KAPITOLA 9

ASYMETRICKÉ ZACHÁZENÍ S INFLAČNÍM CÍLEM?

ROMAN HORVÁTH

1. ÚVOD

Jednou z příčin podstřelování inflačního cíle může být asymetrie měnové politiky. Centrální banky, které cílují inflaci, zpravidla *de iure* definují svůj inflační cíl symetricky, tj. intenzita reakce měnové politiky je nezávislá na tom, zda je odchylka inflace od cíle pozitivní nebo negativní. Nicméně existuje několik důvodů, proč *de facto* měnová politika může být asymetrická. Například při zavedení režimu inflačního cílování zejména s vyšší počáteční inflací (tj. případ ČNB) se centrální banka může oprávněně obávat obtíží s ukotvením inflačních očekávání (riziko ztráty kredibility), což může vést k asymetrickému zacházení s inflačním cílem. Tato asymetrie by v praxi znamenala, že centrální banka by „zvyšovala sazby více, pokud je její predikce inflace 1 p.b. nad cílem, než by je snižovala v případě, že by predikce inflace byla 1 p.b. pod cílem“.[1]

Standardním způsobem kvantifikace asymetrie měnové politiky je odhad měnověpolitického pravidla (viz např. Cukierman a Muscatelli (2008), Petersen (2007) nebo Taylor a Davradakis (2006)) a test, zda se pravidlo liší v závislosti na tom, zda predikce inflace je nad nebo pod inflačním cílem (tj. test existence tzv. nelineárního měnověpolitického pravidla). Tento článek se zabývá odhadem měnověpolitického pravidla ČNB s využitím dat 1998Q1-2007Q3 a kvantitativně vyhodnocuje, zda měnová politika *ceteris paribus* reagovala sazbami agresivněji, pokud byla modelová predikce inflace výše než cíl (tj. existovalo riziko neukotvení inflačních očekávání), než pokud predikce inflace byla níže než inflační cíl.[2]

Odhady měnověpolitického pravidla naznačují, že po zavedení inflačního cílování ČNB reagovala agresivněji na predikci inflace nad cílem. Tato asymetrie ovšem není patrná, pokud provedeme odhady měnověpolitického pravidla pouze na základě současnějších dat (cca 2002-2007). Lze tedy říci, že v současnosti je zacházení s inflačním cílem symetrické.

Jak ukazují odhady asymetrie měnověpolitických pravidel v ostatních centrálních bankách, asymetrie měnové politiky není patrně výjimečná. Kvantitativní evidence na toto téma ukazuje, že např. měnová politika Fedu za Grenspanovy éry byla asymetrická v tom, že pokud míra inflace překročila určitý práh, reakce Fedu vůči inflačnímu vývoji začala být agresivnější. Obdobná asymetrie je nalezena i pro chování Bank of England v 90. letech minulého století, která reagovala intenzivněji na vývoj inflace, pokud byla její predikce signifikantně výše než inflační cíl.[3]

Struktura článku je následující. V druhé části je popsán ekonometrický model, data a související literatura. Třetí část obsahuje diskuzi výsledků odhadu měnověpolitického pravidla. Následuje závěr a příloha s odvozením měnověpolitického pravidla.

2. POPIS DAT A MODELU

Využíváme data mezi 1998Q1 a 2007Q3 (tj. 39 pozorování) pro následující proměnné: predikce inflace a sazeb, modelový inflační cíl z QPM[4], kurz CZK/EUR, výstupová mezera, 3M PRIBOR a 1Y EURIBOR. V období 2002Q2-2007Q3 predikce inflace pocházejí ze základních scénářů QPM, v období 1998Q1-2002Q1 pocházejí z predikcí prezentovaných v tehdejších Situačních zprávách

[1] Alternativně by bylo možné vyhodnocovat, zda centrální banka reaguje rychleji nebo s vyšší pravděpodobností.
[2] Rovněž vyhodnocujeme, zda měnová politika reagovala asymetricky na prognózy sazeb.
[3] Viz např. Petersen (2007) pro Federal Reserve Bank a Taylor a Davradakis (2006) pro Bank of England.
[4] QPM – Quarterly Projection Model – je hlavní prognostický model ČNB a je využíván od 2002Q2. Detailní popis tohoto modelu lze nalézt v Coats *et al.* (2003).

ČNB, které jsou přístupné na internetových stránkách ČNB (viz http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/br_zapisy_z_jednani). Ostatní data pochází ze základních scénářů QPM (interní databáze ČNB).

Nelinearitu měnověpolitického pravidla testujeme následovně:

$$i_t = (1-\rho)[\alpha + \beta_1 \pi_{above} + \beta_2 \pi_{below} + \gamma X_t] + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

kde π_{above} je definována jako: $\pi_{above} = \pi^f_{t/t+4} - \pi^*_t$, pokud $\pi^f_{t/t+i} > \pi^*_t$, jinak $\pi_{above} = 0$. Predikce inflace v čase t na 4 čtvrtletí vpřed (volba tohoto horizontu reflektuje horizont měnové politiky ČNB 4-6 čtvrtletí a dostupnost dat) je označena jako $\pi^f_{t/t+4}$ a π^*_t je inflační cíl v modelu QPM. Obdobně π_{below} je definována následovně: $\pi_{below} = -(\pi^f_{t/t+i} - \pi^*_t)$, pokud $\pi^f_{t/t+i} < \pi^*_t$, jinak $\pi_{below} = 0$. Odečteme-li $\pi_{above} - \pi_{below}$, dostaneme časovou řadu rozdílů predikce inflace od cíle ($\pi^f_{t/t+4} - \pi^*_t$). Jedná se tedy o jednoduchý rozklad rozdílu predikce inflace od cíle na dvě složky: predikce inflace nad cílem (π_{above}) a predikce inflace pod cílem (π_{below}). Tyto dvě proměnné znázorňuje graf 1.

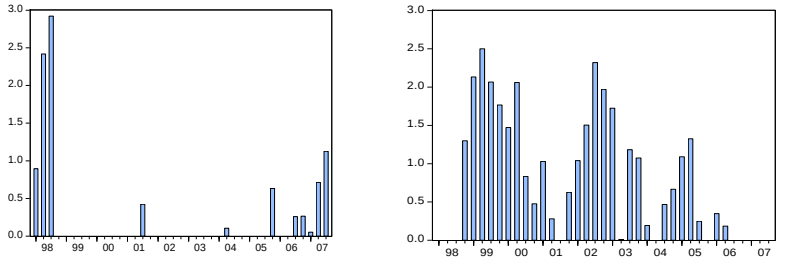
X_i reprezentuje všechny ostatní proměnné (kurz, výstupová mezera a zahraniční sazby, tj. proměnné, které jsou v empirické literatuře nejčastěji zahrnované do odhadů měnověpolitických pravidel), i_t je 3M PRIBOR, α lze v některých specifikacích měnověpolitického pravidla interpretovat jako politicky neutrální sazbu a ε_t reprezentuje reziduum.[5] V případě, že v rovnici 1 za X není dosazen kurz a zahraniční sazby (je tedy dosazena pouze výstupová mezera anebo žádná veličina), lze tento koeficient interpretovat jako politicky neutrální sazbu. Pokud centrální banka provádí asymetrickou měnovou politiku, tak z rovnice (1) vyplývá, že $\beta_1 \neq \beta_2$. Formálnější odvození měnověpolitického pravidla lze nalézt v příloze tohoto článku.

Jsme si vědomi problému způsobeného přechodem od podmíněné prognózy k nepodmíněné v roce 2002, kdy v druhém případě inflace v dlouhém období vždy směřuje k cíli díky reakci měnové politiky. Narozdíl od nepodmíněné prognózy podmíněná prognóza neobsahuje reakci měnové politiky a předpokládá fixaci sazeb na současné úrovni. To implikuje možnost většího rozdílu mezi predikcí inflace a inflačním cílem na horizontu měnové politiky. Nicméně i po přechodu na nepodmíněnou prognózu je z grafu 1 patrné, že predikce inflace v horizontu 4 čtvrtletí se od inflačního cíle liší, což je do jisté míry způsobeno aplikováním institutu výjimek (jedná se zejména o šoky na nabídkové straně). Proto dále v článku prezentujeme dvě citlivostní analýzy, kde za prvé používáme predikční horizont 1Q místo 4Q, který není přechodem z podmíněné k nepodmíněné prognóze ovlivněn, a za druhé, odhadujeme reakční funkci s predikcemi sazeb. Dalším argumentem pro tyto citlivostní analýzy může být, že veřejnost podmíněnou a nepodmíněnou prognózu příliš nerozlišovala a že predikce inflace na vzdálenějším predikčním horizontu mohly být na počátku inflačního cílování během transformace české ekonomiky obzvláště nejisté.

[5] Současnou empirickou evidenci odhadů měnověpolitických pravidel pro ČR lze nalézt v pracích Horváth (2008) a v Podpiera (2008). Otázku nelineárním měnověpolitických pravidel podrobně diskutuje Cukierman a Muscatelli (2008).

Graf 1: Predikce inflace nad cílem (π_{above}) a pod cílem (π_{below})

π_{above} = predikce – cíl, pokud predikce> cíl, jinak 0. *π_{below} = – (predikce –cíl), pokud predikce< cíl, jinak 0.*



Poznámka: π_{above} zachycuje, o kolik p.b. byla v daném čtvrtletí predikce inflace výše než cíl (např. z levé části grafu je vidět, že v roce 1998 predikce inflace byla o cca 1-3 p.b. výše než cíl). Pokud predikce nebyla výš než cíl, pak je hodnota π_{above} nula. Obdobně π_{below} ukazuje, o kolik p.b. byla predikce níže než cíl (např. pro rok 1999 je patrné, že predikce byla o cca 1,5 -2,5 p.b. níže než cíl). Pokud predikce nebyla níže než cíl, pak je hodnota π_{below} nula. Celkově je z grafu 1 patrné, že predikce inflace na 4 čtvrtletí dopředu byla častěji níže než (modelový) inflační cíl.

Vzhledem k tomu, že predikce v tranzitivních ekonomikách mohou být více nejisté než ve více stabilním makroekonomickém prostředí, je zde rovněž zajímavé poznamenat, jakou roli hraje nejistota v měnověpolitickém rozhodování. Brainard (1967) argumentuje, že větší nejistota v prognóze je spíše argumentem pro obezřetnou měnovou politiku s vyšším vyhlazováním sazeb. Na druhé straně, Srour (1999) prezentuje model, kde ukazuje, že pokud je několik nejistých parametrů v prognostickém aparátu, nelze říci, zda reakce měnové politiky by měla být více agresivní nebo obezřetná. Více o vztahu nejistoty a měnové politiky, viz Šmídková (2003).

Někteří ostatní autoři odhadují podobná pravidla a modelují Taylorovo pravidlo asymetrické buď v inflaci (např. Dolado et al., 2004, Bec et al., 2002), nebo v outputu, nebo v obou veličinách zároveň (např. Surico, 2007, Boinet a Martin, 2008). Někteří autoři zachycují asymetrii přidáním např. proměnné umocněné na druhou (např. Dolado et al. 2004), nebo předpokládají, že se koeficienty v měnověpolitickém pravidle mohou lišit v závislosti na nějaké prahové hodnotě, např. zda ekonomický růst je pozitivní nebo negativní, (Surico, 2007, Boinet a Martin, 2008, Bec et al. 2002).

Asi nejvíce obdobné metodologii použité v tomto článku jsou příspěvky Davradakis a Taylor (2006), Bec et al. (2006) a Gredig (2007). Lze ukázat, že empirická metodologie v tomto příspěvku je speciálním případem Davradakis a Taylor (2006). Davradakis a Taylor (2006) modelují Taylorovo pravidlo s třemi režimy. Zaprvé, pokud je inflace blízko cíli, předpokládají, že sazby se nemění. Zadruhé, v případě, že inflace je dostatečně nad cílem, centrální banka zvyšuje sazby. Zatřetí, v případě, že inflace je dostatečně pod cílem, centrální banka snižuje sazby. Oproti Davradakis a Taylor (2006) naše pravidlo nezahrnuje první režim (tj. sazby se nemění, pokud je inflace blízko cíle) a uvažuje pouze dva zbylé režimy. Je třeba poznamenat, že Davradakis a Taylor (2006) používají data z Velké Británie a jejich počet pozorování je třikrát až šestkrát vyšší, což

umožňuje pokusit se identifikovat více režimů. Podobnost naší metodologie vůči Bec et al. (2002) spočívá zejména v předpokladu známé prahové hodnoty (Bec et al., 2006, předpokládají, zda je ekonomika v recesi nebo ne, naše prahová hodnota /threshold/ je, zda je predikce inflace nad nebo pod cílem). Gredig (2007) odhaduje asymetrické Taylorovo pravidlo, které je do velké míry identické s naší metodologií, s tím rozdílem, že zatímco naše metodologie umožňuje asymetrickou reakci vůči inflaci, Gredigův model umožňuje asymetrickou reakci vůči inflaci, mezeře výstupu i míře vyhlazování sazeb (v případě, že by nebyla umožněna asymetrická reakce pro mezeru výstupu a míru vyhlazování sazeb, oba modely by byly téměř identické). Gredig (2007) odhaduje toto pravidlo pro Chile na základě měsíčních dat 1991-2007 (nevýhodou tohoto přístupu je pochopitelně konstrukce mezery výstupu na měsíční frekvenci, ačkoliv HDP data jsou dostupná pouze na čtvrtletní frekvenci).

Rovnice (1) je odhadnuta metodou nejmenších čtverců. Obecně metodu nejmenších čtverců lze použít, pokud vysvětlující proměnné nejsou endogenní. V opačném případě parametry založené na odhadu metodou nejmenších čtverců nejsou konsistentní. Pro Taylorova pravidla pak lze použít nejmenší čtverce, pokud hodnoty vysvětlujících proměnných jsou známé již před měnovězpolitickým zasedáním (tj. predikce inflace a mezery výstupu v reálném čase, zpožděné sazby) nebo pokud je vysvětlující proměnná exogenní (zahraniční sazby pro malou otevřenou ekonomiku), viz Orphanides (2001). Proměnná mezera výstupu bohužel není k dispozici v reálném čase (její pravidelné reportování bylo zahájeno až v polovině roku 2002 se zavedením QPM), a proto stejně jako měnový kurz může být endogenní. Vzhledem k tomu, že metody instrumentálních proměnných jsou známé svojí vychýleností s malými vzorky dat (viz např. Ramalho, 2005), je v odhadech použita mezeru výstupu a měnový kurz zpožděný o jedno pozorování.

Alternativním způsobem vyhodnocení asymetrie měnové politiky může být analýza, jak reaguje měnová politika na prognózy sazeb a nakolik je reakce měnové politiky rozdílná dle toho, zda prognóza sazeb oproti minulé prognóze směřuje výše nebo níže (tj. zda je dopad přehodnocení sazeb symetrický). Proto odhadujeme rovnici (2), která testuje, zda reakce měnové politiky závisí na směru přehodnocení výše sazeb (směrem k vyšším nebo nižším sazbám):

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \beta_1 i_{above} + \beta_2 i_{below} + \varepsilon_t \qquad (2)$$

kde i_t označuje 3M PRIBOR. i_{above} je definována jako: $i_{above} = i^f_{t/t+i}$, pokud $i^f_{t/t+i} > i^f_{t-1/t+i-1}$, jinak $i_{above} = 0$. Prognóza sazeb v čase *t* na *i* čtvrtletí vpřed je označena jako $i^f_{t/t+i}$ (v naší analýze se *i* rovná buď 1Q nebo 4Q). Obdobně i_{below} je definována následovně: $i_{below} = i^f_{t/t+i}$, pokud $i^f_{t/t+i} < i^f_{t-1/t+i-1}$, jinak $i_{below} = 0$. Jedná se tedy o jednoduchý rozklad prognóz sazeb na dvě složky, které zachycují směr přehodnocení sazeb. Sečteme-li $i_{above} + i_{below}$, dostaneme zpět časovou řadu prognóz sazeb, $i^f_{t/t+i}$. Rovnice (2) je odhadnuta metodou nejmenších čtverců, jelikož všechny vysvětlující proměnné jsou již známé před měnovězpolitickým zasedáním.

3. VÝSLEDKY

Výsledky odhadů měnovězpolitického pravidla lze nalézt v tabulce 1. Koeficient u proměnné π_{above} je ve všech 4 specifikacích větší než koeficient u proměnné π_{above} a mimo jedné specifikace zamítáme nulovou hypotézu rovnosti koeficientů ($\beta_1 = \beta_2$) těchto proměnných. Výsledky tedy naznačují, že reakce měnové politiky byla agresivnější, pokud predikce inflace směřovala nad cíl, než když predikce mířila pod cíl.

Tabulka 1: Odhady nelineárního měnovězpolitického pravidla, 1998-2007

Reaguje ČNB sazbami více, pokud je predikce inflace nad cílem, než pokud je predikce pod cílem (tj. je koeficient u π_{above} vyšší než koeficient u π_{below})?

	(1)	(2)	(3)	(4)
3M PRIBOR (t-1)	0,50*	0,80***	0,71***	0,46
	[0,27]	[0,05]	[0,30]	[0,30]
α	3,28***	2,99***	-22,7***	-0,21
	[0,89]	[0,69]	[4,95]	[1,19]
π_{above}	4,69***	2,58***	2,41***	4,35***
	[0,84]	[0,57]	[0,38]	[0,71]
π_{below}	0,47	1,13*	0,82**	0,61
	[0,73]	[0,92]	[0,633]	[0,68]
Mezera výstupu (t-1)		-0,22		
		[0,25]		
Měnový kurz (t-1)			0,51***	
			[0,07]	
1Y EURIBOR				1,02**
				[0,40]
$\beta_1 = \beta_2$ [F-statistika]	33,3***	1,78	7,02**	41,8***
[p-hodnota]	[0,00]	[0,18]	[0,00]	[0,00]
Počet pozorování	39	39	39	39
Adj. R^2	0,60	0,66	0,97	0,61

*Poznámka: Standardní odchylky robustní vůči autokorelaci a heteroskedasticitě jsou v závorkách pod odhadnutým parametrem. *, **, *** označuje signifikanci na 10%, 5% a 1% hladině významnosti. V dolní části tabulky testujeme nulovou hypotézu $\beta_1 = \beta_2$, tj. zda je měnová politika symetrická.*

Jak je patrné z tabulky 1, citlivost výsledků je posouzena zahrnutím dalších vysvětlujících proměnných (kurz, mezera výstupu a zahraniční sazby). Mezera výstupu není signifikantní. Dle výsledků v sloupci (3) je apreciace kurzu spojena s nižšími sazbami. Obdobně nižší zahraniční sazby přispívají k nižším domácím sazbám. Statistickou významnost posledních dvou jmenovaných proměnných pochopitelně nelze interpretovat tak, že by měnová politika ČNB přímo reagovala na

vývoj kurzu a zahraničních sazeb, ale spíše tak, že tyto proměnné významně ovlivňovaly predikci inflace, která vstupuje do testované reakční funkce ČNB. Politicky neutrální sazba (koeficient α v sloupci 1 a 2) se pohybuje okolo 3 %, což je hodnota přibližně v souladu s hodnotami v QPM a i s odhady v práci Horváth (2008). Odhadnutá míra vyhlazování sazeb mezi 0,5-0,8 je vůči QPM a odhadům v práci Horváth (2008), který udává hodnoty okolo 0,4, mírně vyšší.

Tabulka 2: Odhady nelineárního měnovězpolitického pravidla, 1998-2007, citlivostní analýza (predikční horizont 1Q místo 4Q)

Reaguje ČNB sazbami více, pokud je predikce inflace nad cílem, než pokud je predikce pod cílem (tj. je koeficient u π_{above} vyšší než koeficient u π_{below})?

	(1)	(2)	(3)	(4)
3M PRIBOR (t-1)	0,34*	0,75***	0,66***	0,29
	[0,21]	[0,06]	[0,06]	[0,21]
α	3,12***	3,19***	-8,05**	-0,54
	[0,55]	[0,51]	[3,46]	[0,70]
π_{above}	3,37***	2,00***	1,72***	3,20***
	[0,56]	[0,26]	[0,13]	[0,50]
π_{below}	0,24	0,26	0,32**	0,41
	[0,33]	[0,44]	[0,12]	[0,27]
Mezera výstupu (t-1)		-0,03		
		[0,17]		
Měnový kurz (t-1)			0,36***	
			[0,11]	
1Y EURIBOR				1,02***
				[0,19]
$\beta_1 = \beta_2$ [F-statistika]	30,5***	14,1***	43,5***	38,2***
[p-hodnota]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Počet pozorování	39	39	39	39
Adj. R^2	0,83	0,98	0,98	0,86

*Poznámka: Standardní odchylky robustní vůči autokorelaci a heteroskedasticitě jsou v závorkách pod odhadnutým parametrem. *, **, *** označuje signifikanci na 10%, 5% a 1% hladině významnosti. V dolní části tabulky testujeme nulovou hypotézu $\beta_1 = \beta_2$, tj. zda je měnová politika symetrická.*

Jako dodatečnou citlivostní analýzu prezentujeme v tabulce 2 odhady pravidel s predikcí inflace na 1 čtvrtletí vpřed (místo 4 čtvrtletí). Jak je patrné, naše závěry ohledně asymetrie měnové politiky touto změnou predikčního horizontu nejsou ovlivněny. Provedení této citlivostní analýzy je relevantní zejména z důvodu přechodu od podmíněné prognózy k nepodmíněné v roce 2002. Lze předpokládat, že výsledné predikce inflace na 1 čtvrtletí byly tímto přechodem ovlivněny mnohem méně než predikce na 4 čtvrtletí (krátkodobá predikce nemá vestavěnou reakci měnové politiky,

která by přispívala k návratu inflace zpět k cíli). Navíc pokud porovnáme adj. R^2 pro pravidlo s predikcí 4Q vs. 1Q (viz tabulky 1 a 2), vidíme, že adj. R^2 je vyšší pro pravidlo s 1Q. Proto je pravidlo s predikcí na 1Q patrně legitimní citlivostní analýzou.

V této souvislosti se nabízí rovněž hypotéza, zda se asymetrie politiky mění v čase, tj. zda ČNB mohla vnímat riziko neukotvení inflačních očekávání jako relevantní spíše po zavedení režimu inflačního cílování než v současnosti. Případné změny v asymetrii se pokusíme vyhodnotit tak, že budeme v sledovaném vzorku dat ubírat vždy první 4 pozorování (tedy provádíme regrese s daty 1998-2007, 1999-2007, 2000-2007, 2001-2007 a 2002-2007)[6] a rovněž provedeme odhad s daty z let 1998-2002. Pro tuto otázku volíme odhad velmi jednoduchého měnovězpolitického pravidla (kvůli nízkému počtu pozorování):

$$i_t = \alpha + \beta_1 \pi_{above} + \beta_2 \pi_{below} + \nu_t \qquad (2)$$

Toto pravidlo tedy předpokládá, že centrální banka reaguje explicitně pouze na vývoj inflace. Ačkoliv se na první pohled toto pravidlo může zdát zjednodušené, je třeba si uvědomit, že absence dalších makroekonomických veličin nemusí nutně znamenat, že jsou ignorovány. Tyto veličiny vstupují do pravidla alespoň nepřímo, jelikož ovlivňují predikci inflace (Taylor, 2001). Výhodou tohoto pravidla je pochopitelně nenáročnost na počet odhadovaných parametrů, nevýhodou může být slabší vztah k skutečnému provádění měnové politiky (např. chybějící vyhlazování sazeb).[7]

Výsledky odhadů tohoto měnovězpolitického pravidla z rovnice (2) jsou prezentovány v tabulce 3. Statisticky významnou asymetrii pozorujeme pouze s daty 1998-2007, pokud vynecháme první rok časových řad, asymetrii dále není možné identifikovat. Pro dodatečné vyhodnocení citlivosti výsledků odhadujeme rovněž dané měnovězpolitické pravidlo s daty 1998-2002, které potvrzuje, že asymetrii měnové politiky lze pozorovat pouze v období těsně po přijetí inflačního cílování. Taktéž výsledné hodnoty R^2 ukazují, že asymetrie byla přítomna pouze v prvních letech inflačního cílování. Zatímco pro odhady na základě dat z let 1998-2002 a 1998-2007 je R^2 relativně vysoké, pro ostatní specifikace hodnota R^2 výrazně klesá. To značí, že naše nelineární/asymetrické měnovězpolitické pravidlo vystihuje chování veličin relativně dobře na datech z počátku inflačního cílování, zatímco poté je „fit" měnovězpolitického pravidla horší. Vzhledem k nízkému počtu pozorování panuje pochopitelně nejistota o robustnosti výsledků, nicméně lze shrnout, že asymetrické zacházení s inflačním cílem je relevantní pouze v počátečním období po přijetí inflačního cílování (cca 1998-2002).

Výsledky v tabulce 3 taktéž uvádějí odhady politicky neutrální sazby (koeficient α). Tato sazba se pohybovala mírně pod 3 % v případě využití dat z let 1998-2007. V případě dat pouze z let 1998-2002 výsledky indikují vyšší hodnotu sazby, a to okolo 6,3 %. Tento očividný pokles politicky neutrální sazby v čase je v souladu s odhady v QPM a Horváth (2008), kde jsou využívány jiné metody ke stanovení politicky neutrální sazby.

[6] Alternativně byly vyzkoušeny i tzv. rekursivní odhady parametrů měnovězpolitického pravidla, nicméně standardní chyby odhadů byly natolik vysoké, že případnou asymetrii v čase nebylo možné vyhodnotit. Totéž platí, i pokud byl odhadnut tzv. model s časově-proměnlivými parametry.

[7] I když v literatuře existuje živá diskuze o tom, jak velký je rozsah vyhlazování sazeb. Několik autorů z Fedu (např. Rudebush, 2006) v nedávné době zdůraznili, že rozsah vyhlazování je nízký a že mnohé empirické přístupy rozsah vyhlazování nadhodnocují.

Tabulka 3: Odhady zjednodušeného měnovězpolitického pravidla: Asymetrie v čase?

Reaguje ČNB sazbami více, pokud je predikce inflace nad cílem, než pokud je predikce pod cílem (tj. je koeficient u π_{above} vyšší než koeficient u π_{below})?

Časové období	1998-2007	1999-2007	2000-2007	2001-2007	2002-2007	1998-2002
α	2,40***	2,54***	2,91***	2,77***	2,18***	6,33***
	[0,76]	[0,64]	[0,64]	[0,50]	[0,13]	[1,67]
π_{above}	4,58***	0,75	0,21	0,42	0,77***	3,49***
	[0,56]	[0,70]	[0,59]	[0,40]	[0,20]	[0,73]
π_{below}	1,48**	1,19**	0,43	0,18	0,39**	0,38
	[0,64]	[0,59]	[0,41]	[0,26]	[0,16]	[1,04]
$\beta_1 = \beta_2$ [F-statistika]	11,6***	0,67	0,16	0,37	1,79	18,5***
[p-hodnota]	[0,00]	[0,41]	[0,69]	[0,55]	[0,19]	[0,00]
Počet pozorování	39	35	31	27	23	20
Adj. R^2	0,48	0,23	0,05	0,01	0,11	0,56

*Poznámka: Standardní odchylky robustní vůči autokorelaci a heteroskedasticitě jsou v závorkách pod odhadnutým parametrem. *, **, *** označuje signifikanci na 10%, 5% a 1% hladině významnosti. V dolní části tabulky testujeme nulovou hypotézu $\beta_1 = \beta_2$, tj. zda je měnová politika symetrická.*

Tabulka 4: Asymetrická měnová politika v závislosti na směru přehodnocení prognóz sazeb?, 2002-2007

	(1)	(2)	(3)	(4)
i_t		0,18*		0,55***
		[0,10]		[0,06]
i_{above}	0,94***	0,78***	0,39***	0,31***
	[0,06]	[0,11]	[0,07]	[0,11]
i_{below}	1,01***	0,80***	0,49***	0,32***
	[0,06]	[0,13]	[0,08]	[0,13]
$\beta_1 = \beta_2$ [F-statistika]	5,51**	0,65	4,88**	0,21
[p-hodnota]	[0,03]	[0,43]	[0,04]	[0,65]
Počet pozorování	21	21	21	21
Adj. R^2	0,90	0,92	0,57	0,93

*Poznámka: Standardní odchylky robustní vůči autokorelaci a heteroskedasticitě jsou v závorkách pod odhadnutým parametrem. *, **, *** označuje signifikanci na 10%, 5% a 1% hladině významnosti. V dolní části tabulky testujeme nulovou hypotézu $\beta_1 = \beta_2$, tj. zda je měnová politika symetrická. V sloupci (1) a (2) je prognóza sazeb na horizontu 1Q, v sloupci (3) a (4) na horizontu 4Q.*

Odhad rovnice (2), který posuzuje případné asymetrické zacházení s predikcemi sazeb, je prezentován v tabulce 4. Pro posouzení citlivosti výsledků prezentujeme čtyři základní specifikace rovnice (2), které se liší v závislosti na tom, zda zahrnujeme zpožděnou hodnotu sazeb (i_{t-1}), a podle predikčního horizontu prognóz sazeb (1Q vs. 4Q). Výsledky spíše podporují hypotézu symetrického zacházení s prognózami sazeb, i když ve dvou specifikacích je patrné, že pro měnovou politiku mělo větší význam, pokud prognóza sazeb byla přehodnocena směrem k nižším sazbám než opačným směrem. I když je rozdíl mezi koeficienty zachycující efekt směru přehodnocení sazeb statisticky signifikantní (viz test rovnosti $\beta_1 = \beta_2$ v tabulce 1, sloupce 1 a 3), z ekonomického hlediska je zřejmě marginální. Navíc pokud zahrneme i zpožděné sazby, ani ze statistického hlediska není nalezena rozdílná reakce na přehodnocení sazeb. Lze tedy shrnout, že reakce měnové politiky na směr přehodnocení prognózy sazeb je patrně symetrická, což podporuje naše předchozí závěry, že v letech 2002-2007 bylo zacházení s inflačním cílem symetrické.

4. ZÁVĚR

Tento článek se zabývá otázkou asymetrického zacházení s inflačním cílem. Případnou asymetrii vyhodnocujeme kvantitativně odhadem měnovězpolitického pravidla. Odhady měnovězpolitického pravidla naznačují, že po zavedení inflačního cílování ČNB reagovala agresivněji na predikci inflace směřující nad cíl. Tato asymetrie ovšem mizí, pokud provedeme odhady měnovězpolitického pravidla pouze na základě současnějších dat (cca 2002-2007). Lze se tedy domnívat, že v posledních několika letech bylo zacházení s inflačním cílem symetrické.

REFERENCE

BEC, F., BEN SALEM, M., A F. COLLARD (2002): "Asymmetries in monetary policy reaction function: Evidence for U.S., French and German central banks," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 6(2), Article 3.

BOINET, V. A C. MARTIN (2008): "Targets, zones, and asymmetries: a flexible nonlinear model of recent UK monetary policy," *Oxford Economic Papers*, forthcoming.

BRAINARD, W. C. (1967): "Uncertainty and the effectiveness of policy," *American Economic Review* 57 (3): 411-25.

CLARIDA, R., GALI, J. A M. GERTLER (1998): "Monetary policy rules in practice: Some international evidence," *European Economic Review* 42, 1033-1067.

COATS, W., LAXTON, D., A D. ROSE (Eds.) (2003): The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System, Czech National Bank, www.cnb.cz.

CUKIERMAN, A. A V. MUSCATELLI (2008): "Non-linear Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: Evidence from the United Kingdom and the United States," *Contributions to Macroeconomics*, 8 (1), Article 7.

DOLADO, J., MARIA-DOLORES, R. A F. RUGE-MURCIA (2004): "Nonlinear monetary policy rules: Some new evidence for the US," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 8(3), Article 2.

GREDIG, F. (2007): "Asymmetric monetary policy rules and the achievement of the inflation target: The case of Chile," Central Bank of Chile, Working Paper, No. 451.

HORVÁTH, R. (2008): "The time-varying policy neutral rate in real time: A predictor for future inflation?, *Economic Modelling*, v tisku.

PETERSEN, K. (2007): "Does Federal Reserve follow a nonlinear Taylor rule?, University of Connecticut, Working Paper, No. 37-2007.

PODPIERA, J. (2008): "The role of ad hoc factors in policy rate settings," *Economic Modelling*, v tisku.

RAMALHO, J. (2005): "Small Sample Bias of Alternative Estimation Methods for Moment Condition Models: Monte Carlo Evidence for Covariance Structures," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 9(1), Article 3.

RUDEBUSCH, G. (2006): "Monetary policy inertia: Fact or fiction?, *International Journal of Central Banking* 2(4), 85-136.

SITUAČNÍ ZPRÁVY: http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/br_zapisy_z_jednani.

SROUR G. (1999): "Inflation targeting under uncertainty," Bank of Canada, Technical Report No. 85.

SURICO, P. (2007): "The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences," *Journal of Economic Dynamics and Control* 31, 305-324.

ŠMÍDKOVÁ, K. (2003): "Targeting inflation under uncertainty: Policy makers' perspective," Czech National Bank Research and Policy Note, No. 2.

TAYLOR, J. (2001): "The Role of Exchange Rate in Monetary-Policy Rules," *American Economic Review* 91, 263-267.

TAYLOR, M. A E. DAVRADAKIS (2006): "Interest rate setting and inflation targeting: Evidence of non-linear Taylor rule for the United Kingdom," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 10(4), Article 1.

PŘÍLOHA: ODVOZENÍ MĚNOVĚPOLITICKÉHO PRAVIDLA [8]

Počátečním bodem pro formální odvození měnověpolitických pravidel je přijatelný předpoklad, že centrální banka stanovuje nominální úrokové sazby v souladu se stavem ekonomiky, jak je zachyceno v rovnici (1):

$$i_t^* = \alpha + \beta\left(E\left\{\pi_{t+i}|\Omega_t\right\} - \pi_{t+i}^*\right) + \gamma E\left\{x_t|\Omega_t\right\} \qquad (3)$$

i_t^* označuje cílovou úrokovou míru, α je politicky neutrální sazba, π_{t+i} představuje predikci meziroční míry inflace centrální banky *i* období napřed, π_{t+i}^* je inflační cíl centrální banky, x_t reprezentuje mezeru výstupu, $E(.)$ je expektační operátor a Ω_t je informační množina, které je k dispozici v čase měnověpolitického rozhodování. Proto rovnice (1) pojí cílovou nominální úrokovou míru ke konstantě (tj. úroková míra – politicky neutrální sazba, která nastane, pokud očekávaná inflace je na cíli a mezera výstupu je nulová), rozdílu mezi očekávanou inflací a inflačním cílem a mezerou výstupu.

Nicméně je často argumentováno, že rovnice (3) je příliš restriktivní, jelikož nepočítá s vyhlazováním sazeb. Clarida *et al.* (1998) předpokládají, že centrální banka přizpůsobuje úrokové míry k cílové hodnotě postupně z několika důvodů. Například centrální banka může mít obavy o finanční stabilitu při větších úrokových změnách nebo je často zdůrazňována i nejistota ohledně dopadů úrokových změn na reálnou ekonomiku.

Místo explicitního zahrnutí všech případně relevantních faktorů vyhlazování sazeb Clarida *et al.* (1998) pro jednoduchost předpokládají, že skutečná měnověpolitická sazba je kombinací své zpožděné a cílové hodnoty, jak zachycuje rovnice (4).

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho) i_t^* + \nu_t \qquad (4),$$

kde $\rho \in [0,1]$. V souladu s Clarida *et al.* (1998) substituujeme rovnici (4) do (3) a eliminujeme nepozorovatelné predikční proměnné a tím získáváme rovnici (5):

$$r_t = (1-\rho)\left[\alpha + \beta\left(\pi_{t+i} - \pi_{t+i}^*\right) + \gamma x_t\right] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

Je zajímavé poznamenat, že ε_t je kombinací chyb predikce, a tak je ortogonální vůči všem dostupným informacím v čase *t* (Ω_t). Vzhledem k tomu, že rovnici (5) neodhadujeme GMM, ale metodou OLS, ponecháváme místo skutečné budoucí inflace její predikci. Standardní tvar měnověpolitického pravidla je tedy následovní:

[8] Dodatečné informace k problematice odvozování měnověpolitických pravidel lze nalézt např. v Horváth (2008) a Podpiera (2008).

$$i_t = (1-\rho)\left[\alpha + \beta\left(\pi^f_{t+i} - \pi^*_{t+i}\right) + \gamma x_t\right] + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (6)$$

kde i_t je 3M PRIBOR, α je politicky neutrální sazba, π^f_{t+i} představuje predikci meziroční míry inflace centrální banky *i* období napřed, π^*_{t+i} je inflační cíl centrální banky, x_t reprezentuje mezeru výstupu a ε_t označuje reziduum. Označme $k = \left(\pi^f_{t+i} - \pi^*_{t+i}\right)$. Definujme π_{above} jako: $\pi_{above} = \pi^f_{t/t+i} - \pi^*_t$, pokud $\pi^f_{t/t+i} > \pi^*_t$, jinak $\pi_{above} = 0$ a $\pi_{below} = -(\pi^f_{t/t+i} - \pi^*_t)$, pokud $\pi^f_{t/t+i} < \pi^*_t$, jinak $\pi_{below} = 0$. Pak k lze rozložit na 2 členy, π_{above} a π_{below}, následujícím způsobem: $k = \pi_{above} - \pi_{below}$. Pokud je měnová politika symetrická, platí, že $\beta k = \beta_1 \pi_{above} + \beta_2 \pi_{below}$ (tj. $\beta_1 = \beta_2 = \beta$). Jednoduchým testem asymetrie je pak otestovat, zda $\beta_1 = \beta_2$.