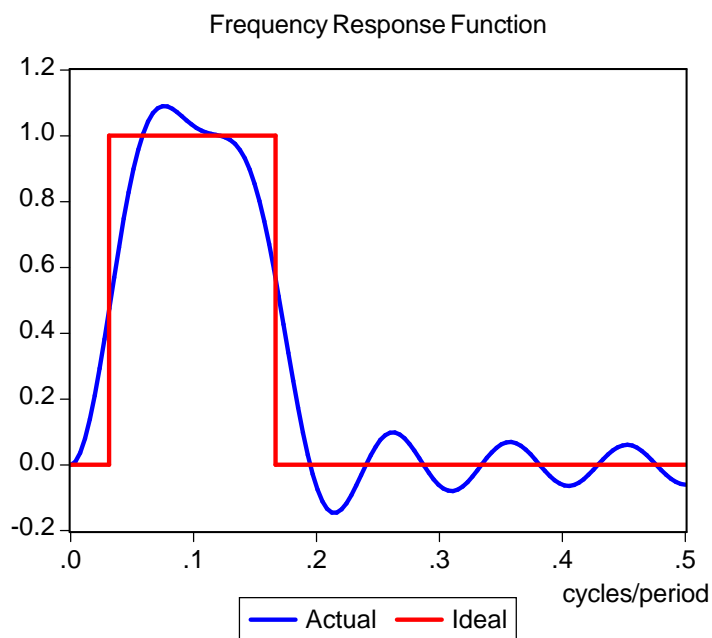
Tabulka 17: Sladěnost cyklů před vznikem EMU (Eurostat, vlastní výpočty)



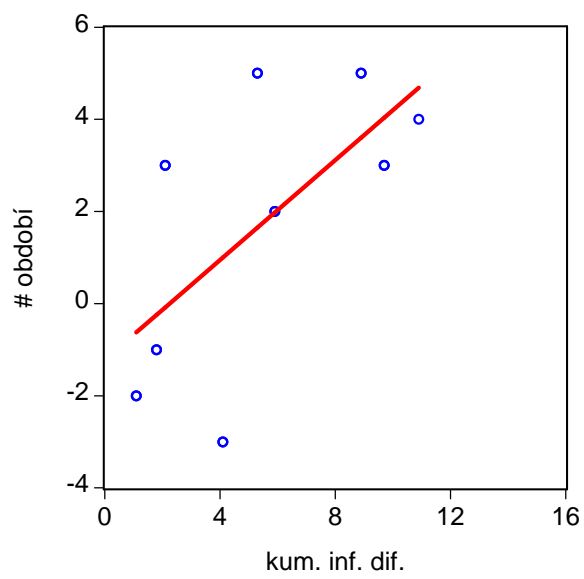
Graf 22: Relativní změna cen nemovitostí (ECB)



Graf 23: Absolutní kumulované diferenciály a relativní změna amplitudy cyklů (vlastní výpočty)



Graf 24: Srovnání ideálního a reálného frekvenčního filtru



Graf 25: Souvislost mezi kumulovanými inf. diferencíaly a změnou doby nutné k dosažení rovnováhy po poptávkovém šoku, mimo Irsko a Španělsko (vlastní výpočty)

# Teze diplomové práce

Termín magisterské zkoušky: LS 2007/2008  
Autor bakalářské práce: Ondřej Strecker<sup>1</sup>  
Vedoucí bakalářské práce: Roman Horváth, M.A.

**Téma: Vliv inflačních diferenciálů na dynamiku růstu**

## **Charakteristika práce:**

Jedním z faktorů, majících vliv na výsledný produkt v modelech používaných pro vedení monetární politiky, je reálná úroková míra. Odchytky důchodu od jeho potenciální úrovně pak pozitivně působí na inflaci. Problémy pro měnovou politiku nastávají v případě heterogenní monetární unie; bohatá empirická literatura konstatuje a analyzuje fakt persistentních inflačních diferenciálů v současné EMU, což v situaci jediné „průměrné“ nominální úrokové sazby podle Fisherovy rovnice implikuje existenci diferenciálů i v reálných úrokových sazbách.

V kontextu výše zmíněných závislostí a za předpokladu shodných transmisních efektů jednotlivých determinantů produktu by pak rozdíly v inflaci měly mít procyklický vliv na důchod. Vyšší důchod by pak zase zpětně stimuloval inflaci. Je tedy možno předpokládat, že i jednorázový a specifický inflační šok pro jednu zemi nakonec může způsobit persistentní diferenciály v míře inflace a v dynamice růstu. V opačném směru působí vliv reálného směnného kursu, který se díky dlouhodobým rozdílům v inflaci postupně zhoršuje, až nakonec převáží nad procyklickým efektem nízkých reálných sazeb.

Cílem této práce je formalizovat výše zmíněný mechanismus do modelu, za použití vhodných metod danou hypotézu na datech EMU empiricky ověřit a kvantifikovat jednotlivé efekty. V poslední části pak budou získané výsledky použity pro odhad možných rozdílů v dynamice růstu mezi ČR a zbytkem EMU.

## **Předpokládaná osnova:**

1. Teoretický model
2. Empirické odhady efektů
3. Aplikace výsledků na ČR

## **Literatura:**

- Arnold, Ivo J.M. and Kool, Clemens J.M. (2003): *The Role of Inflation Differentials in Regional Adjustment: Evidence from the United States*, Koopmans Research Institute discussion Paper Series 04-13

---

<sup>1</sup> Ondrej.Strecker@seznam.cz

- Stavrev E. (2007): *Growth and Inflation Dispersion in EMU: Reasons, the Role of Adjustment Channels, and Policy Implications*; IMF Working Paper 07/167
- Egert B. (2007): *Real Convergence, Price Level Convergence and Inflation Differentials in Europe*; ONB Working Paper 138
- Clarida, R., Gali, J. and Gertler M. (1999): *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Policy*; NBER Working Paper 7147
- MacDonald, R. and Wojcik, C. (2006): *Catching Up, Inflation Differentials and Credit Booms in a Heterogeneous Monetary Union: Some Implications for EMU and New EU Member States*; CESifo Working Paper 1761
- Acosta, C. P. (2006): *National Inflation Rate Differentials and Business Cycles Fluctuations in the Euro Area*;

V Praze dne 02/10/2007

Podpis vedoucího diplomové práce

Podpis autora