



národní
úložiště
šedé
literatury

Vyhodnocení plnění inflačních cílů ČNB v letech 1998-2007

Česká národní banka
2008

Dostupný z <http://www.nusl.cz/ntk/nusl-123875>

Dílo je chráněno podle autorského zákona č. 121/2000 Sb.

Tento dokument byl stažen z Národního úložiště šedé literatury (NUŠL).

Datum stažení: 19.04.2024

Další dokumenty můžete najít prostřednictvím vyhledávacího rozhraní nusl.cz .

VYHODNOCENÍ PLNĚNÍ INFLAČNÍCH CÍLŮ
ČNB V LETECH 1998–2007

**VYHODNOCENÍ PLNĚNÍ INFLAČNÍCH CÍLŮ ČNB
V LETECH 1998–2007**

EDITOR: KATEŘINA ŠMÍDKOVÁ

Česká národní banka
Praha

OBSAH

ÚVODNÍ SLOVO GUVERNÉRA	7		
ÚVOD EDITORA	9		
1. VYHODNOCENÍ PLNĚNÍ INFLAČNÍCH CÍLŮ ČNB V LETECH 1998–2007	10		
Kateřina Šmídková			
Vznik sborníku o plnění inflačních cílů	11		
Potenciální faktory ovlivňující odchylky inflace od cíle	11		
Zaměření jednotlivých příspěvků sborníku	11		
Faktory stojící za odchylkami inflace od inflačních cílů	14		
Několik poznámek závěrem	16		
Reference	16		
2. ZÁKLADNÍ CHARAKTERISTIKY INFLAČNÍHO CÍLOVÁNÍ V ČESKÉ REPUBLICĚ	18		
Juraj Antal, Michal Hlaváček, Tomáš Holub			
Úvod	19		
Makroekonomický vývoj a plnění cíle v posledních 10 letech	20		
Rozsah neplnění cíle a jeho vývoj v čase	21		
Mezinárodní srovnání	25		
Závěr	31		
Reference	31		
3. JEDNODUCHÝ, MODELOVĚ NEZÁVISLÝ ROZKLAD PŘÍČIN NEPLNĚNÍ VYHLÁŠENÉHO INFLAČNÍHO CÍLE	33		
Michal Skořepa			
Úvod	34		
Zkoumané období	34		
Hypotézy	36		
Použitá metoda	36		
Výsledky	40		
Závěr	42		
Reference	43		
4. PŘÍČINY ODCHYLEK INFLACE OD CÍLŮ ČNB – EMPIRICKÁ ANALÝZA	44		
Tomáš Holub			
Úvod	45		
Přehled literatury a jednoduché statistické testy	45		
Odhad VAR modelů	47		
Závěr	51		
Reference	52		
5. VYCHÝLENOST PREDIKCÍ A PODSTŘELOVÁNÍ INFLAČNÍHO CÍLE	53		
Juraj Antal, Michal Hlaváček, Roman Horváth			
Úvod	54		
Přehled analýz hodnocení predikčního aparátu zahraničních centrálních bank	55		
Distribuce chyb predikcí celkové, čisté a korigované inflace, 1998-2007	57		
Rozložení odchylek predikce inflace do jednotlivých cenových okruhů	61		
Distribuce chyb predikcí z QPM, 2002Q2-2007Q3	63		
Přispěly k podstřelování cíle chyby predikce exogenních veličin?	68		
Závěr	70		
Reference	71		
Příloha: Histogramy chyb predikcí, horizont 1Q, 2002-2007	72		
6. CHYBY V PREDIKCÍCH INFLACE V ČESKÉ REPUBLICĚ: EVIDENCE Z PANELU INSTITUCÍ	73		
Jan Babecký, Jiří Podpiera			
Úvod	74		
Metodologie	75		
Výsledky	77		
Závěr	80		
Reference	81		
7. VYHODNOCENÍ KVALITY A ÚSPĚŠNOSTI PROGNÓZ – HISTORICKÝ PŘEHLED	82		
Zuzana Antoničová, Karel Musil, Luboš Růžička, Jan Vlček			
Úvod	83		
Shrnutí výsledků	83		
Hodnocení naplnění historických prognóz	84		
Příloha 1: Východiska a metodologie	90		
Příloha 2: Odchylky prognóz od skutečnosti	93		
Reference	97		
8. HISTORIE INFLAČNÍHO CÍLOVÁNÍ V ČESKÉ REPUBLICĚ OPTIKOU DYNAMICKÉHO MODELU VŠEOBECNÉ ROVNOVÁHY	98		
Jarek Hurník, Ondra Kameník, Jan Vlček			
Úvod	99		
Ekonomický model a metoda odhadu	100		
Základní dekompozice měnové politiky	105		
Inflační cíl jako nepozorovaná veličina	109		
Závěr	110		
Reference	111		

9.	ASYMETRICKÉ ZACHÁZENÍ S INFLAČNÍM CÍLEM?	112
	Roman Horváth	
	Úvod	113
	Popis dat a modelu	113
	Výsledky	117
	Závěr	121
	Reference	121
	Příloha: Odvození měnověpolitického pravidla	123
10.	PŘÍČINY PODSTŘELOVÁNÍ CÍLE: ROLE INFLAČNÍCH OČEKÁVÁNÍ	125
	Roman Horváth	
	Úvod	126
	Popis ekonometrického modelu	127
	Výsledky	129
	Závěr	134
	Reference	135
	Příloha: Dodatečné impulsní odezvy	136

ÚVODNÍ SLOVO GUVERNÉRA

Česká národní banka (ČNB) zavedla režim cílování inflace v roce 1998. Zavedení cílování inflace bylo významným krokem v historii české měnové politiky i v mezinárodní historii cílování inflace, protože ČNB začala tuto strategii uplatňovat jako první centrální banka v transformující se ekonomice. Cílování inflace bylo navíc zavedeno po předchozí kurzové turbulenci v období relativně vysoké inflace, která dosahovala dvouciferných hodnot, a proto bylo v počátečních fázích zaměřeno na snižování inflace. S ohledem na potřebu snížení inflace byly stanoveny první inflační cíle ČNB jako klesající.

Od počáteční fáze uběhlo již deset let. V současné fázi cílování inflace realizuje ČNB standardní cílování inflace s horizontálním cílem, které plně odpovídá této strategii uplatňované v rozvinutých tržních ekonomikách. ČNB se během deseti let zařadila mezi nejtransparentnější centrální banky světa a stala se významným poskytovatelem zahraniční pomoci centrálním bankám v rozvíjejících se ekonomikách, které chtějí na strategii cílování inflace přejít.

Desetileté výročí zavedení cílování inflace se stalo pro ČNB příležitostí ohlédnout se, vyhodnotit dosavadní zkušenost a plnění inflačních cílů. Považuji za důležité podtrhnout, že ve vyhodnocovaném období 1998-2007 byla průměrná výše inflace nízká, podařilo se ukotvit inflační očekávání a ČNB tím přispěla ke stabilnímu makroekonomickému prostředí v české ekonomice

Přestože vnímám strategii cílování inflace jako velmi úspěšnou, stalo se pro mě desetileté výročí podnětem pro zamyšlení o možných zlepšeních. S ohledem na to, že v letech 1998-2007 docházelo k odchylkám inflace od inflačních cílů – a to převážně směrem dolů, požádala bankovní rada ČNB na podzim 2007 vybrané experty, aby vyhodnotili plnění inflačních cílů a faktory, které způsobily odchylky inflace od cílů v jednotlivých fázích cílování inflace. Mezi faktory, o kterých bankovní rada při své diskuzi uvažovala, byly především exogenní šoky tlumící inflaci, specifické vlastnosti prognostického aparátu ČNB, asymetrie rozhodovacího procesu a klesající inflační očekávání.

Na základě zadání bankovní rady vznikl nejdříve interní materiál ČNB, který se po projednání rozhodla bankovní rada ČNB zveřejnit jako sborník. Doufám, že tento sborník bude pro odbornou veřejnost zajímavým nahlédnutím do kuchyně ČNB a že přispěje k dalšímu zvýšení transparency české měnové politiky.



ÚVOD EDITORA

Sborník *Vyhodnocení plnění inflačních cílů ČNB v letech 1998-2007* vznikl na žádost bankovní rady České národní banky. Původní verze příspěvků byly připraveny rozsáhlým autorským týmem jako podklad pro poradu bankovní rady s experty, jejímž záměrem bylo vyhodnotit zkušenost s fungováním strategie cílování inflace a přispět k jejímu zkvalitňování v budoucích letech. Po této interní diskuzi byly příspěvky rozšířeny a oponovány třemi renomovanými experty pro oblast české měnové politiky, dopracovány dle závěrů oponentního řízení a připraveny k publikaci v podobě elektronického sborníku. Vydání sborníku je součástí snahy České národní banky o maximální transparentnost měnové politiky. Příspěvky jednotlivých autorů představují jejich osobní názory a stanoviska, kterými přispěli do interní diskuze o plnění inflačních cílů v letech 1998-2007, a nepředstavují oficiální stanoviska České národní banky.

Ráda bych poděkovala celému autorskému týmu ve složení Juraj Antal, Zuzana Antoničová, Jan Babecký, Michal Hlaváček, Tomáš Holub, Roman Horváth, Jarek Hurník, Ondra Kameník, Karel Musil, Jiří Podpiera, Luboš Růžička, Michal Škořepa, Jan Vlček za výbornou spolupráci a Aleši Bulířovi, Martinu Čihákovi a Viktoru Kotlánovi za oponování celé sady příspěvků. Poděkování dále patří Evě Grénarové za přípravu publikace a Marii Stanzelové za jazykovou korekturu.

Dále bych ráda poděkovala Michalovi Anderlemu, Martinu Cincibuchovi, Janu Fraitovi a Filipu Pertoldovi za cenné připomínky a komentáře, které v průběhu prací na sborníku poskytli autorskému týmu.

Kateřina Šmídková

KAPITOLA 1

VYHODNOCENÍ PLNĚNÍ INFLAČNÍCH CÍLŮ ČNB V LETECH 1998–2007

KATEŘINA ŠMÍDKOVÁ

VZNIK SBORNÍKU O PLNĚNÍ INFLAČNÍCH CÍLŮ

Sborník *Vyhodnocení plnění inflačních cílů ČNB v letech 1998–2007* obsahuje analýzy expertů centrální banky, které vznikly na přelomu let 2007 a 2008 a které se ohlížejí za deseti lety cílování inflace v České národní bance (ČNB). Analýzy byly zaměřeny především na identifikaci faktorů, které v uplynulé dekádě nejvíce odchýlily inflaci od inflačních cílů ČNB, poskytly ale také řadu dalších diskuzních podnětů v podobě mezinárodního srovnání plnění inflačních cílů či institucionálního srovnání prognóz inflace.

Sborník obsahuje devět příspěvků analyzujících ústřední téma s pomocí různých metodologií a pokrývajících tři fáze cílování inflace. V počáteční fázi (1998–2001), která byla zaměřena na dezinflaci, ČNB pracovala s čistě expertním prognostickým systémem (tj. souborem expertních odhadů a úvah doplněným o výpočty dílčích modelů). Ve fázi pokročilého cílování (2002–2004), ve které pokračovala dezinflace, přešla ČNB na nový prognostický systém, jehož centrálním prvkem se stal nový prognostický model (QPM). Ve fázi standardního cílování (2005–2007), pro kterou byl již vyhlášen standardní horizontální cíl, se měnověpolitické dokumenty opíraly o plně rozvinutý prognostický systém s rozšířenou verzí centrálního modelu (QPM+).

Všechny fáze cílování inflace jsou pokryty pouze některými příspěvky, řada příspěvků se zaměřila na pozdější fáze, protože metodologie v nich použité potřebují širší datovou základnu – a ta nebyla pro počáteční fázi k dispozici.

Úvodní kapitola vznikla jako průvodce sborníkem s cílem napomoci čtenáři utvořit si na metodologii nezávislý pohled na faktory, které v jednotlivých fázích cílování odchylovaly inflaci od inflačních cílů ČNB.

POTENCIÁLNÍ FAKTORY OVLIVŇUJÍCÍ ODCHYLKY INFLACE OD CÍLE

S odchylkami inflace od cíle se vyrovnávají všechny centrální banky cílující inflaci. V uplynulé dekádě se inflace u vybraného vzorku centrálních bank odchýlila od cílovaného pásma ve 47 % případů¹. Česká zkušenost s cílováním inflace byla v počáteční a pokročilé fázi cílování odlišná, a proto byla frekvence plnění cílů ve sledované dekádě nižší – 34 % (Tabulka 1). Další českou odlišností byla v první dekádě cílování inflace asymetrie odchylek. Zatímco u vybraného vzorku centrálních bank byla inflace v polovině případů nad cílem a v polovině pod ním, v českém případě bylo možno pozorovat v podstatě pouze odchylky směrem dolů. Tato asymetrie a také vyšší frekvence odchylek od cíle v počáteční a pokročilé fázi cílování inflace byla motivací pro zkoumání faktorů odchylojících inflaci od cíle. Porovnání české zkušenosti ze standardní fáze cílování inflace se zkušeností vzorku centrálních bank ukazuje, že se české cílování inflace mezinárodním standardům vyrovnalo. Ve standardní fázi se inflace se odchýlila od cíle v 50 % případů a navíc letošní rok naznačuje, že také rozložení odchylek kolem cíle může postupně konvergovat k symetrickému rozložení.

¹ Vybraný vzorek zemí je popsán v Kapitole 2. K obdobným závěrům docházejí i jiné studie pracující s jinými vzorky zemí, viz Bulíř, Šmídková, Kotlán and Navrátil (2007).

Tabulka 1: Rozsah podstřelování inflačních cílů

Inflace:	ČR				Vzorek zemí			
	1998–2007	1998–2001	2002–2004	2005–2007	1998–2007	1998–2001	2002–2004	2005–2007
v pásmu	34 %	23 %	33 %	50 %	53 %	56 %	57 %	52 %
pod pásmem	66 %	77 %	67 %	50 %	24 %	25 %	24 %	22 %
nad pásmem	0 %	0 %	0 %	0 %	23 %	19 %	19 %	26 %

Poznámka: V této tabulce je cíl chápán jako celé pásmo. V prvních dvou fázích cílování inflace v ČR toto pojetí odpovídá vyhlášenému cíli, ve fázi standardního cílování je cíl pouze bodový, v tabulce je proto použito vyhlášené toleranční pásmo. Tabulka pracuje se čtvrtletními daty, pro měsíční data by procentuální rozložení vypadalo trochu jinak a vyskytlo by se i několik případů nadstřelení českého inflačního cíle.

Bankovní rada ČNB se na počátku analytických prací dotázala expertů na vliv potenciálních faktorů, které mohly stát za asymetrickými odchylkami inflace od cíle. Jednalo se především o tři faktory: (i) podstřelování cíle mohla způsobit série protiinflačních šoků, (ii) podstřelování mohlo způsobit prognostický systém a (iii) podstřelování mohlo způsobit samotný rozhodovací systém. Vzhledem k tomu, že se v posledních letech cílování inflace často spojuje s „řízením“ inflačních očekávání², byla spolu s těmito třemi faktory také zkoumána role očekávání³. Od počátku analytických prací bylo zřejmé, že interpretace výsledků bude poměrně obtížná. Žádná metodologie nemůže totiž vyhodnotit všechny faktory najednou, a přitom faktory mohou působit na inflační odchylky paralelně a navíc se jejich relativní důležitost může v čase měnit. Autoři jednotlivých příspěvků se tedy většinou zaměřovali na vybrané faktory a vybrané fáze cílování inflace – vždy s ohledem na zvolenou metodologii. K závěrům, které by nebyly závislé na zvolené metodologii, je možno dospět porovnáním závěrů jednotlivých příspěvků o roli jednotlivých faktorů.

ZAMĚŘENÍ JEDNOTLIVÝCH PŘÍSPĚVKŮ SBORNÍKU

První tři příspěvky *Základní charakteristiky inflačního cílování v České republice* (Kap. 2), *Jednoduchý, modelově nezávislý rozklad příčin neplnění vyhlášeného inflačního cíle* (Kap. 3) a *Příčiny odchylek inflace od cílů ČNB – empirická analýza* (Kap. 4) poskytují úvod do problematiky vyhodnocování plnění inflačních cílů ČNB v letech 1998–2007. Protože pracují s relativně jednoduchými metodologiemi, které nejsou datově tak náročné jako modely použité v dalších příspěvcích, mohou pokrýt celé zkoumané období. Závěry těchto příspěvků jsou také – vzhledem k jednoduchosti zvolených metodologií – relativně nezávislé na modelových předpokladech. Tyto dvě přednosti příspěvků (relativní modelová nezávislost a pokrytí celé dekády cílování) jsou vykoupeny omezenou možností rozlišit detailně všechny potenciální faktory. Příspěvky proto rozlišují mezi dvěma hlavními skupinami faktorů – šoky a ostatními faktory. Ze závěrů těchto úvodních příspěvků je zřejmé, že cílování inflace uspělo v procesu dezinflace a zajistilo české ekonomice nízkou inflaci. V uplynulé dekádě lze identifikovat několik epizod výraznějších

odchylek inflace od cíle, které jsou většinou spojeny s protiinflačními šoky – a to globálními i specifickými pro českou ekonomiku. Některé z těchto analýz identifikují také období, kdy došlo k podstřelení cíle, i když protiinflační šoky nebyly výrazné, a naznačují, že v těchto epizodách mohl svou roli hrát také prognostický systém nebo rozhodovací proces. Mezinárodní srovnání ukazuje, že česká zkušenost s plněním inflačních cílů není nijak výjimečná, a naznačuje, že také ostatní transformující se ekonomiky byly zasahovány výraznými šoky.

Následující čtyři příspěvky *Vychýlenost predikcí a podstřelování inflačního cíle* (Kap. 5), *Chyby v predikcích inflace v České republice: Evidence z panelu institucí* (Kap. 6), *Vyhodnocení kvality a úspěšnosti prognóz – historický přehled* (Kap. 7) a *Historie inflačního cílování v České republice optikou dynamického modelu všeobecné rovnováhy* (Kap. 8) pracují se složitějšími metodologiemi, které umožňují detailnější diskuzi jednotlivých faktorů inflačních odchylek. Větší strukturovanost úvah o faktorech inflačních odchylek se projevuje větší datovou náročností, která omezuje některé analýzy pouze na pozdější fáze cílování inflace, a také jistou závislostí závěrů na zvoleném modelu a jeho předpokladech. Obdobně jako první tři příspěvky přisuzují i příspěvky se strukturovanějším pohledem na jednotlivé faktory odchylek inflace od cíle významnou roli šokům – a to bez ohledu na zvolenou metodologii. Svou roli – především v prvních dvou fázích cílování inflace – zřejmě sehrál i prognostický systém ČNB. Protože obdobné odchylky jako prognostický systém ČNB vykazovaly i systémy jiných domácích analytických institucí, zdá se, že role šoků byla dominantní. Modelové analýzy podporují tuto interpretaci s tím, že v některých případech není možné rozlišit, zda šlo o vliv prognostického systému nebo rozhodovacího procesu. Tam, kde je toto rozlišení možné, byla větší role přisuzována prognostickému systému. To proto, že především v pokročilejší fázi cílování se rozhodnutí o měnověpolitických sazbách velmi blížila návrhům expertů založeným právě na prognostickém systému. Pokud rozhodovací proces k odchylkám přispěl, tak spíše příliš malou korekcí prognostického systému.

Dva závěrečné příspěvky *Asymetrické zacházení s inflačním cílem?* (Kap. 9) a *Příčiny podstřelování cíle: Role inflačních očekávání* (Kap. 10) se zaměřují vždy na jeden konkrétní potenciální faktor inflačních odchylek. Oba faktory – asymetrie rozhodovacího procesu i role očekávání – se totiž obtížně analyzují pomocí metodologií, které byly použity ve čtyřech předchozích příspěvcích. Tyto doplňující analýzy ukazují, že rozhodovací proces mohl přispět k podstřelování inflačních cílů svou asymetrií v počáteční fázi cílování. ČNB v této fázi pracovala se dvěma typy cílů (krátkodobé, střednědobé)⁴ a mohla tedy pokles inflace pod krátkodobý cíl v prostředí globálních deflačních šoků chápat jako rychlejší nenákladné dosažení cíle střednědobého (tj. provádět oportunistickou dezinflaci). Případně se ČNB mohla obávat, že snížení sazeb, které by bylo nutné k vykompenzování vlivu deflačních šoků, by vyvolalo znehodnocení koruny, což by v době, kdy kurzové turbulence byly pouze nedávnou historií⁵, ohrozilo věrohodnost nové strategie⁶. Je zřejmé, že česká měnová politika ukotvila inflační očekávání⁷, empirické výsledky ale neukazují, že by inflační očekávání byla primárním faktorem inflačních odchylek. Protiinflační šoky se ale do očekávání promítaly relativně významně, a tak očekávání mohla sehrát v podstřelování inflačních cílů jistou sekundární roli.

² Kredibilní měnová politika může jako doplňující nástroj k měnověpolitickým sazbám používat komunikaci a řídit inflační očekávání přímo, viz Eusepi and Preston (2007).

³ Tyto faktory byly v průběhu analytických prací označovány také jako pracovní hypotézy a některé jsou v příspěvcích přímo testovány. Pracovních hypotéz byly pojmenovány takto: (i) hypotéza překvapované centrální banky, (ii) hypotéza vychýlené mušky, (iii) hypotéza asymetricky chápaného cíle a (iv) hypotéza příliš kredibilního cíle.

⁴ V počáteční fázi cílování inflace byly vyhlášeny roční a tříleté inflační cíle, viz Šmídková and Hrnčíř (1998).

⁵ Mezinárodní měnový fond v té době upozorňoval, že strategie založená na důvěře budované vlastními silami (nikoli dovezené pomocí fixace kurzu) nemusí v českých podmínkách uspět, viz IMF (1998).

⁶ O nutnosti zachovat důvěru v měnovou politiku se hovořilo na jednání bankovní rady například v březnu 1998, viz ČNB (1998).

⁷ Empirické analýzy dokládají, že cílování inflace ukotvilo v české ekonomice očekávání, ačkoli odchylky inflace od cíle byly poměrně časté, viz Holub and Humík (2008).

FAKTORY STOJÍCÍ ZA ODCHYLKAMI INFLACE OD INFLAČNÍCH CÍLŮ

Ačkoli se jednotlivé příspěvky metodologicky odlišují, je možné vytvořit si na jejich základě přehled nejčastěji identifikovaných faktorů, které stály za asymetrickými odchylkami inflace od cíle (Tabulka 2)⁸. Z tohoto přehledu jsou patrné dva závěry: (i) podstřelování inflačních cílů v letech 1998–2007 nelze spojit pouze s jedním faktorem a (ii) v různých fázích cílování inflace měly jednotlivé faktory odlišnou důležitost. V každé fázi cílování inflace šlo o kombinaci faktorů. Jako nejčastější příčina odchylek jsou identifikovány protiinflační šoky. Druhou významnou příčinou – a to především v počáteční a pokročilé fázi cílování – byl zřejmě prognostický systém. Nejméně často je naopak identifikován samotný proces rozhodování o sazbách. Role rozhodovacího procesu byla v čase nejdynamičtější. Zatímco v počáteční fázi je vnímán jako faktor, který k podstřelení ročních inflačních cílů mohl přispět, v dalších fázích cílování inflace již autoři příspěvků tento faktor jako potenciální příčinu odchylek naopak dokonce zamítají.

Tabulka 2: Faktory stojící za inflačními odchylkami v jednotlivých fázích cílování inflace v ČR

	Počátky cílování (bez QPM, dezinflace) 1998–2001	Pokročilé cílování (nové s QPM, dezinflace) 2002–2004	Standardní cílování (QPM+, stabilizace) 2005–2007
Protiinflační šoky	2 4 5 8 10*	2 4 5 6 8 10*	5 6 7 8
Prognostický systém	3* 8* 5	3 5 6	3 5 6 7* 8*
Rozhodování o sazbách	3* 4 8* 9	8	8*
Inflační očekávání	10*	7 8* 10*	7* 8*

Poznámka: V každém políčku tabulky jsou červeně uvedeny kapitoly sborníku, jejichž autoři považují pro danou fázi daný faktor za důležitý pro odchylku inflace od cíle. Zeleně jsou naopak uvedeny ty kapitoly, které daný faktor jako důvod odchylky vylučují. U některých příspěvků zvolená metodologie neumožňuje rozlišit dva faktory od sebe. V takovém případě jsou uvedeny oba faktory a je k nim přidána hvězdička. QPM je model, který byl do prognostického systému zabudován v roce 2002. QPM+ označuje rozšířenou verzi QPM.

Nejvýraznější odchylka (v maximu až o 6 p.b.) od cíle byla během uplynulé dekády pozorována v počáteční fázi cílování inflace. Tato odchylka byla způsobena kombinací tří faktorů: (i) globálními protiinflačními šoky, (ii) rigiditou prognostického expertního systému a (iii) oportunistickou dezinflací. Nejvíce a v časové posloupnosti nejdříve stlačily inflaci pod cíl globální šoky. V této době významně klesly ceny ropy, potravin a dokonce došlo i k poklesu globálního indexu cen průmyslových výrobců. K takovému globálnímu poklesu cen došlo naposledy v letech 1986–87. Kromě ČNB podstřelily cíl v tomto období také další země ve zvoleném vzorku centrálních bank cílujících inflaci (7 z 10 bylo pod středem cíle). Ke globálním šokům se připojily i některé šoky domácí. Prudce a neočekávaně posílila koruna. Následně se projevil problém tehdejšího prognostického systému, který reagoval na nové informace pomalu, resp. opakovaně

⁸ Tabulka 2 je jednoduchou “meta-analýzou“ příspěvků. Meta-analýza je v současné době v ekonomii populárním nástrojem všude tam, kde se hledají odpovědi na obtížné otázky, u kterých je zřejmé, že velkým problémem je buď (i) závislost výsledků na modelu (model dependence) nebo (ii) nejistota o správném modelu (model uncertainty) nebo dokonce (iii) neexistuje model, který by dokázal zachytit celý problém a k dispozici jsou jen parciální analýzy. Identifikace faktorů odchylek inflace od cíle spadá do této kategorie obtížných otázek.

označoval za pravděpodobné, že se klesající globální ceny rychle vrátí k tempům z první poloviny devadesátých let a průsak posilujícího kurzu do inflace bude poměrně slabý. V prostředí protiinflačních šoků byla praktikována politika oportunistické dezinflace. Navíc v prvním roce cílování inflace existovala relevantní obava, že by příliš rychlý pokles sazeb mohl vyvolat ztrátu důvěry v měnovou politiku a návrat kurzových turbulencí⁹.

Ve fázi pokročilého cílování se inflace nejvíce od cíle odchýlila v roce 2003. Šlo o druhou největší odchylku v desetiletém období (v maximu o 4 p.b.). V této fázi již byla podstatná interakce pouze dvou faktorů. Protiinflační šoky – šlo o kombinaci globálních a specifických – zkombinovaly svůj vliv se zavedením nového prognostického systému, který se namísto expertních analýz opíral o modelové prognózy doplněné expertními korekcemi. Korekce vycházely z krátkodobých prognóz a dílčích empirických analýz. Rozhodovací proces již v této fázi cílování příčinou podstřelení nebyl. Důležitou roli opět sehrály globální šoky, rok před podstřelením cíle klesly ceny ropy, potravin a zpomalily ceny průmyslových výrobců. Inflační cíl opět podstřelily také jiné země (8 z 10 zemí pod středem cíle). Mezi specifické šoky patřilo posílení koruny v letech 2002–2003, zhodnocení koruny bylo tehdy překvapením pro všechny domácí instituce, a proto je chápáno jako šok. Došlo rovněž k překvapivému (z pohledu prognostického systému) zpomalení tempa deregulací v letech 2002–2003. Prognostický systém přispěl k podstřelení inflace také v této fázi. Především v době svého zavedení (léto 2002) totiž výrazně nadhodnotil všechny složky inflace, částečně vlivem expertních zásahů do nově zavedeného modelu. Navíc stále přetrvávala jistá rigidita v přehodnocování předpokladů prognóz. Přitom v této fázi cílování inflace byl na prognózu vytvořenou prognostickým systémem položen v rámci rozhodovacího procesu poměrně velký důraz, neboť zavedením centrálního prognostického modelu do prognostického systému se zvýšila transparence systému a tím i jeho role v měnověpolitické debatě. V této fázi cílování začal rozhodovací proces pracovat s explicitním vyhodnocováním rizik prognózy. Teprve postupně ale toto vyhodnocování vedlo k častějším korekcím návrhů měnověpolitických rozhodnutí, která byla experty tvořena na základě prognóz.

Nejvýraznější odchylku inflace od cíle ve fázi standardního cílování přinesl přelom let 2006 a 2007. V desetiletém období však šlo o nejmenší odchylku (v maximu o 2 p.b.). Také pro tuto odchylku byla klíčová interakce protiinflačních šoků a prognostického systému, který se v roce 2005 potýkal s problémy¹⁰. Rozhodovací proces však již v této fázi cílování pracoval aktivně s vyhodnocováním rizik prognózy vytvořené prognostickým systémem. Vzhledem k tomuto posunu v práci s riziky prognózy plnil rozhodovací proces mnohem výrazněji korigující roli ve vztahu k prognostickému systému a podstřelení spíše zmírňoval. V této fázi cílování již sehrála svou roli ve snižování inflace zřejmě i inflační očekávání, která mohla mít v sobě zabudovanou zkušenost s podstřelováním cíle v předchozích dvou fázích¹¹.

⁹ Ačkoli s desetiletým odstupem může být tento faktor podceňován, kurzové turbulence a jejich následky byly v té době velmi živou zkušeností, viz Šmídková et al (1998).

¹⁰ Prognostický systém opakovaně nadhodnocoval růst cen potravin, podceňoval kurzovou apreciaci (stejně jako všechny domácí instituce) a měl problémy s definicí rovnovážných trendů, resp. se zachycením nabídkové strany ekonomiky. Tyto problémy jsou spojené především s nestandardním vývojem české ekonomiky, která je stále ekonomikou konvergující, a proto je pro ni mnohem obtížnější – ve srovnání s plně rozvinutými ekonomikami – rovnovážné trendy a nabídkovou stranu ekonomiky empiricky zachytit.

¹¹ Empirické odhady mohou identifikovat možné rozdíly mezi cílem oficiálním a cílem z pohledu veřejnosti. Ten byl v českém případě zatím zřejmě spíše nižší než oficiální, viz Franta, Saxa, Šmídková (2007).

NĚKOLIK POZNÁMEK ZÁVĚREM

Poznatky získané ze zpracovaných analýz jsou experty ČNB dále využívány při implementaci strategie cílování inflace. Ačkoli byla první dekáda cílování inflace charakterizována poměrně netypickou asymetrií v odchylkách inflace od cíle směrem dolů, je snahou expertů ČNB získané poznatky zobecnit a využívat je v dalších letech implementace cílování inflace.

Podstřelování inflačních cílů v letech 1998–2007 nelze spojit pouze s jedním faktorem. Odchylky inflace od cíle byly vyvolány především šoky. Zkušenost z minulých let dále ukázala, že v období výrazných šoků může k odchylkám inflace přispět také rigidita prognostického systému. Zatímco externím šokům centrální banka předejít nemůže, způsob práce s prognostickým systémem lze ovlivnit.

Z tohoto pohledu se osvědčila strategie častějších změn prognostického systému, která v porovnání se strategií pomalého přizpůsobování se novým informacím více napomáhá rozhodovacímu procesu. ČNB se již zavedením rozšířené verze centrálního modelu (QPM+) v roce 2005, častějšími změnami předpokladů prognózy (například ohledně průsaku cen do inflačních očekávání) a zavedením nového modelu (G3) touto cestou vydala.

Prognostický systém s centrálním prognostickým modelem je velmi přínosný pro strukturování měnověpolitických diskuzí a pro tvorbu hlavního scénáře ekonomického vývoje. Zkušenosti z let 2002 a 2005 zdůraznily, že prognóza je vstupem do měnověpolitické diskuze, jejímž druhým podstatným tématem musí být rizika prognózy¹². Důležitou rolí rozhodovacího procesu je rizika prognózy vyhodnocovat a v případě jejich asymetrického rozložení korigovat návrhy měnověpolitických opatření, která jsou na prognóze založena.

O cílování inflace se stále více hovoří jako o strategii, která má řídit inflační očekávání. Česká zkušenost s cílováním inflace odpovídá v tomto směru mezinárodním poznatkům. Komunikace se ve srovnání s počáteční fází cílování inflace postupně stala druhým nástrojem české měnové politiky, který doplňuje měnověpolitické sazby a umocňuje její efektivnost.

REFERENCE

- BULÍŘ A., K. ŠMÍDKOVÁ, V. KOTLÁN A D. NAVRÁTIL (2007): “Inflation Targeting and Communication: Should the Public Read Inflation Reports or Tea Leaves,” Czech National Bank, Prague, CNB WP 14.
- ČNB (1998): “Záznam z projednání 3. situační zprávy v Bankovní radě dne 19. 3. 1998.”
- EUSEPI, S., A B. PRESTON (2007): “Central Bank Communication and Expectations Stabilization,” NBER Working Paper, No. 7426 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
- FRANTA M., B. SAXA A K. ŠMÍDKOVÁ (2007): “Inflation persistence: Euro area and new EU member states,” European central bank, Working paper series, No 810.

¹² Existují dva významné důvody pro pečlivé vyhodnocení rizik: (i) členové bankovní rady mají často širší a novější množinu informací než experti v době tvorby prognózy a (ii) nejistota spojená s předpoklady modelu, viz Šmídková (2005).

HOLUB, T. A J. HURNÍK (2008): “Ten Years of Czech Inflation Targeting: *Missed Targets and Anchored Expectations*,” *Emerging Markets Finance and Trade*, forthcoming (November/December).

IMF (1998): “IMF Concludes Article IV Consultation with the Czech Republic,” Press Information Notice (PIN) No. 98/12 March 6.

ŠMÍDKOVÁ, K. ET. AL. (1998): “Koruna Exchange Rate Turbulence in May,” Praha, Česká národní banka, Working Paper Series No. 2.

ŠMÍDKOVÁ, K. (2005): “How Inflation Targeters (Can) Deal with Uncertainty,” *Czech Journal of Economics and Finance*, Praha, No. 7–8, p. 316–332.

ŠMÍDKOVÁ, K. A M. HRNČÍŘ (1998): “Přechod na strategii inflačního cílení,” Praha, *Czech Journal of Economics and Finance*, Praha, No. 4, p. 205–222.

KAPITOLA 2

**ZÁKLADNÍ CHARAKTERISTIKY INFLAČNÍHO
CÍLOVÁNÍ V ČESKÉ REPUBLICE****JURAJ ANTAL
MICHAL HLAVÁČEK
TOMÁŠ HOLUB****1. ÚVOD**

Tento příspěvek se zabývá popisem základních charakteristik inflačního cílování v České republice. V první části příspěvku jsou nejprve velice stručně nastíněny obecné makroekonomické souvislosti inflačního cílování v ČR, včetně identifikace hlavních šoků, které jej ovlivňovaly. Na základě tohoto dále (kapitola 3) diskutujeme rozsah (ne)plnění cíle na základě porovnání skutečného vývoje inflace vůči cíli v různých fázích inflačního cílování v ČR v letech 1998 až 2007. Plnění cíle je zde vyhodnocováno pomocí několika jednoduchých přístupů, jako je například použití ukazatelů průměrné odchylky od cíle, Root Mean Square Error (RMSE), podílu času s inflací pod cílem, či použití t-testů vychýlenosti inflace od středu cíle a hodnocení plnění cíle optikou hypotetické ztrátové funkce centrální banky.

V druhé části příspěvku (kapitola 4) je pak porovnáván rozsah neplnění cíle inflace v ČR se zkušenostmi vybraných zahraničních zemí, které rovněž cílí na inflaci. Předmětem tohoto příspěvku není analýza zdrojů chyb predikcí, ani srovnávání úspěšnosti inflačního cílování v jednotlivých zemích či porovnání se zeměmi, které k inflačnímu cílování nepřistoupily (viz např. Ball, Sheridan, 2003). Naším cílem je poskytnout základní popis vývoje odchylky inflace od cíle ve vybraných zemích s využitím jednoduchých deskriptivních statistik a grafické ilustrace. To může být inspirací pro formálnější analýzu identifikace šoků, které inflaci v jednotlivých zemích ovlivňovaly. Pokud by byly patrné společné charakteristiky ve vývoji odchylek inflace od cíle v jednotlivých zemích, mohl by to být signál možného společného zdroje těchto odchylek. Toto může jednak podat informaci o tom, zda je rozsah neplnění cíle v ČR srovnatelný s ostatními zeměmi, jednak by nám mohlo pomoci identifikovat období výrazných globálních šoků, které dopadaly na všechny země cílující inflaci.

Závěry příspěvku lze shrnout následovně. Problémy s naplňováním cílů měnové politiky se koncentrovaly do dvou období (1998-99 a 2002-03) poznamenaných epizodami kurzové apreciacie, na niž nestačila (nebo nechtěla) měnová politika dostatečně rychle a razantně reagovat. Epizody kurzové apreciacie byly velmi silné a jejich následky poměrně persistentní, takže výskyt dvou takových epizod za necelých deset let mohl způsobit výchylku ve směru podstřelování cíle (zároveň však nelze vysvětlit, proč v období depreciační kurzu a proinflačních šoků nedocházelo naopak k přestřelování cílů). Období posilování kurzu se navíc zkombinovala s dalšími protiinflačními faktory, z nichž některé měly globální charakter. To je dokumentováno i skutečností, že období podstřelování cíle v ČR koresponduje s obdobím nižší inflace na vzorku jiných ekonomik cílujících inflaci.

Porovnání charakteristik plnění inflačního cíle pro různé fáze inflačního cílování ukazuje na to, že se úspěšnost plnění cíle v čase měnila. Zatímco v době zavádění inflačního cílování byly odchylky inflace od cíle v mezinárodním srovnání velmi vysoké, v poslední době se ČNB přibližuje charakteristikám relativně úspěšnějších cílovačů inflace. To může být důsledkem procesu „učení se“, kdy ČNB postupně aplikuje pokročilejší způsoby provádění měnové politiky. Zároveň může jít o důsledek celkově více stabilní makroekonomické situace v ČR v porovnání s prvními lety cílování inflace. ČNB výrazně nevyčnívá ze skupiny centrálních bank z rozvíjejících se tržních ekonomik cílujících inflaci z hlediska frekvence a rozsahu nestřelení tolerančního pásma cíle. Je však specifická (i když nikoli výjimečná) tím, že byl cíl v průměru podstřelován, přičemž empirické rozdělení odchylek inflace od cíle bylo poměrně výrazně asymetrické. Z naší jednoduché analýzy vyplývá, že období největšího rozsahu podstřelování cíle v ČR 1998 až 1999 a 2002 až 2003 odpovídá poměrně dobře i období nejvíce záporných odchylek inflace od cíle na skupině

sledovaných ekonomik. Zdá se tedy, že v nich ČR minimálně do určité míry v této době podléhala globálním protiinflačním šokům.

2. MAKROEKONOMICKÝ VÝVOJ A PLNĚNÍ CÍLE V POSLEDNÍCH 10 LETECH

Před vyhodnocením samotného inflačního cílování v ČR je na úvod vhodné velice stručně zmínit obecné ekonomické souvislosti cílování inflace v ČR (viz tabulka 1). ČNB vyhlásila první inflační cíl v prosinci 1997, přičemž počátky inflačního cílování byly poznamenány dozvuky finančních turbulencí z jara roku 1997 a související nepříliš dobrou celkovou makroekonomickou situací (vysoká inflace i inflační očekávání, a to i navzdory vysokým úrokovým sazbám, pokles reálného HDP, depreciace kurzu, vysoké deficity obchodní bilance¹). Určitá „vzadhlédnicnost“ či „opatrnost“ měnové politiky v tomto období tak mohla znamenat, že se zlepšení situace v porovnání s dobou samotné turbulence (v roce 1998 zhodnocení kurzu koruny a zlepšení obchodní bilance, obnovení přílivu přímých zahraničních investic, pokles úrokových sazeb i inflace apod.) mohlo projevit výrazným neplněním cíle v letech 1998 a 1999.

Po dílčím zvýšení hospodářského růstu v letech 1999 a 2000 však došlo k jeho opětovnému zpomalení, které souviselo mimo jiné také s nadměrným zhodnocováním koruny ke konci roku 2001 a v roce 2002 v kombinaci se slabou zahraniční poptávkou. Toto zhodnocování bylo vyvoláno mimo jiné poměrně silným přílivem přímých zahraničních investic a očekáváním trhu ohledně budoucích velkých privatizačních akcí. I když byla reakce ČNB na zhodnocování poměrně silná,² jeho rozsah byl tak velký, že se nepodařilo zabránit dalšímu výraznému podstřelení cíle.

Přímé zahraniční investice však v období 2003 až 2007 napomáhaly k akceleraci hospodářského růstu, poklesu nezaměstnanosti i zlepšování obchodní bilance. Ta od roku 2005 vykazuje přebytky, a to i navzdory pokračujícímu zhodnocování kurzu koruny. Na zlepšení celkové makroekonomické situace v posledních pěti letech se také velice výrazně podepsaly pozitivní efekty spojené s vstupem ČR do Evropské unie na počátku roku 2004. Příkladem těchto efektů je zlepšení institucionálního prostředí v ČR v souvislosti se vstupem, zlepšený přístup na trhy EU a další posílení přílivu kapitálu z EU.

Tabulka 1: Vývoj základních makroekonomických veličin v ČR

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
Růst reálného HDP	-0,7	-0,8	1,3	3,6	2,5	1,9	3,6	4,5	6,4	6,4	6,5	
Meziroční inflace CPI	10	6,8	2,5	4	4,1	0,6	1	2,8	2,2	1,7	5,4	
Úrokové sazby (3M PRIBOR)	17,6	9,5	5,5	5,4	4,6	2,6	2,1	2,6	2,2	2,6	4,1	
Meziroční změna kurzu CZK/USD ¹⁾	26,7	-13,8	20,5	5,1	-4,1	-16,9	-14,9	-12,8	9,9	-15,1	-13,4	
Meziroční změna kurzu CZK/EUR ^{1,2)}	9,9	-7,6	3,4	-2,9	-8,9	-1,2	2,6	-6,0	-4,8	-5,2	-3,2	
Nezaměstnanost (VŠPS)	5,4	7,3	9,0	8,3	7,8	7,3	8,1	8,2	7,8	6,5	4,8	
Platební bilance (v % HDP)	Běžný účet	-6,2	-2,0	-2,4	-4,8	-5,3	-5,5	-6,2	-5,2	-1,6	-3,1	-2,5
	v tom Obchodní bilance	-8,6	-4,2	-3,2	-5,5	-5,0	-2,9	-2,7	-0,5	2,0	2,0	3,3
	Bilance služeb	3,1	3,1	2,0	2,5	2,5	0,9	0,5	0,6	1,2	1,3	1,6
	Bilance výnosů	-1,4	-1,8	-2,2	-2,4	-3,6	-4,7	-4,7	-5,6	-5,2	-6,2	-7,1
	Přímé zahraniční investice	2,2	5,8	10,4	8,7	8,9	11,0	2,1	3,6	9,4	3,2	4,4

Zdroj: ČSÚ, ČNB. Poznámky: 1) Kladná hodnota označuje meziroční depreciaci, záporná meziroční apreciaci; 2) Pro roky 1997 až 1999 změna kurzu CZK/DEM.

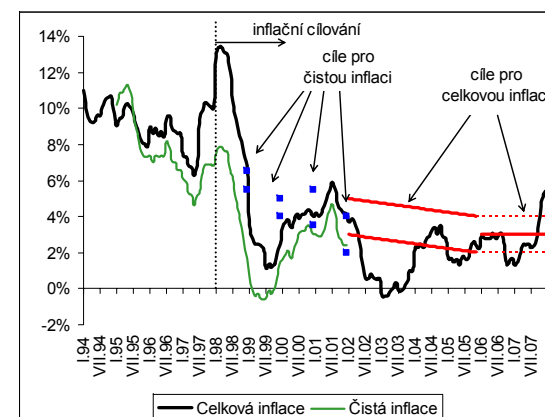
¹ Podrobnější diskuze příčin a dopadů finančních turbulencí viz například Šmídková et al (1999) či Dědek (2000).

² Dvoutýdenní REPO sazba ČNB poklesla z úrovně 5,25 %, která platila ještě na začátku listopadu 2001, na 2 % k 1.8.2003 (tedy pod úroveň eurozóny). ČNB v roce 2002 prováděla poměrně rozsáhlé intervence na devizovém trhu (popis a analýza úspěšnosti devizových intervencí viz například Geršl, Holub (2006)), kurzová apreciacie byla řešena také méně standardními přístupy sterilizace přílivu kapitálu z privatizace státního majetku (viz např. CNB, 2002).

3. ROZSAH NEPLNĚNÍ CÍLE A JEHO VÝVOJ V ČASE

Graf 1 znázorňuje vývoj inflace ve srovnání s cíli ČNB. Je z něj patrné, že ČNB vstupovala do režimu inflačního cílování v době poměrně vysoké inflace,³ přičemž jedním z hlavních záměrů jeho zavedení byly snahy o desinflaci a o snížení inflačních očekávání (ČNB 1998). V tomto ohledu a pro toto období lze hodnotit měnovou politiku ČNB jako relativně úspěšnou, když vysoká inflace rychle odezněla, a ČNB pak po celou dobu inflačního cílování povětšinou cíl podstřelovala, zatímco k jeho překročení docházelo jen výjimečně. Podstřelování cíle bylo nejmarkantnější na konci roku 1998, 1999 a v roce 2003. Ze čtyř cílů pro čistou inflaci byly (první) dva výrazně podstřeleny, jeden podstřelen mírně a jeden (ten poslední) splněn. Cíle pro celkovou inflaci byly doposud podstřeleny o něco málo více než v polovině případů (37 ze 72 měsíců), přičemž se po většinu času inflace pohybovala pod středem inflačního pásma (65 ze 72 měsíců).

Graf 1: Inflace – cíle vs. skutečnost



Zdroj: ČSÚ a odhady ČNB.

V tabulce 2 jsou uvedeny základní popisné statistiky plnění cíle inflace včetně jejich členění podle hlavních období cílování inflace. Z tabulky je zřejmé, že za celé období cílování inflace byla inflace v průměru zhruba o 1,7 procentního bodu pod cílem. Rozsah podstřelování byl přitom výraznější pro období cílování čisté inflace (2,5 procentního bodu) než pro období cílování celkové inflace (1,3 p.b.). Statistika „Root Mean Square Error“ (RMSE), zohledňující průměrné podstřelování cíle i volatilitu inflace kolem cíle, dosáhla za celé období 2,5 % (3,3 % pro čistou inflaci, resp. 2,0 % pro celkovou inflaci).⁴ Průměrná hodnota odchylky inflace od cíle za celé období cílování inflace je statisticky významná na 1% hladině. Tento standardní test však vychází z předpokladu nezávislého náhodného rozdělení jednotlivých pozorování, který není v praxi naplněn, protože odchylky inflace

³ V prvním čtvrtletí roku 1998 byla meziroční inflace v ČR na historicky nejvyšší hodnotě od roku 1994 (v roce 1993 byla inflace ještě vyšší z důvodu zavádění daně z přidané hodnoty). K nárůstu meziroční inflace v lednu 1998 přispěly především administrativní vlivy (zvýšení DPH na energie z 5 % na 22 %, zvyšování spotřebních daní, deregulace), předchozí nárůst inflace ve druhé polovině roku 1997 souvisel zejména se zhodnocením měnového kurzu během finančních turbulencí.

⁴ Viz rovněž Holub a Hurník (2008).

od cíle jsou silně autokorelované. Jako alternativní test byl proto odhadnut AR(2) proces⁵ pro časovou řadu odchylek inflace od cíle a testována statistická významnost (záporné) konstanty v tomto procesu. Tato konstanta vyšla statisticky významná na 5% hladině pravděpodobnosti. Tato evidence hovoří proti hypotéze protinflačně vychýlených šoků, i když je třeba zároveň upozornit, že se jedná o velice mechanický statistický test neanalyzující žádné kauzální souvislosti.

Tabulka 2: Odchytky inflace od cíle – základní statistiky

	Období	Počet pozorování	Průměrná odchylka	Standardní chyba	Root Mean Square Error	Podíl případů v %		
						pod středem cíle ³⁾	pod pásmem	nad pásmem
Cílování inflace celkem ¹⁾	1/99-12/07	109	-1,74	1,80	2,51	90,83	37,61	2,75
Čistá inflace ¹⁾	12/98-12/01	37	-2,53	2,14	3,32	91,89	21,62	2,70
Celková inflace	1/02-12/07	72	-1,34	1,44	1,96	90,28	45,83	2,78
před zavedením QPM ²⁾	1/02-7/03	19	-2,71	1,36	3,04	100,00	21,05	0,00
po zavedení QPM ²⁾	8/03-12/07	53	-0,84	1,10	1,39	86,79	54,72	3,77
Měnově politická inflace	1/02-12/07	72	-1,61	1,24	2,03	97,22	31,94	1,39

Poznámky: 1) „Prosincové“ cíle pro čistou inflaci musely být lineárně extrapolovány do jednotlivých měsíců za předpokladu rovnoměrného snižování cíle v průběhu každého roku;
 2) Model QPM byl zaveden v dubnu 2002, vzhledem ke zpoždění měnové politiky odhadovanému na 4-6 čtvrtletí jsme období „s QPM“ považovali od srpna 2003 (tedy se zpožděním 5 čtvrtletí);
 3) Podíl případů nad středem cíle je doplňkem do 100 % k podílu případů pod středem cíle.

Tabulka 2 rovněž naznačuje postupné zlepšování plnění cíle v různých fázích inflačního cílování v ČR. V první fázi ČNB přistoupila k cílování čisté inflace, která v sobě neobsahovala vlivy změn nepřímých daní a deregulací.⁶ Za druhou fázi lze označit přechod k cílování celkové inflace, který byl mimo jiné motivován lepší srozumitelností této míry inflace pro veřejnost (viz ČNB, 2001). Ve třetí fázi, kterou lze formálně spojit se zaváděním pokročilejšího modelového aparátu používaného ČNB od roku 2002,⁷ se praxe inflačního cílování v ČR přiblížila „nejlepší praxi“ zemí, ve kterých má inflační cílování dlouholetou tradici. Vedle již zmíněného zavedení kvalitnějšího jádrového prognostického aparátu se jednalo především o zkvalitnění podpůrných statistických analýz, zlepšení komunikace ČNB i celého procesu rozhodování o nastavení měnové politiky.

Při změně cílování z čisté na celkovou inflaci nejprve došlo ke zvýšení průměrného podstřelování cíle (nárůst odchylky od cíle z -2,5 % na -2,7 %) a i k dílčímu zvýšení četnosti podstřelování cíle (nárůst z 75,7 % případů pod pásmem na 79 %). Toto je do určité míry vysvětlitelné větším rozsahem položek mimo dosah měnové politiky v celkové inflaci oproti inflaci čisté (regulované ceny, nepřímé daně), které bezprostředně po přechodu na cílování celkové inflace překvapovaly ČNB směrem dolů ve vazbě na klesající světové ceny energií. Spolu s přechodem do třetí fáze inflačního cílování se však rozsah podstřelování cíle poměrně výrazně snížil.

⁵ AR(1) proces nebyl dostatečný na to, aby odstranil autokorelaci reziduí. Důvodem je skutečnost, že odchylka inflace od cíle má v případě silných šoků tendenci nejprve nějaký čas narůstat, než dojde k obrátu a jejímu postupnému vymizení. Tuto dynamiku popisuje lépe AR(2) proces, což potvrzuje i statistická významnost AR(2) členu na 1% hladině významnosti.

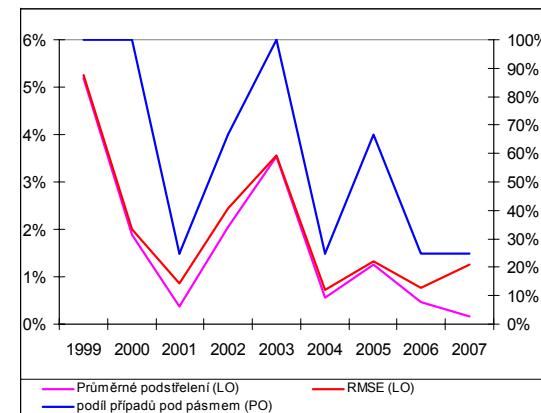
⁶ Definice cíle pro čistou inflaci viz ČNB (1999). Jedinečnou možností proniknout do rozhodování ČNB ohledně nastavení měnové politiky v tomto období umožňují nedávno zveřejněné podrobné „Protokoly z jednání bankovní rady“ (ČNB, 2008).

⁷ QPM (Quarterly Prediction Model) zavedený v květnu 2002 je takzvaným nepodmíněným modelem, zahrnujícím v sobě i odhad budoucího vývoje úrokových sazeb (popis původního modelu viz ČNB (2003), jeho dílčí změny viz ČNB, 1998-2007). Předchozí modely byly tzv. podmíněné, přičemž předpokládaly konstantní úroveň úrokových sazeb.

Zajímavým – avšak nikoli překvapivým – závěrem je, že pokud budeme měřit odchylky inflace od cíle místo celkové inflace tzv. měnověpolitickou inflací,⁸ pak vychází průměrné podstřelování cíle jako vyšší oproti hodnotení optikou celkové inflace (průměrná odchylka -1,6 % oproti -1,3 % pro celkovou inflaci). Tento fakt vyplývá z toho, že daňové úpravy v minulosti v naprosté většině případů šly ve směru zvyšování inflace, a přibližovaly tak celkovou inflaci k cíli. V následujícím textu však s měnověpolitickou inflací nepracujeme ze dvou důvodů. Zaprvé, narušilo by to mezinárodní srovnatelnost výsledků pro ČR, protože mezinárodní srovnávací studie jsou založeny na srovnání oficiálně cílovaného cenového indexu s vyhlášenými cíli a na možné ex ante výjimky z plnění cíle neberou zřetel. Za druhé, aplikace institutu výjimek se během cílování inflace v ČR změnila a bylo by obtížné přistoupit k ní konzistentně.⁹

To, že se rozsah podstřelování cíle v průběhu času měnil, je zřejmé i z porovnání vývoje ukazatelů plnění cíle podle jednotlivých let (viz graf 2). Z tohoto vývoje jsou zřejmé poměrně výrazné výkyvy v úspěšnosti plnění inflačního cíle. V letech 1999, 2002 a 2003 došlo k poměrně výraznému zhoršení zásahů cíle, naopak pro roky 2001 a 2004 až 2007 se inflace cíli přiblížila.¹⁰ Navzdory poměrně výrazné volatilitě ukazatelů plnění cíle je z grafu také zřejmé již uvedené postupné zlepšování plnění cíle v čase.

Graf 2: Ukazatele plnění cíle v jednotlivých letech (průměry ukazatelů za jednotlivé měsíce daného roku)



Časová dimenze podstřelování cíle dále vynikne, pokud budeme interpretovat úseky největšího míjení cíle optikou hodnot hypotetické ztrátové funkce centrální banky (viz Kotlán a Navrátil,

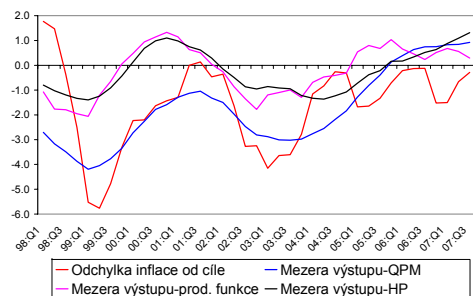
⁸ Měnověpolitická inflace je inflace, na kterou měnová politika ex ante reaguje. Je definována jako celková inflace očištěná o primární dopady změn nepřímých daní.

⁹ Např. v období 2002-05 existovala možnost ex ante výjimkovat příspěvek regulovaných cen k inflaci nespádající do intervalu 1-1,5 p.b. Zohlednění takové výjimky by snižovalo rozsah podstřelení cíle v letech 2002-03, což však v naší analýze nečiníme.

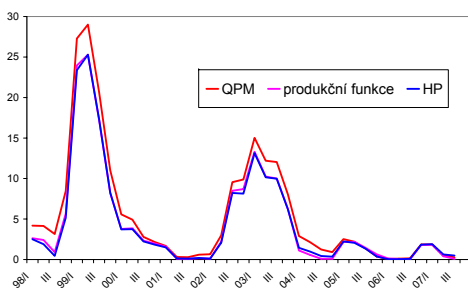
¹⁰ Silná korelace mezi ukazatelem RMSE a průměrným podstřelením cíle v daném roce je dána tím, že ČNB inflační cíl přestřelovala pouze výjimečně a ve velmi malé míře. Mírně odlišný vývoj těchto ukazatelů v roce 2007 je dán přestřelením inflace na konci roku 2007, které sice snížilo průměrné podstřelení inflace, k ukazateli RMSE však přispělo kladně.

2003). Ta v souladu s předpoklady ekonomické literatury o preferencích centrální banky v režimu flexibilního cílování inflace váží čtverec odchylky inflace od cíle a čtverec mezery výstupu.¹¹ Podklady pro výpočet této ztrátové funkce jsou uvedeny v grafu 3a. Je zde zřejmá vazba mezi mírou podstřelování inflačního cíle a mezi různými odhady mezery výstupu,¹² když výraznější podstřelení cíle byla většinou spojena s rozevřením negativní mezery výstupu, naopak přiblížení se cíli bylo doprovázeno buď uzavřením záporné mezery výstupu, nebo jejím otevřením do kladných hodnot. Vypočtené hodnoty ztrátové funkce pro $\alpha = 3/4$ jsou uvedeny v grafu 3b. Potvrzují předchozí závěr, dle kterého se největší problémy s plněním inflačního cíle koncentrovaly do let 1998-99 a 2002-03. V těchto obdobích docházelo zároveň k podstřelování cíle inflace i k negativní mezeře výstupu dle všech námi použitých metod. Naopak v období let 2000-01 a 2004-07 se inflace po předchozích šokích vracela do blízkosti inflačního cíle a ekonomika se stabilizovala poblíž svého potenciálu. Z grafu je patrné, že při použití mezery výstupu z modelu QPM vypočtené metodou Kálmánova filtru je hodnota ztrátové funkce nejvyšší. To vyplývá z konstrukce tohoto filtru, který vedle vývoje HDP interpretuje mj. také vývoj inflace, přičemž v období podstřelování inflačního cíle odhadnutá mezera výstupu logicky přetrvávala v záporných hodnotách. V našem odhadu ztrátové funkce byla zvolena váha čtverce odchylky inflace α na 0,75, propočty ztrátové funkce pro jiné hodnoty tohoto parametru nicméně přinášejí obdobné závěry.

Graf 3a: Determinanty ztrátové funkce¹²



Graf 3b: Hodnoty ztrátové funkce (3/4 inflace, 1/4 mezera výstupu)¹²



Zdroj: ČNB, vlastní výpočet.

¹¹ Ztrátová funkce byla odhadnuta ve formě $L_t = \alpha (\pi_t - \pi_t^{TAR})^2 + (1-\alpha)(y_t - y_t^*)^2$, kde α označuje váhu odchylky inflace, $(1-\alpha)$ váhu mezery výstupu, π_t^{TAR} inflační cíl, π_t inflaci a $(y_t - y_t^*)$ mezery výstupu. V literatuře je možné zachytit ztrátové funkce i s jinými veličinami (viz např. Kotlán a Navrátil (2003)). Nejjednodušší přístup používá pouze samotnou inflaci, hodnota ztrátové funkce zde tak odpovídá ukazateli RMSE. Krom mezery výstupu bývá do ztrátové funkce zahrnuta například volatilita kurzu, volatilita úrokových sazeb, nezaměstnanost apod. V našem příspěvku jsme do ztrátové funkce zahrnuli pouze mezery výstupu. Použitá vyšší váha inflace oproti mezeře výstupu odpovídá logice inflace coby hlavního cíle měnové politiky. Závazek měnové politiky přispívat ke stabilizaci ekonomiky je v zákoně formulován až jako sekundární cíl, který má ČNB plnit až po splnění svého hlavního cíle (viz §2 odst. (1) Zákona č. 6/1993 o České národní bance, ve znění pozdějších předpisů). Výsledky jsou však vůči volbě tohoto parametru poměrně robustní. Ztrátové funkce se navíc mohla posouvat v průběhu času s tím, jak se měnilo složení bankovní rady.

¹² Použili jsme tři způsoby výpočtu mezery výstupu: nejjednodušší vyhlazení pomocí Hodrick- Prescottova (HP) filtru s parametrem $\lambda=1600$, odhad mezery výstupu pomocí metody produkční funkce (viz ČNB, 2005) a odhad mezery výstupu vystupující v jádrovém predikčním modelu QPM, který je prováděn metodou Kálmánova filtru (viz ČNB, 2003).

4. MEZINÁRODNÍ SROVNÁNÍ

Naše výsledky z předchozí kapitoly lze srovnat se závěry empirických prací analyzujících úspěšnost režimu cílování inflace na širším vzorku zemí. Roger and Stone (2005) zjistili, že země cílující inflaci byly mimo cílové pásmo (o šířce ± 1 p.b.) 43,5 % procent času, tj. méně často než ČR. U zemí s klesajícím inflačním cílem, tj. během procesu desinflace, však nastalo překročení pásma v 59,7 % případů, tj. podobně jako v případě ČR. Na rozdíl od ČR ale byly odchylky od cíle v celém vzorku zemí zhruba vyvážené oběma směry a u zemí s klesajícím cílem vychýlené směrem k jeho přestřelování. Statistika RMSE odchylek inflace od cíle dosáhla 2,2 % pro všechny země a 2,7 % pro země během procesu desinflace, takže ČR pro celé své období cílování inflace spadá zhruba doprostřed mezi tyto hodnoty.

Bulíř et al (2007) analyzovali vzorek zemí sestávající z Chile, ČR, Maďarska, Polska, Thajska a Švédska. Zjistili, že tyto země byly v průměru mimo pásmo v 57 % případů, tj. podobně často jako ČR. V některých zemích docházelo spíše k přestřelování cíle (např. Maďarsko), v jiných spíše k jeho podstřelování (ČR, Polsko, Švédsko).

Výsledky ČNB jsou tedy zhruba srovnatelné s výsledky zemí, které použily režim cílování inflace k dosažení procesu desinflace, a to z hlediska frekvence nestřelení tolerančního pásma cíle i statistiky RMSE odchylek inflace od cíle. Oproti této skupině zemí jde však průměrná odchylka inflace od cíle v ČR opačným směrem, tj. směrem k podstřelování, i když i takové země lze ve světě nalézt.

Úspěšnost inflačního cílování na panelu zemí OECD byla provedena také například v Johnson (2002), Ball, Sheridan (2003), nebo v Lin, Ye (2007). Tyto studie většinou porovnávají vývoj inflace před a po zavedení inflačního cílování s vývojem inflace v zemích, ve kterých inflační cílování zavedeno nebylo. Zatímco Johnson (2002) nachází evidenci pro argument, že inflační cílování snížilo inflační očekávání, Ball a Sheridan (2003) ukazují, že vyšší pokles inflace v zemích, které zavedly inflační cílování, je dán především jejich vyšší počáteční inflací (problém „mean-reversion“). Lin a Ye (2007) tuto hypotézu potvrzují, navíc do modelu přidávají endogenní volbu režimu měnové politiky, kdy inflační cílování volí právě země s vyšší inflací. Aplikovatelnost výše uvedených přístupů na situaci v České republice, respektive v ostatních zemích, které inflační cílování použily pro desinflaci, je však diskutabilní. Všechny výše uvedené studie totiž z analýzy předem vyřazují země, ve kterých docházelo v průběhu času k poklesu cíle. Vysoká počáteční inflace v různých transformujících se ekonomikách může přitom být dána řadou výjimečných faktorů administrativního typu, jako je například deregulace či změny nepřímých daní, takže pro ně analýzy „mean-reversion“ mohou dávat odlišné výsledky.

Cílem naší studie není vyhodnotit, zda je inflační cílování vhodným nástrojem pro provedení desinflace, ani zda inflační cílování bylo v ČR úspěšnější než v jiných zemích. Vzhledem k tomu, že je Česká republika malou otevřenou ekonomikou, je v ní vývoj inflace do značné míry dán vývojem světové ekonomiky. V následujícím textu proto porovnáváme rozsah naplňování cíle v ČR a ve vybraných ekonomikách cílujících inflaci (tedy v ekonomikách s obdobným transmisním mechanismem měnové politiky). Pokud bychom vyzorovali společný nebo podobný vývoj odchylky inflace od cíle v těchto zemích, podporovalo by to hypotézu, že k podstřelování inflačního cíle docházelo s přispěním globálních šoků a trendů, projevujících se i v dalších ekonomikách.

V naší analýze jsme se zaměřili na deset ekonomik, konkrétně Českou republiku, Maďarsko a Polsko zastupující střední Evropu,¹³ eurozónu,¹⁴ Švédsko a Velkou Británii zastupující rozvinuté evropské země, Kanadu a Chile reprezentující Ameriku. Soubor zemí pak doplňují Nový Zéland a Izrael. Ve výběru jsme dávali přednost malým otevřeným ekonomikám před většími ekonomikami (jako je například Brazílie) a ekonomikám, které mají obchodní vztahy s ČR. Vedle „tradičních“ inflačních cílovačů jsme se snažili pokrýt především země, které používaly inflační cílování pro provádění desinflace.

Graf 4 znázorňuje odchylky čtvrtletní inflace od středu cíle pro jednotlivé ekonomiky pro období od počátku roku 1998. Zároveň zobrazuje rozpětí inflačního pásma v příslušném období. Většina ekonomik cílovala v průběhu sledovaného období inflaci v pásmu 1 p.b. kolem inflačního cíle, Česká republika začínala s užším pásmem ± 0,5 p.b., Nový Zéland naopak se širším (± 1,5 p.b.) a Izrael měnil šířku pásma dvakrát (nejprve zúžení pásma z ± 1,5 p.b. na ± 0,5 p.b., posléze jeho rozšíření na ± 1 p.b.). Eurozóna vykazuje asymetrické pásmo, když uvádí pouze horní mez pro definici cenové stability (maximálně 2 %).¹⁵ Ke zvýšení inflačního cíle došlo ve sledovaném období pouze na Novém Zélandu, kde došlo k úpravě inflačního pásma z 0-3 p.b. na 1-3 p.b.. V ČR, Polsku, Maďarsku a Izraeli docházelo ke snižování cíle.

Cíl se v současnosti nachází buď na úrovni 2 p.b. (Švédsko, Velká Británie, Kanada, Nový Zéland, Izrael a eurozóna), nebo 3 p.b. (ČR, Maďarsko, Polsko a Chile). Všechny ekonomiky v současnosti explicitně nebo implicitně (Velká Británie, ČR) tolerují pásmo ± 1 p.b. od cíle. I když je toto pásmo v současnosti pro všechny sledované ekonomiky stejně široké, z grafu 4 je zřejmé, že pro méně rozvinuté ekonomiky (ČR, Maďarsko, Polsko, Chile a Izrael) je volatilita inflace významně vyšší, což u nich ztěžuje plnění cíle v delším časovém období. První pohled na graf ukazuje, že se čtvrtletní inflace v české ekonomice nedostala nad inflační pásmo, zatímco v eurozóně byla inflace častěji nad cílem než pod cílem. Maďarsko vykazovalo nadstřelování inflace, na rozdíl od Polska, které patří s ČR k největším podstřelovačům inflace. Inflace ve Velké Británii obdobně jako inflace v Kanadě a na Novém Zélandu vybočovala z pásma pouze výjimečně. Naopak inflace v Izraeli a Chile opouštěla vzhledem ke své vysoké volatilitě inflační pásmo poměrně často. Z rozvinutých ekonomik s nižší volatilitou inflace vykazovalo určitou asymetrii odchylek inflace od cíle Švédsko.

Jednoduchý t-test symetrie odchylek inflace od cíle¹⁶ ukazuje, že ČR spolu s Polskem, Švédskem a Izraelem statisticky významně podstřelovala cíle inflace, k nadstřelování cíle docházelo v Maďarsku a na Novém Zélandu (viz tabulka 3). Pro ECB, Kanadu, Velkou Británii a Chile nelze zamítnout hypotézu o symetrii odchylek inflace od cíle.

¹³ Do naší analýzy jsme bohužel nemohli zařadit geograficky i historicky blízké Slovensko, které explicitně cíluje inflaci až od roku 2004, kdy byl vyhlášen jeho první cíl pro konec roku 2005. Navíc zde v průběhu času došlo k posunu od symetrického cíle k cíli asymetrickému ve „stylu“ ECB, který se navíc snižoval z maximálně 2,5 % ke konci roku 2006 na maximálně 2 % pro konce roku 2007 a 2008. Počet srovnatelných pozorování je tak velmi nízký.

¹⁴ ECB většinou není považována za centrální banku cílující inflaci, neboť kombinuje asymetrický cíl pro inflaci s cílem růstu peněžní zásoby. Do naší analýzy jsme ji přesto zařadili, protože je nejvýznamnějším obchodním partnerem ČR, navíc reflektuje měnovou politiku, která bude pro ČR relevantní po přijetí eura.

¹⁵ V roce 2004 došlo pro eurozónu k upřesnění definice cenové stability v tom smyslu, že se má inflace pohybovat pod dvěma procenty, ale v blízkosti této úrovně. V našem textu jsme pro jednoduchost považovali pro eurozónu 2 % i za střed pásma.

¹⁶ Test založený na t-statistice a předpokladu nezávislého normálního rozdělení (nezohledňuje tedy autokorelaci odchylek inflace od cíle – diskuze pro ČR viz v části 2 – ani možné porušení normality jejich rozdělení – viz níže v této části textu). Čím vyšší je absolutní hodnota t- statistiky (resp. čím nižší je p-value), tím vyšší pravděpodobnost odmítnutí hypotézy o symetrii odchylek inflace od cíle.

Tabulka 3: Testy symetrie odchylek inflace od cíle

	ČR	ECB	POL	HUN	SVE	UK	CAN	Chile	NZ	Izrael
t-statistika	-6,27	-0,78	-4,78	1,96	-5,39	-1,15	1,25	0,85	2,51	-2,33
p-value	0,00	0,44	0,00	0,06	0,00	0,25	0,40	0,22	0,02	0,03

V tabulce 4 jsou uvedeny základní statistiky odchylky inflace od inflačního cíle pro jednotlivé ekonomiky. Šest ekonomik má zápornou průměrnou odchylku, z toho ČR v absolutní hodnotě největší (-1,9 p.b.). Směrodatná odchylka je oproti ČR vyšší pouze u Izraele a Maďarska. Ukazatel RMSE je pro ČR srovnatelný s ukazatelem pro ostatní ekonomiky, které ve sledovaném období aplikovaly klesající cíl, oproti ekonomikám s konstantním nebo rostoucím cílem byly obecně ukazatele horší.

Tabulka 4: Plnění cíle v jednotlivých zemích

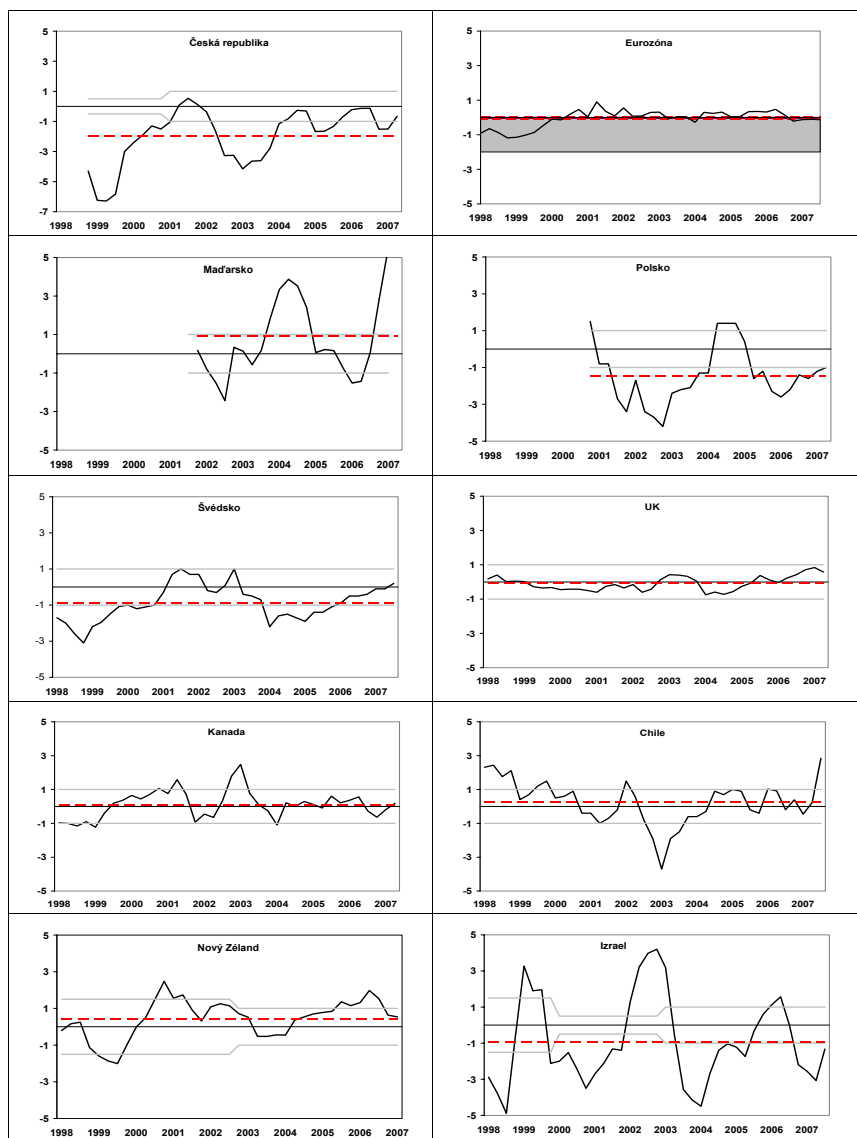
	Země s klesajícím cílem				Země s konstantním cílem					NZ	Celkem	Klesající cíl	Konst. cíl
	CR	POL	HUN	Izrael	Chile	SVE	UK	CAN	ECB				
Počet pozorování	36	27	23	39	39	39	38	38	39	37	355	124	231
Průměr	-1,94	-1,44	0,92	-0,91	0,26	-0,86	-0,08	0,11	-0,06	0,44	-0,36	-0,98	-0,04
Medián	-1,50	-1,60	0,17	-1,39	0,40	-1,00	-0,11	0,19	0,04	0,54	-0,22	-1,30	0,02
Směrodatná odchylka	1,83	1,57	2,26	2,43	1,31	1,00	0,42	0,83	0,50	1,06	1,62	2,27	0,99
Šikmost	-0,98	0,51	0,73	0,57	-0,52	0,03	0,32	0,55	-0,84	-0,59	-0,20	0,50	-0,20
Minimum	-6,29	-4,20	-2,43	-4,88	-3,70	-3,10	-0,75	-1,23	-1,18	-2,01	-6,29	-6,29	-3,70
Maximum	0,54	1,50	5,58	4,21	2,85	1,00	0,84	2,48	0,90	2,48	5,58	5,58	2,85
RMSE	2,50	2,11	2,39	2,57	1,32	1,34	0,42	0,83	0,49	1,12	1,66	2,47	0,99
Relativní četnost případů (v %)													
pod středem cíle	91,4	82,0	30,4	71,8	46,2	82,1	55,3	39,5	41,0	29,7	57,1	71,8	49,1
v pásmu	34,0	15,0	48,0	28,0	67,0	54,0	100,0	78,0	41,0	62,0	54,2	30,6	67,0
mimo pásmo	66,0	85,0	52,0	72,0	33,0	46,0	0,0	22,0	59,0	38,0	45,8	69,4	33,0
pod pásmem	66,0	70,0	17,0	51,0	10,0	46,0	0,0	11,0	0,0	8,0	26,8	53,2	12,6

Vedle posouzení základních popisných statistik plnění cíle je především pro země aplikující klesající cíl poměrně významné sledovat i empirická statistická rozdělení odchylek inflace od cíle. Toto je provedeno v grafu 5, kde jsou uvedeny histogramy odchylky inflace od středu cíle. Při pohledu na histogramy pro ČR, Polsko, Maďarsko, Chile a Izrael je vidět, že tyto země vykazují významnou četnost i ve vzdálenějších intervalech odchylky od cíle. Je pro ně možné identifikovat určitý vícevrcholový charakter rozdělení, který naznačuje, že tyto země zřejmě v čase inkasovaly řadu významných šoků. Pro transformující se ekonomiky je tak interpretace symetrie měnové politiky vzhledem k významu těchto šoků poměrně komplikovaná.

Z histogramů a ze statistiky šikmosti¹⁷ z tabulky 4 je také zřejmé, že pro některé ze zemí je narušen předpoklad symetrie rozdělení odchylek inflace od cíle. Tento fakt může přitom negativně ovlivnit výsledky standardní t-testů ohledně vychýlenosti odchylek (narušení předpokladu normality rozdělení).

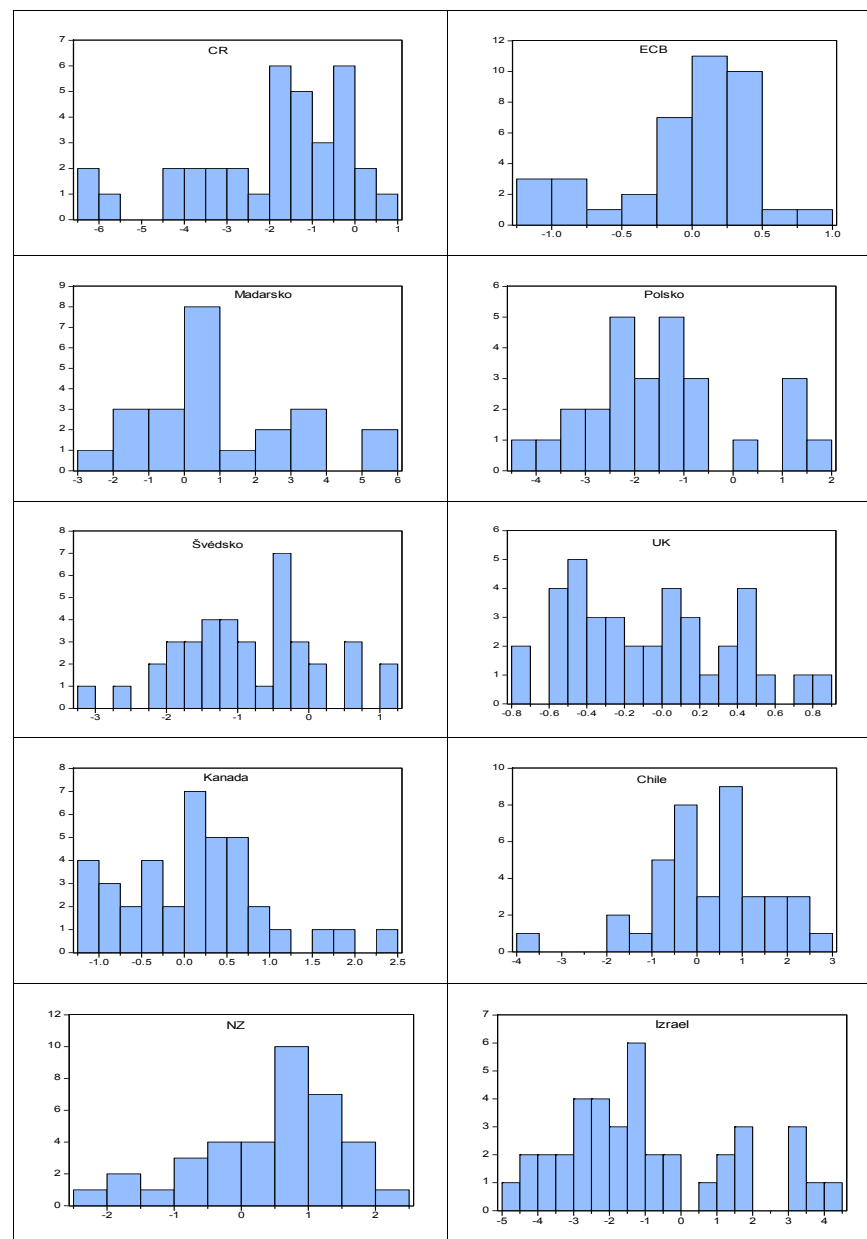
¹⁷ Kladná šikmost (Skewness) znamená, že je distribuční funkce nakloněná doleva, záporná šikmost znamená distribuční funkci skloněnou doprava. Pro symetrická rozdělení, jako je například normální rozdělení, je šikmost rovna nule.

Graf 4: Odchyly inflace od středu cíle



Poznámka: Plnou černou čarou je naznačena odchylka inflace od cíle, šedivou toleranční pásma kolem středu cíle, přerušovanou červenou čarou průměrná odchylka za celé období. "Zašedivění" pásma pro eurozónu reflektuje asymetrický charakter jejího cíle (inflace pod 2%). Pro účely naší analýzy jsme pro ECB předpokládali cíl 0-2%.

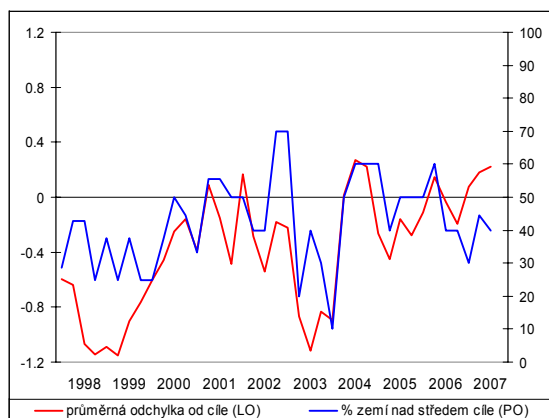
Graf 5: Histogramy odchylky inflace od středu cíle



Naklonění empirické distribuční funkce doprava (resp. zápornou hodnotu šikmosti) lze poměrně dobře vysvětlit u centrálních bank s asymetricky definovaným cílem, jako je například ECB, pro které je přestřelení cíle komunikacně méně „příjemné“, než podstřelení ve stejné míře. Z tohoto pak může vyplývat určitá asymetrie v reakci měnové politiky a sledovaná asymetrie rozdělení odchylek inflace od cíle. Je poměrně zajímavé, že ČR vykazuje podobně „nakloněnou“ distribuční funkci jako ECB. Negativní hodnota šikmosti zde může být dána implicitní asymetrií měnové politiky (tedy centrální banka vyhodnocuje podstřelování cíle jako méně škodlivé než jeho nadstřelování, i když má cíl definován symetricky), kterou je také možné identifikovat například pro Nový Zéland a částečně také pro Chile. Je také zajímavé, že všechny ostatní země, které t-test identifikoval jako signifikantně podstřelující inflační cíl, buď vykazují relativně symetrická rozdělení odchylek inflace od cíle (Švédsko), nebo mají tato rozdělení nakloněná na druhou stranu (Polsko a Izrael). Asymetrii rozdělení odchylek inflace od cíle lze pro tyto země vysvětlit například hypotézou jejich obav ze snížení hladiny úrokových sazeb pod úroveň referenční země. Alternativní hypotézou mohou být určité obavy z velmi nízké inflace a jejích negativních dopadů do hospodářského růstu. Poměrně vysoká asymetrie rozdělení odchylek inflace od cíle (kladná šikmost) pro Maďarsko může být vysvětlitelná ne zcela čistým režimem inflačního cílování v této zemi (Maďarsko vedle inflace v minulosti cílovalo i kurz, přičemž několikrát dalo přednost udržení devizového kurzu ve fluktuacním pásnu před plněním inflačního cíle).

Jakkoliv je podstřelování inflace v ČR do jisté míry specifické z hlediska tvaru distribuční funkce, z porovnání vývoje ukazatelů podstřelování cíle pro celou skupinu deseti sledovaných ekonomik (viz graf 6) vyplývá, že vývoj v ČR poměrně dobře zapadá do mezinárodního kontextu. Skupina sledovaných zemí cílujících inflaci v období 1998-2007 v průměru inflaci podstřelovala, což je i v souladu s všeobecně přijímaným názorem, že období posledních deseti let znamenalo výrazné oslabení celosvětových inflačních tlaků. Období největšího rozsahu podstřelování cíle v ČR (roky 1998 až 1999 a 2002 až 2003) odpovídá poměrně dobře i období nejvíce záporných odchylek inflace od cíle na skupině sledovaných ekonomik i zvýšenému podílu zemí s inflací pod cílem v těchto obdobích. Zdá se tedy, že ČR minimálně do určité míry v této době podléhala globálním protiinflačním šokům, které byly umocněny specifickým transformačním charakterem české ekonomiky a vývojem devizového kurzu.

Graf 6: Plnění cíle napříč zeměmi (vývoj v čase)



5. ZÁVĚR

Problémy s naplňováním cílů měnové politiky se v ČR koncentrovaly do dvou období (1998-99 a 2002-03) poznamenaných epizodami kurzové apreciacie, na niž nestačila (nebo nechtěla) měnová politika dostatečně rychle a razantně reagovat. Porovnání charakteristik plnění inflačního cíle pro různé fáze inflačního cílování ukazuje na to, že se úspěšnost plnění cíle v čase měnila. Zatímco v době zavádění inflačního cílování byly odchylky inflace od cíle v mezinárodním srovnání velmi vysoké, v poslední době se ČNB přibližuje charakteristikám relativně úspěšnějších cílovačů inflace. ČNB výrazně nevyčnívá ze skupiny centrálních bank z rozvíjejících se tržních ekonomik cílujících inflaci z hlediska frekvence a rozsahu nestrefení tolerančního pásma cíle.

REFERENCE

- BALL, L., N. SHERIDAN (2003): “Does Inflation Targeting Matter?” IMF Working Paper 03/129.
- BULÍŘ, A., K. ŠMÍDKOVÁ, V. KOTLÁN, D. NAVRÁTIL (2007): “Inflation Targeting and Communication: Should the Public Read Inflation Reports or Tea Leaves?” CNB Working Paper No. 14.
- DĚDEK, O. (2000): “Příčiny a průběh měnových turbulencí v české ekonomice v roce 1997,” Politická ekonomie, č. 5, str. 605-621 a č. 6, str. 739-763.
- ČNB (1998-2007): “Zprávy o inflaci”.
- ČNB (1999) “Dlouhodobá měnová strategie,” Dokument projednaný v Bankovní radě ČNB dne 8. 4. 1999, http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategie_dokumenty.
- ČNB (2001) “Stanovení inflačního cíle pro období 2002 – 2005,” http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategie_dokumenty.
- ČNB (2002) “Strategie řešení kurzových dopadů přílivu kapitálu z privatizace státního majetku a z dalších devizových příjmů státu,” Vybrané části z materiálu schváleného vládou na svém zasedání dne 16.1. 2002, http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategie_dokumenty.
- ČNB (2003): “The Czech National Bank’s Forecasting and Policy Analysis System”.
- ČNB (2004): “Economic Research Bulletin,” Special Issue on Inflation Targeting, No. 1, Vol. 2, May 2004.
- ČNB (2005): “Economic Research Bulletin,” Special Issue on Business Cycle Estimation, No. 1, Vol. 3, May 2005.
- ČNB (2008): “Economic Research Bulletin,” Special Issue on 10 Years of Inflation Targeting, No. 1, Vol. 6, April 2008.
- ČNB (2008): “Protokoly z jednání bankovní rady,” http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/br_zapisy_z_jednani.
- GERŠL, A., T. HOLUB (2006): “Foreign Exchange Interventions Under Inflation Targeting: The Czech Experience,” Contemporary Economic Policy, Vol. 24, No. 4 (October), p.p. 475–491.
- HOLUB, T., J. HURNÍK (2008): “Ten Years of Czech Inflation Targeting: Missed Targets and Anchored Expectations”, Emerging Markets Finance and Trade, forthcoming.
- JOHNSON, D. (2002): “The effect of inflation targeting on the behavior of expected inflation: evidence from an 11 country panel,” Journal of Monetary Economics 49, pp. 1521-1538.

- KOTLÁN, V., D. NAVRÁTIL (2003): “Inflation Targeting as a Stabilisation Tool: Its Design and Performance in the Czech Republic,” *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, Vol. 53, No. 5-6, p.p. 220-242.
- LIN, S., H. YE (2007): “Does inflation targeting really make a difference? Evaluating the treatment effect of inflation targeting in seven industrial countries,” *Journal of Monetary Economics* 54 (2007), pp. 2521-2533.
- ROGER, S., M. STONE (2005): “On Target? The International Experience with Achieving Inflation Targets,” Washington, D.C., IMF Working Paper, no. 05/163 (August 1).
- ŠMÍDKOVÁ, K., ET AL. (1998): “Koruna Exchange Rate Turbulence in May 1997,” ČNB WP No. 2.

KAPITOLA 3

**JEDNODUCHÝ, MODELOVĚ NEZÁVISLÝ ROZKLAD PŘÍČIN NEPLNĚNÍ
VYHLÁŠENÉHO INFLAČNÍHO CÍLE**

MICHAL SKOŘEPA

1. ÚVOD

Úspěšnost centrální banky řídící svou měnovou politiku v režimu cílování inflace lze měřit mnoha způsoby. Vedle ukazatelů, jako je stabilita inflace, její trend směrem k hodnotám cílovaným v dlouhém období nebo pohyb inflačních očekávání v blízkosti inflačních cílů je jistě přirozeným měřítkem úspěchu centrální banky cílující inflaci také soulad skutečné inflace a inflačních cílů. Srovnání inflačních cílů České národní banky (ČNB) a skutečného vývoje inflace od roku 1998, kdy ČNB začala řídit svou měnovou politiku v režimu cílování inflace, do konce roku 2007 ukazuje, že středy inflačních cílů byly výrazně častěji podstřelovány než nadstřelovány.

V tomto příspěvku budeme zkoumat možnosti vysvětlení uvedené asymetrie v neplnění inflačních cílů pomocí čistě statistických nástrojů. Výhodou tohoto přístupu je jednoduchost a maximální možná oprostěnost od arbitrárních expertních zásahů v podobě kalibrace koeficientů nebo v podobě použití modelu odpovídajícího jedné z více existujících a soupeřících škol makroekonomického myšlení. Za toto oprostění se od dodatečných zdrojů informací použitelných pro provedení odhadů je ovšem nutno zaplatit cenu v podobě pouze orientačních výsledků.

Příčiny pozorovaného podstřelování inflačních cílů mohly být buď mimo ČNB, tj. podstřelování bylo způsobeno převážně protiinflačním charakterem vnějších šoků, nebo uvnitř ČNB, tj. podstřelování bylo způsobeno namířením měnové politiky ČNB na nižší než oficiálně cílované hodnoty (ať už toto vychýlené namíření bylo záměrné, nebo nikoli). A mohlo být zakotveno už v materiálech, které měla k dispozici pro své rozhodování bankovní rada ČNB, nebo mohlo vznikat až v myslech členů bankovní rady při rozhodování.

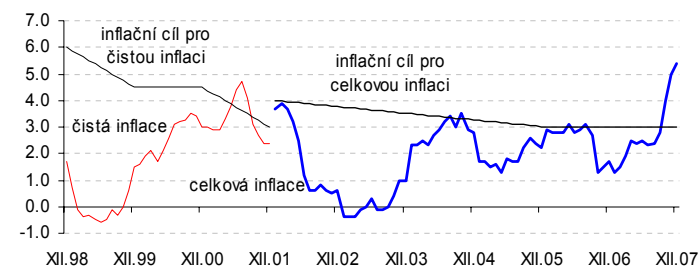
Výsledky provedených výpočtů naznačují, že jako statisticky věrohodnější se jeví vysvětlení skrze vychýlení měnové politiky ČNB. Bližší pohled na období od roku 2002 vede dále k závěru, že výchylka měnové politiky ČNB v tomto období vznikala nikoli během rozhodování bankovní rady, nýbrž už při tvorbě prognóz, z nichž bankovní rada při svém rozhodování vycházela.

Zbytek příspěvku má následující strukturu: část 2 blíže popisuje vývoj inflační mezery ve zkoumaném období, zatímco část 3 formuluje tři základní hypotézy, kterými se příspěvek zabývá. Část 4 přibližuje proceduru použitou pro zjištění, která hypotéza popisuje časovou řadu hodnot inflační mezery lépe. Část 5 předkládá výsledky výpočtů a část 6 přináší shrnutí hlavních myšlenek příspěvku.

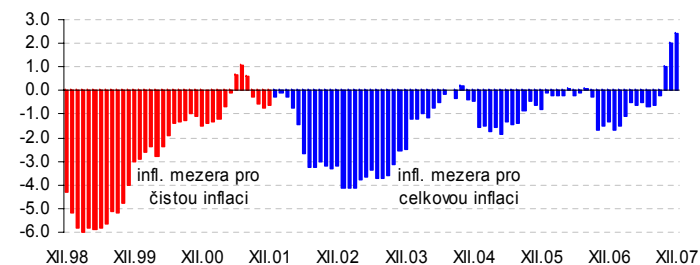
2. ZKOUMANÉ OBDOBÍ

Měnová politika ČNB byla řízena logikou cílování inflace počínaje přelomem let 1997 a 1998. Budeme-li pro jednoduchost předpokládat (v celém tomto příspěvku) zhruba roční zpoždění projevů měnověpolitického rozhodování, pak má smysl zkoumat příčiny neplnění cíle počínaje přelomem let 1998 a 1999. Celkově tedy budeme analyzovat (ne)plnění cíle v období 12/1998 – 12/2007. V období 12/1998 – 12/2001 byly cíle stanoveny jen pro prosinec každého roku; v tomto období zkonstruujeme implicitní inflační cíle pro zbytek měsíce každého roku lineárním propojením skutečných cílů. Celkově tak dostáváme 109 měsíců, v nichž je možné porovnat cíl a skutečnou inflaci (Graf 1) a získat hodnotu inflační mezery definované jako rozdíl mezi skutečnou inflací a inflačním cílem (Graf 2).

Graf 1: Vývoj (implicitního) inflačního cíle a příslušného ukazatele inflace



Graf 2: Vývoj inflační mezery



Toto období lze zkoumat buď vcelku jako jedinou etapu, nebo po rozčlenění do více etap. Čím jemnější dělení (více etap) zvolíme, tím podrobnější je informace o vývoji faktorů neplnění cíle v čase, ale na druhé straně tím méně kvalitní je tato informace ze statistického hlediska, protože vyšší počet etap značí nižší počet pozorování (a tedy počet stupňů volnosti) v každé z nich.

V průběhu celého období 1998–2007 lze najít hned několik zlomů, které by bylo možno využít jako základ pro vytvoření různých etapizací. Z hlediska techniky implementace cílování inflace v ČNB byl významný například rok 2002, kdy prognostický tým ČNB přešel od převážně expertně tvořených prognóz k prognóze integrující expertní i modelové přístupy (ČNB, 2002, Coats, Laxton & Rose, 2003). Naproti tomu z hlediska základní filozofie cílování inflace v České republice a také z hlediska zkušeností bankovní rady ČNB s tímto režimem a s vývojem domácí inflace byl velmi významný zejména rok 2003. Právě v tomto roce totiž existovaly hned dva – navzájem ovšem související – silné důvody pro posun v preferencích bankovní rady ČNB ve směru volnější měnové politiky: skončilo období intenzivní záměrné dezinflace a česká ekonomika dokonce zažila několik postupně měnících personálních složení, a tedy možná i celkové preference, bankovní rady ČNB.

Existují tedy důvody pro domněnku, že v průběhu zkoumaného období došlo k určitým strukturálním zlomům. Zde však v zájmu zachování dostatečného počtu stupňů volnosti budeme prezentovat výsledky pouze za období 12/1998-12/2007 jako celek.¹

3. HYPOTÉZY

Existují dvě základní možné příčiny asymetrie odchylek inflace od inflačního cíle: vychýlení šoků dopadajících na českou ekonomiku (tj. průměr těchto šoků nemá hodnotu nula) a vychýlení ČNB. V rámci vychýlení ČNB lze rozlišit vychýlení prognostického aparátu (jeho výstupy napomáhají plnění jiného než vyhlášeného inflačního cíle) a vychýlení preferencí bankovní rady (její rozhodnutí napomáhají plnění jiného než vyhlášeného inflačního cíle). Vychýlení preferencí bankovní rady může mít podobu buď vychýleného minima symetrické ztrátové funkce bankovní rady (viz například Svensson, 1996), nebo asymetrie ztrátové funkce bankovní rady (viz například Cukierman & Muscatelli, 2007).

Většinu dalších možných příčin neplnění inflačního cíle lze v prvním přiblížení zahrnout do některé z uvedených základních sfér. Například vychýlení obrazu ekonomiky, které může být obsaženo ve statistických datech dostupných v okamžiku měnověpolitického rozhodování (tj. problém práce s daty v tzv. reálném čase), lze zahrnout do sféry vychýleného prognostického aparátu (i když ve skutečnosti jde o faktor stojící mimo kontrolu ČNB).

Uvedené potenciální příčiny lze stručně rekapitulovat v podobě tří hypotéz:

Hypotéza A (od slova „aparát“): vychýlen byl prognostický aparát ČNB.

Hypotéza B (od sousloví „bankovní rada“): vychýleny byly preference bankovní rady ČNB.

Hypotéza S (od slova „šoky“): vychýleny byly šoky.

4. POUŽITÁ METODA

Každá, i zdánlivě zcela nemodelová, čistě statistická procedura samozřejmě ve skutečnosti musí vycházet z určitého aspoň rudimentárního modelu reality. Zde vyjdeme z jednoduché modelové představy, že měnová politika podniká vždy takové kroky, aby inflaci udržela v blízkosti inflačního cíle, tj. aby inflační mezera udržela v blízkosti nuly; pokud je inflační mezera - v důsledku působení šoku - v danou chvíli nenulová, měnová politika podniká takové kroky, aby ji postupně dovedla zpět k nule. Rychlost návratu inflační mezery k nule je dána perzistencí inflace, kterou lze modelovat jako autoregresní proces.²

Skutečná inflační mezera se od takto modelované trajektorie může v různých měsících více či méně lišit, tj. můžeme naměřit chybu našeho statistického modelu. Pokud taková chyba nastane, hned od příštího měsíce se jí model plně přizpůsobí, ale také ji začne prostřednictvím autoregresního procesu ihned „rozpouštět“. Do tohoto rozpouštění může samozřejmě později vstoupit další, nová chyba modelu inflační mezery. Půjde-li o chybu směrem dále od nuly (tj. ve stejném směru jako

byla předchozí chyba), doba rozpadu celkové chyby se samozřejmě prodlouží; půjde-li naopak o chybu ve směru k nule, doba rozpadu celkové chyby se naopak zkrátí.

Čím větší je chyba, která se vyskytne ve vývoji inflační mezery vůči modelové trajektorii, tím spíše lze takovou chybu vykládat jako šok, neboli jako projev nějaké neobvyklé události, která je „exogenní“, tj. do celého procesu svou povahou nepatří - měnová politika tuto událost a její dopad do vývoje inflace nečekala, a proto nemohla v předstihu podniknout kroky, které by zabránily tomuto dopadu do inflace. Jednu možnou definici hranice, za níž už budeme chybu považovat za „exogenní“ neboli za šok, nabízí níže popsaná statistická procedura.

Budeme sledovat, jak dobře mohou různé kombinace intenzity působení dvou základních příčin neplnění inflačního cíle (vychýlení ČNB vs. šoky) posloužit jako vysvětlení empirických dat o vývoji inflační mezery. Dopady vychýlení ČNB, tj. vychýlení prognostického aparátu a vychýlení preferencí bankovní rady, lze modelovat jako rozdíl a mezi inflačním cílem *projeveným* (k němuž měnová politika skutečně tlačí inflaci), symbolicky $\pi_t^T + a$, a inflačním cílem *vyhlášeným*, symbolicky π_t^T . Obecně tedy budeme předpokládat, že měnová politika se po celé zkoumané období chovala, jako by usilovala o inflační mezery o velikosti a . V případě vychýlení ČNB ve směru podstřelování je $a < 0$. Pokud tedy výpočet povede k $a < 0$, bude to podpora pro hypotézy A a B.

Druhou základní možnou příčinou podstřelování, tedy šoky, budeme modelovat pomocí dummy proměnných v rámci autoregresního procesu, tj. jako náhlé posuny inflační mezery na jinou úroveň, z níž se pak obnoví postupně přibližování inflační mezery k úrovni a .

Samozřejmě je nutné určit nějaký smysluplný způsob identifikace konkrétních období, v nichž mohl šok nejspíš nastat, tj. v nichž bychom jednotlivé dummy proměnné měli udělit hodnotu 1 (zatímco v ostatních obdobích bude hodnota této dummy proměnné 0). Zde budeme předpokládat, že podezření na výskyt šoku - a tedy použití hodnoty 1 pro jemu odpovídající dummy proměnnou - je oprávněně především v měsíci, ve kterém zjistíme velkou chybu u autoregresního modelu samotného, tj. bez jakýchkoli dummy proměnných. Šok, který se projeví několika výraznými změnami inflační mezery (a tedy výraznými chybami autoregresního modelu) ve dvou nebo více měsících po sobě, bude zachycen jako série dvou nebo více jednoměsíčních šoků, tj. ve formě dvou nebo více dummy proměnných, z nichž každá nabývá hodnotu 1 v jednom měsíci.

Pokud použijeme dummy proměnné pro jeden nebo více měsíců zvolených popsáním způsobem (každá dummy proměnná pro jeden měsíc) a pokud výpočet povede k závěru, že toto obohacení autoregresního modelu o jednu nebo více dummy proměnných statisticky pomáhá vysvětlit pozorovaný vývoj inflační mezery, bude to podpora pro hypotézu S.

Je nutno zdůraznit, že mezi „šoky“ a „vychýlením ČNB“ je menší rozdíl, než by se mohlo zdát: v obou případech jde v podstatě o souhrn šoků. Rozdíl mezi těmito kategoriemi je v tom, jaké typy šoků (z hlediska průběhu) obsahují. „Vychýlení ČNB“ je souhrnem dlouhodobě (nebo opakovaně) působících šoků, jako je především posun projeveného inflačního cíle oproti oficiálnímu cíli; může sem však patřit například i opakovaná nečekaně silná apreciacie nominálního měnového kurzu nebo třeba nečekaně dlouhodobý a silný boj řetězců o podíl na českém trhu formou potlačeného růstu maloobchodních cen. „Šoky“ jsou souhrnem naopak jednorázově působících šoků, ať už se jedná o skok v regulovaných cenách, změnu sazeb DPH, krátkodobou prudkou apreciaci kurzu nebo třeba

¹ Výpočty provedené pro kratší etapy tak, aby byl explicitně zviditelněn případný vliv uvedených strukturálních zlomů, vedly zejména pro etapy zahrnující posledních několik let k neintuitivním výsledkům - pravděpodobně v důsledku nedostatečného počtu stupňů volnosti.

² Metodu analýzy inflační mezery založenou naopak na detailním modelu fungování ekonomiky popisuje například Filáček (2007).

ojedinělý výrazný omyl aparátu ČNB při sestavování prognózy nebo bankovní rady při nastavování úrovně měnověpolitických sazeb.³

Pokud tedy byla ČNB ve zkoumaném období *opakovaně* překvapována například silnější než prognózovanou apreciáci nominálního měnového kurzu, zde zvolená metoda tento faktor zařadí do kategorie „vychýlení ČNB“, nikoli do kategorie „šoky“. Tento přístup se nezdá být v hrubém rozporu s intuitivním významem slov „šok“ a „vychýlení ČNB“: šokem můžeme nazývat překvapení centrální banky, které se vynoří jednou za čas, a je tedy nezvyklé, zatímco je-li centrální banka překvapována z určitého směru opakovaně nebo dlouhodobě, můžeme mluvit spíše o jejím vychýlení vůči základním pravidlům fungování dané ekonomiky a prostředí, v němž tato ekonomika funguje.⁴

Statistický význam jednotlivých typů vychýlení budeme odhadovat metodou minimalizace hodnoty Akaikeho informačního kritéria přes tři argumenty:⁵

- stupeň autoregrese inflační mezery (p),
- počet šoků (n) seřazených od největšího,
- velikost vychýlení ČNB (a).

Pro dané p a dané a budeme v prvním kroku časovou řadu hodnot inflační mezery $\pi_t - \pi_t^T$ modelovat procesem $AR(p)$. Chyby (rezidua) tohoto modelu budeme považovat za indikace hlavních šoků, které se v inflaci projeví ve zkoumaném období. Čím je chyba větší, tím je pravděpodobnější, že se za ní skrývá šok ve výše uvedeném smyslu. Chyby procesu $AR(p)$ proto seřadíme podle velikosti od největší po nejmenší; v následných odhadech si budeme všímat především těch největších, protože právě ty jsou nejpravděpodobněji odrazem šoků.

V druhém kroku provedeme OLS regresi, v níž výchozí $AR(p)$ proces obohatíme o dummy proměnnou D_1 odpovídající *největšímu* šoku. Vytvoříme tak model, který vědomě předpokládá, že vývoj inflační mezery ve zkoumaném období lze vysvětlit vychýlením ČNB a tímto *jedním* šokem. Dummy proměnná bude mít hodnotu 1 v měsíci, v němž byla naměřena *největší* chyba $AR(p)$ procesu, a hodnotu 0 v ostatních měsících. To samozřejmě neznamená, že bychom předpokládali, že daný šok se v inflaci projevil posunem právě o 1 procentní bod: odhadovaný rozsah projevu daného šoku v inflaci bude zachycen teprve až koeficientem (v níže uvedené rovnici koeficient β_{21}), který této dummy proměnné přiřadí odhadovací procedura.

Poté provedeme další regresi, v níž výchozí $AR(p)$ proces obohatíme nejen o dummy proměnnou D_1 , ale navíc o dummy proměnnou D_2 odpovídající *druhému největšímu* šoku. Dummy proměnná D_2 bude mít hodnotu 1 v měsíci, v němž byla naměřena *druhá největší* chyba $AR(p)$ procesu, a hodnotu 0 v ostatních měsících. Obohacením $AR(p)$ procesu o proměnné D_1 a D_2 vytvoříme model, který vědomě předpokládá, že vývoj inflační mezery lze vysvětlit vychýlením ČNB a *dvěma* šoky.

³ Vedle krátkodobých šoků („šoky“) nebo dlouhodobých šoků („vychýlení ČNB“) můžou samozřejmě nastat i šoky střednědobé, které se neprojevily skokem v inflační mezeře z měsíce na měsíc, ale na druhé straně nepůsobily opakovaně ani po většinu zkoumaného období. Tyto šoky zde zvolená ekonometrická metoda zatřídí do jedné nebo druhé extrémní kategorie (vychýlení ČNB vs. šoky) podle jejich konkrétního průběhu. Toto zjednodušené vnímání vývoje inflace na krátkodobé a dlouhodobé šoky je daní za modelovou nezávislost, jednoduchost a transparentnost celé metody.

⁴ Závěr J. Filáčka (2007), že vývoj inflační mezery v ČR v letech 2000–2006 do značné míry vysvětlují *opakovaně* chybné předpoklady o vývoji v zahraničí, lze tedy v jazyce tohoto příspěvku formulovat i tak, že jde o důsledek vychýlení ČNB.

⁵ Výpočty byly provedeny pomocí sady programů vytvořených v prostředí EViews 6.

V dalších krocích budeme $AR(p)$ proces obohacovat o další dummy proměnné odpovídající čím dál menším šokům.

Uvedeným postupem získáme pro dané p a a sadu regresí, které se liší hodnotou n , tj. počtem šoků. Obdobně získáme sady regresí s různými n také pro další realistické hodnoty p a a . V rámci takto získaného souboru regresí pak budeme hledat tu regresi, která vykazuje nejmenší hodnotu tzv. korigovaného Akaikeho informačního kritéria AIC_c (tj. standardního AIC s korekcí druhého řádu pro malé vzorky).⁶

Hodnoty a budeme volit ve stupních po 0,25 p.b. a v zájmu udržení co nejvyššího počtu stupňů volnosti budeme předpokládat konstantní a v průběhu celého zkoumaného období. Budeme tedy odhadovat vztahy ve formě

$$\pi_t - (\pi_t^T + a) = \sum_1^p \beta_{1i} * [\pi_{t-i} - (\pi_{t-i}^T + a)] + \sum_1^n \beta_{2i} * D_i + v_t,$$

kde v_t je náhodný člen, a metodou grid search budeme hledat trojici hodnot $(p; a; n)^*$, pro kterou je hodnota $AIC_c(p; a; n)$ nejmenší.⁷

Pokud zjistíme, že například $(p; a; n)^* = (1; -0,5 \text{ p.b.}; 2)$, znamená to, že vývoj inflace ve zkoumaném období určovaly dva šoky a celkově také vychýlení ČNB, tj. prognostického aparátu nebo preferenci bankovní rady, v podobě projevového cíle nacházejícího se zhruba půl procentního bodu pod oficiálně vyhlášeným cílem, přičemž tyto faktory působily na pozadí perzistence inflační mezery odpovídající modelu $AR(1)$.

Výhodou této metody rozkladu je jednoduchost, srozumitelnost a transparentnost daná její výhradně empirickou, statistickou povahou: s výjimkou základního předpokladu o perzistentním návratu inflace k (projevenému) inflačnímu cíli nejsou v pozadí níže uvedených výpočtů žádné teoretické předpoklady o struktuře nebo fungování ekonomiky, ani žádné kvantitativní, kalibrační předpoklady o hodnotách parametrů, ani jakékoli jiné expertní zásahy. Nevýhodou je skutečnost, že této metodě mohou uniknout šoky, které trvaly jen krátce a nepřicházely opakovaně (takže nejsou zachyceny ve vychýlení ČNB) a které se projevíly nikoli náhlým velkým posunem hodnot inflační mezery, nýbrž „plíživým“ zvyšováním těchto hodnot během více měsíců (takže nejsou zachyceny v šocích).

Popsaná metoda sama o sobě ukáže souhrnnou statistickou sílu hypotéz 1 a 2 (v porovnání se silou hypotézy 3), tj. statistickou významnost souhrnného vlivu vychýlení prognostického aparátu a vychýlení preferenci bankovní rady. Oddělený vliv těchto dvou faktorů lze pak odhadnout doplněním informace o odchylkách rozhodnutí bankovní rady od rozhodnutí konzistentních s výstupy prognostického aparátu: například pokud se skutečná měnověpolitická rozhodnutí neodchylovala systematicky od výstupů prognostického aparátu, pak je možné zjištěnou souhrnnou sílu hypotéz 1 a 2 zcela připsat na vrub hypotézy 1 (vychýlení prognostického aparátu).

⁶ Pokud po vložení další vysvětlující proměnné (v našem případě dalšího šoku) je zlepšení odhadu tak velké, že stojí za ztrátu jednoho stupně volnosti v důsledku využití této proměnné, pak hodnota AIC_c klesne; v opačném případě stoupne. Při rozhodování o využití dalších proměnných v daném statistickém modelu je proto třeba se snažit o minimalizaci hodnoty AIC_c – viz např. Burnham & Anderson (2004).

⁷ Intuitivně lze očekávat, že pokud by všechny šoky byly protiinflační, pak pro dané p povede zvýšení n (vyšší počet šoků) k růstu a (oslabení protiinflačního vychýlení ČNB ze záporných hodnot směrem k nule). Jak ale uvidíme, ve zkoumaném souboru pozorování bylo možné vystopovat i náznaky šoků směrem k vyšší inflaci.

Toto rozlišení vlivu vychýlení prognostického aparátu od vychýlení preferencí bankovní rady lze ovšem provést jen pro ta období, v nichž výstupy prognostického aparátu obsahovaly doporučení ve smyslu konkrétních měnověpolitických rozhodnutí. V případě ČNB můžeme tedy takto postupovat teprve až od přechodu na „nepodmíněnou“ integrovanou prognózu v roce 2002.

Abychom získali rozdíl mezi prognózovaným a skutečným nastavením úrokových sazeb v každém měsíci v podmínkách čtvrtletně připravované prognózy (což je případ ČNB), budeme aktuální nastavení sazeb, které by hypoteticky bylo prognózováno měsíc, resp. dva měsíce po zpracování poslední prognózy, aproximovat jako vážený průměr prognózy pro celé dané čtvrtletí a skutečného nastavení v daném měsíci (toto skutečné nastavení totiž v sobě nese informaci o implikacích dat zveřejněných po dokončení prognózy). Pro okamžik měsíc po zpracování prognózy budeme volit váhy 2:1 ve prospěch prognózy, zatímco dva měsíce po zpracování prognózy to bude 1:2.

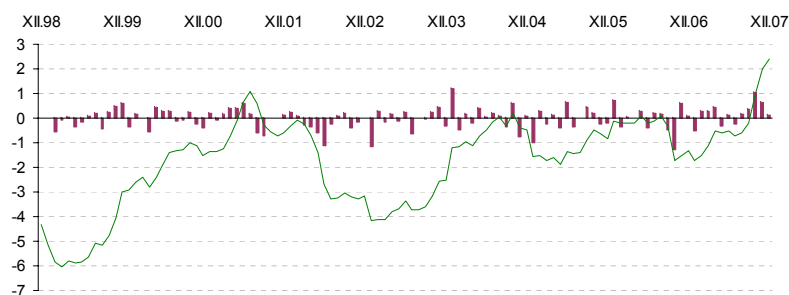
5. VÝSLEDKY

V celém období 12/1998-12/2007 je k dispozici celkem 109 měsíčních hodnot inflační mezery.

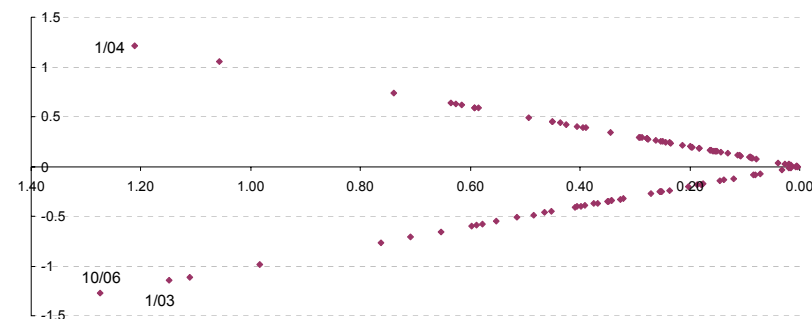
Minimalizace *standardního* AIC ukazuje na AR(2) jako nevhodnější model vývoje inflační mezery a vede k identifikaci některých šoků jako statisticky významných. Protože však pro malé vzorky je AIC_c vhodnější a pro velké vzorky konverguje AIC_c ke standardnímu AIC, je lepší se řídit hodnotami AIC_c.

Minimalizace AIC_c vede k závěru, že vývoj inflační mezery ve zkoumaném období je nejlépe vysvětlen jako výsledek procesu AR(2). V případě tohoto modelu je k dispozici 107 pozorování, přičemž odchylky skutečně pozorovaných hodnot inflační mezery od modelových hodnot identifikují potenciální šoky. Tyto odchylky jsou v pořadí podle výskytu v čase znázorněny (společně s vývojem inflační mezery) v Grafu 3 a v pořadí podle velikosti v Grafu 4.

Graf 3: Inflační mezera a rezidua jejího AR(2) modelu



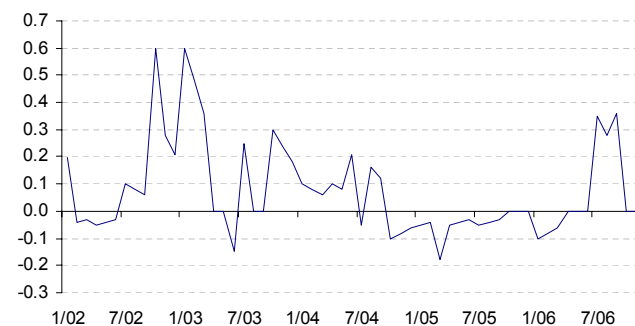
Graf 4: Rezidua AR(2) modelu inflační mezery, pořadí podle velikosti



Přestože se v průběhu zkoumaného období objevila řada zřetelných rozdílů mezi skutečnou inflační mezerou a hodnotou AR(2) modelu, minimalizace AIC_c ukázala, že statisticky nejlépe je skutečnost vystižena AR(2) procesem bez jediného výrazného šoku, a to na pozadí znatelného (-0,5 p.b.) trvalého vychýlení ČNB ve prospěch nižší než oficiálně cílované úrovně inflace.

Díky přechodu ČNB na „nepodmíněnou“ integrovanou prognózu v roce 2002 můžeme pro období 1/2003-12/2007 vliv vychýlení ČNB dále rozložit na vliv vychýlení prognostického aparátu a vliv vychýlení preferencí bankovní rady. Příslušný výpočet ukazuje (viz Graf 5), že bankovní rada se ve svých časově odpovídajících rozhodnutích (1/2002-12/2006) odchylovala od rozhodnutí konzistentního s výstupy prognostického aparátu v průměru o cca 0,08 p.b. V kontextu citlivosti inflace na úrokové sazby v tomto aparátu uvedená odchylka odpovídá průměrnému dopadu do inflace cca 0,03 p.b. V prvním přiblížení lze tedy říci, že zjištěné vychýlení ČNB v období 1/2003-12/2007 padá především na vrub vychýleného prognostického aparátu.

Graf 5: Odhad odchylek skutečného nastavení 3M PRIBORu od nastavení konzistentního s výstupy prognostického aparátu



Z grafů 3 a 4 je zřejmé, že ve vývoji inflační mezery se vyskytlo několik nenadálých posunů, které budí podezření, že se jednalo o projevy skutečných šoků: jde například o období v polovině roku 2002, na podzim 2006 nebo na konci roku 2007. Jak ale plyne z popsanych výsledků minimalizace AIC_c, ani ten největší z těchto posunů (pozorovaný v říjnu 2006) není natolik razantní, aby jeho explicitní zařazení coby šoku do regrese vyvážilo z hlediska AIC_c ztrátu jednoho stupně volnosti. Ze stanovených tří hypotéz o důvodech podstřelování tak podporu dostávají spíše hypotézy A a B na úkor hypotézy S, tj. podstřelování bylo způsobeno vychýlením ČNB spíše než vychýlenými šoky.

Jak už bylo výše zmíněno, nevýhodou zde zvolené identifikace šoků je, že zachytí pouze šoky, které se projeví prudkou změnou inflace z měsíce na měsíc a nepůsobily dlouhodobě ani opakovaně. Mnohé šoky se však mohly v inflaci mohly projevit rozložené v čase, tj. spíše jako série posunů inflace jedním směrem, přičemž jednotlivé posuny v této sérii nemusí být samy o sobě nijak dramatické. Takové potenciální šoky lze ve vývoji inflace identifikovat nikoli jako odchylky daného autoregresního procesu od skutečnosti v *jediném* měsíci, nýbrž jako série odchylek v *několika* měsících.

Pokud bychom chtěli identifikovat šoky do inflace v této strukturovanější podobě, museli bychom a priori nadefinovat, jak má profil šoku v čase přesně vypadat: kolik měsíců po sobě by musela příslušná dummy proměnná mít nenulovou hodnotu a zda by měla ve všech těchto měsících stejnou hodnotu, nebo by její hodnoty klesaly z počátečního maxima, nebo by nejprve k maximu jeden či dva měsíce stoupaly atd.

Přechodem ke kterémukoli takovému „expertnímu“ modelu šoku do inflace bychom však opustili základní myšlenku tohoto příspěvku, kterou byla snaha porozumět klíčovým determinantům podstřelování inflačních cílů ve zkoumaném období za pomoci maximálně modelově nezávislých, čistě statistických nástrojů. Pokud tedy nastaly šoky, které se projeví ve více měsících po sobě, pak jejich projev v každém měsíci byl natolik nevýrazný, že zde použité metodice takové šoky unikly, nebo (pokud působily dlouhodobě nebo opakovaně) se staly součástí odhadnutého vychýlení ČNB.

6. ZÁVĚR

Pro jednoduchý, modelově nezávislý rozklad příčin neplnění inflačních cílů Českou národní bankou byla použita čistě statistická procedura, která vycházela z předpokladu, že podezření na výskyt šoku je nejvyšší v obdobích největších odchylek skutečné inflační mezery od jejího autoregresního modelu. Výhodou takovéto procedury oproti dnes mnohem populárnějším modelovým přístupům je její jednoduchost, průzračnost a nezátíženost různými teoretickými nebo expertními předpoklady o vztazích v ekonomice a kalibrací hodnot obtížně odhadnutelných parametrů.

Za nevyužití dodatečných zdrojů informací je ovšem v empirické práci vždy třeba zaplatit cenu. Zde je touto cenou naše schopnost rozlišit pouze dva obecné typy šoků. Za prvé, šoky, které se projevovaly dlouhodobě nebo opakovaně; tyto šoky zde chápeme jako projev permanentního vychýlení centrální banky, ať záměrného nebo nikoli a ať už bylo toto vychýlení dáno asymetrií preferencí bankovní rady nebo asymetrií prognostického aparátu (například soustavným podceňováním výhledu apreciacie nominálního měnového kurzu). Za druhé, šoky, které se projeví jednorázově prudkou změnou inflace z měsíce na měsíc - pouze tyto šoky zde použítá procedura chápe jako skutečné šoky.

Zvolená statistická procedura vede k závěru, že ve zkoumaném období 12/1999-12/2007 existovalo vychýlení ČNB ve směru spíše nižší než oficiálně cílované inflace. Toto vychýlení protiinflačním směrem činilo v průměru zhruba 0,5 procentního bodu. Statisticky nejujavnějším autoregresním modelem odchylek inflace od cíle je AR(2) proces okolo projevového cíle odchýleného o uvedených 0,5 procentního bodu od oficiálního cíle, přičemž tento vývoj nebyl poznamenán žádným statisticky významným jednorázovým šokem do inflace.

Porovnání prognóz úrokových sazeb a rozhodnutí bankovní rady ČNB konkrétně od roku 2002 dále ukázalo, že bankovní rada se ve svých rozhodnutích o nastavení měnověpolitických úrokových sazeb vcelku pevně držela prognóz. Přinejmenším v posledních několika letech tedy bylo vychýlení ČNB dáno spíše vychýlením prognostického aparátu než vychýlením preferencí bankovní rady.

Tento příspěvek, založený na jednoduchých, modelově nezávislých postupech, jistě nepřináší detailní a vyčerpávající analýzu daného problému; dává spíše jen velmi hrubou, orientační představu o poměrných vahách základních možných příčin neplnění inflačního cíle v ČR ve zkoumaném období.

Jistý přínos tohoto příspěvku snad můžeme spatřovat na poněkud obecnější rovině, a to v upozornění na zdánlivě banální skutečnost, kterou v dnešní době tíhnoucí k čím dál složitějším a strukturovanějším modelům již mnozí ani nevnímají: cenou za nezátíženost teoretickými, expertními, kalibračními a podobnými předpoklady je chudoba výsledků; cenou za bohatství výsledků je však naopak zatíženost uvedenými předpoklady.

Navíc příspěvek nepřímou poukazuje na názvoslovnou - a snad poněkud provokativní - otázku: jak dlouho musí přetrvávat překvapení centrální banky z určitého směru (dejme tomu ze směru apreciacie nominálního měnového kurzu), abychom toto překvapení hodnotili ex post nikoli jako „šok“, nýbrž jako „vychýlení prognostického aparátu centrální banky“?

REFERENCE

- BURNHAM, K. P. A D.R ANDERSON (2004): “Multimodel inference: Understanding AIC and BIC in model selection,” *Sociological Methods in Research*, 33, 261–304.
- COATS, W., D. LAXTON, A D. ROSE (eds.) (2003): *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System*, Praha, ČNB.
- CUKIERMAN, A. A A. MUSCATELLI (2008): “Nonlinear Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: Evidence from the United Kingdom and the United States,” *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 8 (1), Article 7, <http://www.bepress.com/bejm/vol8/iss1/art7>.
- ČNB (2003): “ČNB pozměňuje typ své prognózy inflace,” In: *Zpráva o inflaci - červenec 2002*, Praha, ČNB.
- FILÁČEK, J. (2007): “Why and How to Assess Inflation-Target Fulfillment,” *Finance a úvěr - Czech Journal of Economics and Finance*, 57, 577-594.
- SVENSSON, L.E.O. (1996): “Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets,” NBER WP 5797, <http://www.nber.org/papers/5797>.

KAPITOLA 4

PŘÍČINY ODCHYLEK INFLACE OD CÍLŮ ČNB – EMPIRICKÁ ANALÝZA

TOMÁŠ HOLUB

1. ÚVOD

Tento příspěvek přináší empirickou analýzu důvodů odchylek inflace od cílů ČNB během prvních deseti let režimu cílování inflace. V části 2 podává přehled těchto důvodů obsažených v dosavadní literatuře o cílování inflace v ČR a používá jednoduchou korelační analýzu a testy Grangerovy kauzality k identifikaci, které vysvětlující veličiny se zdají mít statisticky významný vztah k odchylkám inflace od cíle a s jakým zpožděním. V části 3 jsou pak odhadnuty dva VAR modely, zkoumány impulsní odezvy odchylek inflace od cíle na jednotlivé šoky a rozklad variance této veličiny.

Na základě těchto analýz je možné vyslovit závěr, že v krátkém období jsou nejvýznamnějším faktorem odchylek inflace od cíle šoky do cen zemědělských výrobců. Ve střednědobém horizontu se však jednoznačně nejdůležitějším faktorem stává vývoj mezery reálného kurzu. Hlavním společným makroekonomickým rysem dvou období nejvýraznějšího podstřelování inflačních cílů skutečně bylo výrazné nečekané posílení kurzu koruny. Problémy vyvolané kurzem byly ještě dále umocněny souběhem s dalšími faktory, které však byly spíše méně významné a samy o sobě by pravděpodobně vedly k méně výrazným a krátkodobějším epizodám podstřelení inflačních cílů. Analýza však nedává odpověď na otázku, proč bylo plnění cílů asymetricky vychýleno směrem k jejich podstřelování a v obdobích depreciačních korekcí kurzu nedocházelo naopak k přestřelení cílů ČNB.

2. PŘEHLED LITERATURY A JEDNODUCHÉ STATISTICKÉ TESTY

Plnění cílů ČNB během prvních deseti let režimu cílování inflace bylo výrazně ovlivněno dvěma epizodami výrazného postřelování cíle, k nimž došlo v letech 1998-99 a 2002-03. Dosavadní literatura se shoduje na seznamu příčin tohoto výrazného podstřelování cíle (viz např. Kotlán a Navrátil, 2003; Geršl a Holub, 2006). Jednalo se o klesající ceny potravin (obě období), nízké ceny ropy (obě období), zastavení deregulací (2002-03), fiskální a měnovou restrikcí (1998-99), zpomalení růstu v EU (2002-03) a posílení kurzu koruny (obě období). Pro srovnání, ČNB ve svých Zprávách o inflaci připsala v letech 1998-99 postřelení cíle v první řadě cenám potravin, a dále pak slabé domácí poptávce, posílení kurzu a nízkým cenám ropy v roce 1998. V letech 2002-03 ČNB poukazovala zejména na dezinflační působení regulovaných cen, cen potravin, apreciaci kurzu a vývoj v zahraničí.

Nevýhodou uvedených prací je to, že s výjimkou Zpráv o inflaci ČNB nekvantifikují relativní význam jednotlivých faktorů. Zároveň nezohledňují endogenní vazby mezi těmito faktory, jako je např. vliv kurzu, měnové a fiskální politiky či vývoje v zahraničí na domácí ceny potravin a regulované ceny i zpětný vliv cenového vývoje na nastavení měnové politiky. Bez zohlednění těchto vazeb je jakákoli kvantifikace problematická, což vrhá stín pochybnosti i na analýzu obou uvedených období prezentovanou ve Zprávách o inflaci. Pro obě tato období byla totiž prognóza ČNB sestavována metodami krátkodobé prognózy, a tak byla i následně hodnocena z hlediska svého naplňování. Tyto metody nebyly příliš vhodné pro zachycení střednědobých endogenních vazeb v ekonomice (viz Coats a kol., 2003). Stávající model QPM začal být používán až v polovině roku 2002, kdy již vrcholila druhá apreciační epizoda kurzu. Jeho využití při analýze důvodů odchylek inflace od cíle (viz Filáček, 2007; Antoníčková a kol., 2008) bylo proto možné až od počátku roku 2004, kdy se již inflace postupně vracela do cíle.

V práci Holub a Hurník (2008) je vyjádřen názor, že společným klíčovým rysem obou epizod byl kurzový vývoj. Z důvodu stručnosti však není podána dostatečně detailní evidence pro toto tvrzení, resp. tato evidence je pouze zmiňována v poznámce pod čarou. Zde prezentovaný příspěvek odstraňuje uvedený nedostatek a přináší detailní empirickou analýzu příčin odchylek inflace od cíle.

Citované práce nám mohou – i přes svoje problémy – pomoci sestavit seznam veličin, jejichž statistickou i ekonomickou významnost při vysvětlování odchylek inflace od cíle budeme dále zkoumat. Konkrétně jsme se v této práci zaměřili na následující veličiny: reálný kurz, ceny zemědělských výrobců (CZV), dolarové ceny ropy, zahraniční i domácí ekonomickou aktivitu a domácí reálné úrokové sazby.

Všechny veličiny používáme s čtvrtletní frekvencí ve formě odchylek od odhadnutých rovnovážných úrovní, neboť i analyzovanou veličinu – odchylku inflace od cíle¹ – lze chápat jako odchylku od rovnováhy. U cen ropy a cen zemědělských výrobců se jedná vždy o odchylky od trendu odhadnutého Hodrickovým-Prescottovým (HP) filtrem.² V případě mezery reálného kurzu, reálných úrokových sazeb a domácí i zahraniční mezery výstupu pracujeme se dvěma alternativními odhady. První je založen na strukturálním Kalmanovu filtru, který ve svých analýzách a prognózách využívá ČNB (viz Beneš a N'Diaye, 2003), druhý na HP filtru. Výhodou použití Kalmanova filtru je skutečnost, že odhadnuté „gapové“ veličiny odpovídají náhledu centrální banky na vývoj české ekonomiky. Na druhou stranu však jeho použití může zanášet do výpočtů zkreslení v podobě implicitních apriorních předpokladů o průběhu transmise, tak jak je zachycuje model QPM používaný v ČNB. Použití alternativního odhadu HP filtrem, který je filtrem neparametrickým, je proto možno chápat jako ověření robustnosti výsledků.³

Použitá data a odhady odpovídají prognóze ČNB ze Zprávy o inflaci I/2008 a pokrývají prvních deset let cílování inflace, tj. časové období od prvního čtvrtletí 1998 do čtvrtého čtvrtletí 2007.

K otestování statistické významnosti uvedených veličin byla nejprve použita jednoduchá korelační analýza a párové testy Grangerovy kauzality. Jednou z veličin byla vždy odchylka inflace od cíle, na druhé straně stála vždy jedna z výše uvedených vysvětlujících veličin. Výsledky jsou uvedeny v tabulce 1. U obou testů je uváděna vždy hodnota korelačního koeficientu, resp. hladina pravděpodobnosti Grangerovy kauzality pro zpoždění, které tyto statistiky maximalizovalo.

Všechny uvedené vysvětlující veličiny mají statisticky významnou a ve většině případů ekonomicky intuitivní korelaci s odchylkou inflace od cíle se zpožděním 0 (pro CZV) až 10 čtvrtletí (pro zahraniční mezeru výstupu). V případě reálného kurzu je zpoždění 3 čtvrtletí, v případě mezery reálných úrokových sazeb 0-2 čtvrtletí (v závislosti na metodě jejího výpočtu). Překvapující je pouze dlouhé zpoždění a znaménko u zahraniční mezery výstupu, které je v rozporu s ekonomickou intuicí a naznačuje tak, že se může jednat spíše o náhodnou korelaci než o skutečně kauzální vztah.

¹ Pro období let 1998-2001 jde o odchylku čisté inflace od středu cíle, který byl z hodnot pro konce roku lineárně extrapolován do jednotlivých čtvrtletí. Pro pozdější období jde o odchylku celkové inflace od středu cílového pásma, respektive od bodového cíle ČNB.

² U cen zemědělských výrobců a cen ropy jsme rovněž zkoušeli pracovat s meziročními změnami namísto odchylek od H-P trendů, neboť neočekávaná změna těchto cen může vyvolat odchylku inflace od cíle bez ohledu na to, zda se jedná o posun dlouhodobé rovnováhy nebo o dočasný výkyv. Výsledky však byly kvalitativně podobné, a v dalším textu je tedy neprezentujeme.

³ U mezery reálných úrokových sazeb je rovněž rozdíl v tom, že u Kalmanova filtru jsou nominální sazby deflovány částečně vprředhledicemi očekáváními, zatímco u HP filtru jsou očekávání brána jako čistě vzadhledicí.

Všechny vysvětlující veličiny s výjimkou CZV⁴ a mezery reálných sazeb počítané HP filtrem zároveň dle provedeného testu Granger způsobují odchylku inflace od cíle alespoň na 10% hladině významnosti, a to obvykle se zpožděním 1-2 čtvrtletí (pouze u zahraniční mezery výstupu je zpoždění dlouhé 10 čtvrtletí, v souladu se závěry korelační analýzy, a tudíž obtížně interpretovatelné). Tyto výsledky tedy opodstatňují další zkoumání vztahu těchto veličin a odchylek inflace od cíle.

Tabulka 1: Faktory odchylky inflace od cíle – korelační analýza a Grangerova kauzalita

Vysvětlující proměnná	Korelační koeficient ^{1,2)}	Test Grangerovy kauzality – pravděpodobnost ²⁾
Zahraněční mezeru výstupu - KF	-0,40* (10)	4,0 % (10)
Zahraněční mezeru výstupu -HP	-0,44* (10)	5,1 % (10)
Cena ropy	0,51* (3)	0,8 % (1)
Mezeru reálného kurzu - KF	-0,59* (3)	0,0 % (1)
Mezeru reálného kurzu - HP	-0,52* (3)	0,0 % (1)
Ceny zemědělských výrobců	0,58* (0)	14,1 % (1)
Mezeru výstupu – KF	0,55* (0)	0,5 % (2)
Mezeru výstupu – HP	0,47* (1)	5,4 % (1)
Mezeru reálných sazeb - KF	-0,51* (2)	0,0 % (0)
Mezeru reálných sazeb - HP	-0,75* (0)	14,1 % (4)

Zdroj: vlastní výpočet.

Poznámka: HP značí odhad HP filtrem, KF odhad Kalmanovým filtrem; 1) * označuje statisticky signifikantní výsledek na 5% hladině pravděpodobnosti. 2) Údaj v závorce je počet zpoždění mezi vysvětlující veličinou a odchylkou inflace od cíle, maximalizující statistickou významnost neuzavřeného vztahu.

Zkoumána byla i obrácená korelace a kauzalita směřující od odchylky inflace od cíle ke zkoumaným veličinám, která však v tabulce 1 není prezentována z důvodu stručnosti. Obrácená kauzalita byla statisticky významná alespoň na 10% hladině pravděpodobnosti téměř u všech veličin s výjimkou zahraniční mezery výstupu odhadnuté Kalmanovým filtrem. V případě cen ropy, které je možno považovat za čistě exogenní veličinu, není tento závěr příliš intuitivní. S ohledem na malé časové zpoždění se lze domnívat, že jde spíše o koincidence obou veličin než skutečně kauzální vztah. V případě domácích veličin však není možnost obrácené kauzality překvapující a pouze potvrzuje názor vyjádřený v úvodu této kapitoly, že řada veličin používaných v dosavadní literatuře k vysvětlování odchylek inflace od cíle má ve skutečnosti endogenní charakter, který je třeba při analýze zohlednit.

3. ODHAD VAR MODELŮ

Zohlednění endogenních vazeb mezi jednotlivými veličinami je možno provést odhadem VAR modelů, které jsou prezentovány v této kapitole. Tyto VAR modely nám zároveň umožňují identifikovat nejen statistickou významnost jednotlivých faktorů pomocí zkoumání impulsních odezev na šoky, ale i analyzovat jejich ekonomickou významnost prostřednictvím rozkladu variance odchylek inflace od cíle. Konkrétně byly odhadnuty dva modely, jež lze oba zapsat v následující obecné podobě:

⁴ Statistická nevýznamnost CZV je zřejmě dána tím, že vztah je dle provedené korelační analýzy (a v souladu s empirickou zkušeností) bez zpoždění, což nemůže Grangerův test kauzality z definice zachytit.

$$Y_t = aLY_t + v_t \quad (1)$$

$$Y_t = [ea_gap_t, poil_gap_t, er_gap_t, czv_gap_t, gdp_gap_t, pi_gap_t, ir_gap_t] \quad (2),$$

kde *ea_gap* značí zahraniční mezeru výstupu (aproximovanou eurozónou v efektivním vyjádření, tj. s jednotlivými zeměmi váženými dle jejich podílu na českém zahraničním obchodě), *poil_gap* odchylku dolarových cen ropy od rovnováhy, *er_gap* odchylku reálného kurzu od rovnováhy, *czv_gap* odchylku cen zemědělských výrobců od rovnováhy, *gdp_gap* domácí mezeru výstupu, *pi_gap* odchylku inflace od cíle, *ir_gap* mezeru reálných tříměsíčních sazb, v_t vektor reziduí a L operátor zpoždění. Oba modely se od sebe lišily pouze tím, zda do nich vstupovaly mezery zahraniční a domácí poptávky, reálného kurzu a reálných úrokových sazeb odhadnuté s pomocí Kalmanova filtru či HP filtru.

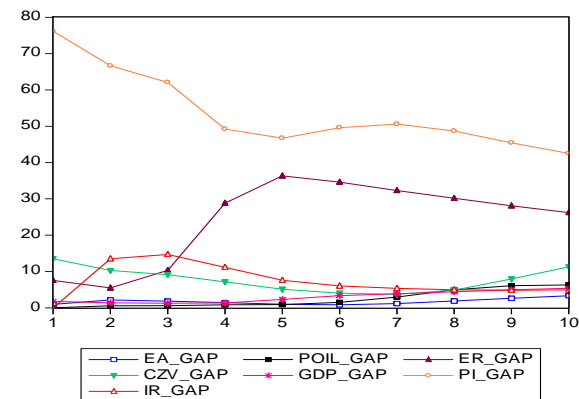
Šoky do jednotlivých veličin byly standardně identifikovány na základě Choleského dekompozice s veličinami řazenými dle rovnice (2). Jedná se o poměrně standardní řazení odpovídající náhledu na průběh transmise šoků v malé otevřené ekonomice s režimem cílování inflace. Toto řazení znamená implicitní předpoklad, že šoky do exogenních veličin (*ea_gap* a *poil_gap*) mohou mít bezprostřední dopad do kurzu koruny, ale nikoli naopak. Kurz spolu s CZV a domácí mezerou výstupu pak mohou přímo ovlivňovat odchylky inflace od cíle, ty však nemají bezprostřední dopad do uvedených veličin. Měnová politika pak v režimu cílování inflace reaguje prostřednictvím změn v nastavení úrokových sazeb na vývoj všech dostupných informací. Délka zpoždění v modelu byla s ohledem na poměrně krátké časové řady a s využitím standardních testů stanovena na 2 čtvrtletí.⁵

Rozklad variance odchylek inflace od cíle je prezentován v grafu 1 pro VAR model využívající odhady z Kalmanova filtru a v grafu 2 pro model se vstupními proměnnými odhadnutými HP filtrem.

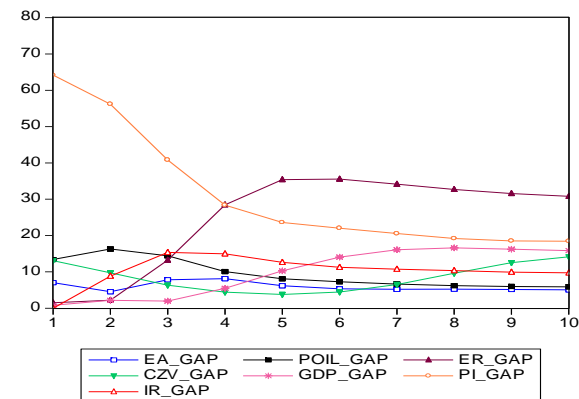
Je z něj zřejmé, že v krátkém období jsou nejvýraznějším faktorem odchylek inflace od cíle (kromě šoků přímo do inflace) CZV a v případě modelu využívajícího odhady z HP filtru také ceny ropy. Jejich vliv však v delším období postupně slábne. Šoky do reálných úrokových sazeb, neboli do měnové politiky, mají v obou modelech zhruba 15% podíl na varianci odchylek inflace od cíle v horizontu cca 2-4 čtvrtletí, a tento podíl je na hranici statistické významnosti. Na horizontu jednoho roku a delším se ale jednoznačně nejvýznamnějším faktorem stává mezeru reálného kurzu, která vysvětluje výrazně větší část variance odchylek inflace od cíle (přes 35 %) než ostatní makroekonomické veličiny, přičemž její vliv je statisticky významný. U modelu využívajícího HP filtru jsou na horizontu přesahujícím 6 čtvrtletí rovněž marginálně statisticky významné šoky do domácí mezery výstupu, u modelu založeného na časových řadách z Kalmanova filtru však tento závěr neplatí.

⁵ Použití Schwarzova kritéria by vedlo k preferenci pouze jednoho čtvrtletí, na základě Akaikeho informačního kritéria by bylo vhodné volit zpoždění větší než 2, což by však naráželo na omezení v podobě krátkosti časových řad. V této situaci bylo zpoždění 2 čtvrtletí zvoleno jako kompromisní řešení s tím, že byla zkoumána robustnost získaných výsledků vůči volbě kratšího zpoždění. Ta se ukázala být uspokojivá.

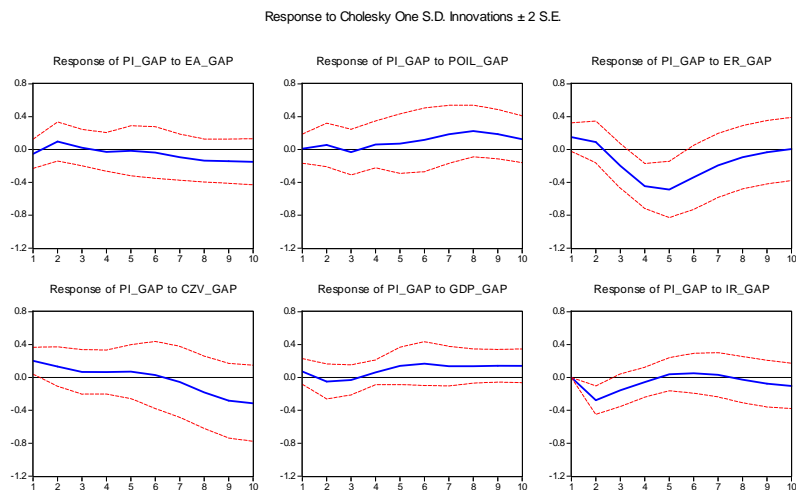
Graf 1: Rozklad variance odchylek inflace od cíle (Kalmanův filtr)



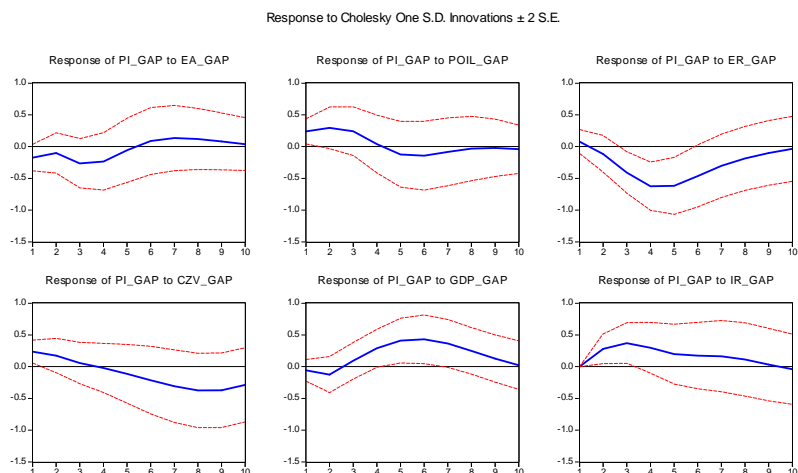
Graf 2: Rozklad variance odchylek inflace od cíle (HP filtr)



Graf 3: Impulsní odezvy odchylek inflace na šoky (Kalmanův filtr)



Graf 4: Impulsní odezvy odchylek inflace od cíle na šoky (HP filtr)



Reakci odchylek inflace od cíle na šoky do jednotlivých veličin zachycuje graf 3 pro model s veličinami z Kalmanova filtru a graf 4 pro model s veličinami z HP filtru. Některé závěry se pro oba modely kvalitativně shodují. Šoky do CZV jsou statisticky významné pro krátké časové zpoždění, jejich vliv však postupně klesá a stává se rychle statisticky nevýznamným. Šoky do reálného kurzu působí nejvýrazněji se zpožděním 4-5 čtvrtletí, přičemž nadhodnocení reálného kurzu vede ke statisticky významnému poklesu inflace pod cíl a naopak. Maximální síla průsaku reálného kurzu do inflace je zhruba 28-38 %, což přibližně odpovídá závěrům předchozích studií pro ČR (viz Babestkaia, 2007).⁶ Oba modely se rovněž shodují v tom, že zahraniční poptávkové šoky nemají statisticky významný dopad do odchylek inflace od cíle. Uvedené závěry je proto možno považovat za přiměřeně robustní.

Mezi oběma odhady však existují i některé dílčí odlišnosti, které nabádají k opatrnosti při interpretaci výsledků. Model využívající vstupy z HP filtru identifikoval pro krátké období jako statisticky významné šoky do světových cen ropy, zatímco model s Kalmanovým filtrem nikoli. To samé platí ve střednědobém horizontu i pro vliv šoků do domácí mezery výstupu, což je překvapivé mimo jiné i s ohledem na skutečnost, že odhad mezery výstupu Kalmanovým filtrem na rozdíl od HP filtru přímo zohledňuje vazbu této nepozorované veličiny k vývoji inflace. Poslední výrazná odlišnost je u vlivu reálných úrokových sazeb, které jsou v obou případech statisticky významné, avšak oproti očekávání jen v krátkém horizontu 2-3 čtvrtletí a navíc v obou modelech s opačným znaménkem (intuitivním v modelu se vstupy z Kalmanova fitru a neintuitivním v modelu se vstupy z HP filtru). Tento výsledek lze nejspíš přisoudit obecným problémům s identifikací měnové transmise pomocí VAR modelů (viz například diskuze v Arnoštová a Humík (2005) a reference v této práci) a nejistotám při měření reálných úrokových sazeb (vpředhledící vs. vzdahledící očekávání).

4. ZÁVĚR

Uvedené výsledky tedy celkově ukazují, že nejvýznamnější roli při odchylkách inflace od cíle zřejmě sehrál měnový kurz. To odpovídá skutečnosti, že hlavním společným rysem dvou nejvýraznějších období podstřelování cílů inflace v letech 1998-99 a 2002-03 bylo výrazné, nečekané posílení kurzu koruny (zhruba o 8 % vůči DEM, resp. o 15 % vůči euru). Problémy vyvolané kurzem byly ještě dále umocněny souběhem s dalšími krátkodobými faktory, mezi něž patří zejména vývoj zemědělských cen a zřejmě i vývoj cen ropy. Tyto faktory však byly spíše méně významné a samy o sobě by pravděpodobně vedly k méně výrazným a kratším epizodám podstřelení inflačních cílů.⁷

Na základě použitých ekonometrických metod nelze spolehlivě prokázat, že by samotná měnová politika vytvářela výrazné šoky přispívající k nenaplňování cílů inflace, nelze to však ani vyloučit. Každopádně se zdá být zřejmě přinejmenším to, že měnová politika nereagovala na kurzový vývoj dostatečně rychle a silně tak, aby zabránila výraznějším epizodám neplnění inflačního cíle. V první řadě se snažila tlumit rozsah apreciacie devizovými intervencemi, které se však ukázaly být poměrně málo účinnými a nedokázaly zamezit relativně dlouhým obdobím nadhodnocení koruny (viz Geršl a

⁶ Obvykle je analyzován průsaku nominálních kurzových šoků do inflace a vychází poněkud menší, než jsou námi uváděná čísla. Ovšem za předpokladu, že část kurzového šoku se do inflace promítá se zpožděním kratším než jedno čtvrtletí, je potřeba více než proporcionálního šoku do nominálního kurzu ke změně kurzu reálného.

⁷ Otázkou zůstává, zda uvedený souběh byl dílem náhody, nebo za ním stojí nějaký skrytý kauzální faktor. Například vývoj ve světové ekonomice mohl mít vliv na ceny ropy, globální ceny potravin i vývoj na devizových trzích.

Holub, 2006). Zároveň zřejmě ČNB podcenila – stejně jako řada dalších analytických pracovišť – sílu přenosu kurzu do inflace.⁸ Intuitivně lze navíc vyslovit hypotézu, že zejména v prvním ze zmíněných problémových období mohla měnová politika sama přispívat k apreciaci kurzu, když i po odeznění měnové krize udržovala nominální úrokové sazby na vysoké úrovni a reálné úrokové sazby v restriktivní poloze. Nelze vyloučit, že v pozadí takovéto politiky mohla stát i určitá asymetrie preferencí ČNB kolem vyhlášeného inflačního cíle, tj. větší obava z jeho přestřelení než z podstřelení v důsledku chápání cílování inflace jako prostředku k dosažení desinflace a získání kredibility, či jiné měnověpolitické cíle (např. snaha o celkovou stabilizaci situace po předchozí měnové krizi).

Stejně tak na základě zvoleného přístupu nelze zjistit, proč bylo nenaplnění cíle v průměru výrazně vychýleno směrem k jeho podstřelování a například po období depreciace měnového kurzu nedocházelo k přestřelení cílů.

REFERENCE

- ANTONIČOVÁ, Z., K. MUSIL, L. RŮŽIČKA, A J. VLČEK (2008): “Vyhodnocení kvality a úspěšnosti prognóz – historický přehled,” ČNB (tento sborník).
- ARNOŠTOVÁ, K. A J. HURNÍK (2005): “The Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic (evidence from VAR analysis),” CNB Working Paper, 4/2005.
- BABETSKAIA, O. (2007): “Transmission of Exchange Rate Shocks Into domestic Inflation: The Case of the Czech Republic,” CNB Working Paper, 12/2007.
- BENEŠ, J., A P. N'DIAYE (2003): “A Multivariate Filter for Measuring Output and the NAIRU,” in *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System*, edited by W. Coats, D. Laxton, and D. Rose. Prague, Czech National Bank, pp. 99-118.
- COATS, W., D. LAXTON A D. ROSE, EDS. (2003): *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System*, Prague, Czech National Bank (<http://www.cnb.cz>).
- FILÁČEK, J. (2007): “Why and How to Assess Inflation Target Fulfilment,” CNB Working Paper, 11/2007.
- GERŠL, A. A T. HOLUB (2006): “Foreign Exchange Interventions Under Inflation Targeting: The Czech Experience,” *Contemporary Economic Policy*, vol. 24, no. 4 (October), p.p. 475–491.
- HOLUB, T. A J. HURNÍK (2008): “Ten Years of Czech Inflation Targeting: Missed Targets and Anchored Expectations,” *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 44, no. 6 (November/December), pp. 59-79 forthcoming.
- KOTLÁN, V. A D. NAVRÁTIL (2003): “Inflation Targeting as a Stabilisation Tool: Its Design and Performance in the Czech Republic,” *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, vol. 53, no. 5-6, p.p. 220-242.

⁸ V prvním z uvedených období byly používány metody krátkodobé predikce, které však stěžejí mohly mít dostatečné vodítko v datech z dob fixního měnového kurzu, v druhém případě byl průsak kurzu do inflace v nově zaváděném modelu QPM expertně tlumen kvůli nedůvěře v dostatečnou pružnost cen směrem dolů.

KAPITOLA 5

VYCHÝLENOST PREDIKCÍ A PODSTŘELOVÁNÍ INFLAČNÍHO CÍLE

**JURAJ ANTAL
MICHAL HLAVÁČEK
ROMAN HORVÁTH**

1. ÚVOD

Prognostický aparát tvoří v režimu inflačního cílování velmi důležitý element. Vzhledem k vpředhledivosti měnové politiky se její rozhodování zakládá do velké míry na predikcích vývoje inflace a dalších makroekonomických veličin. Kvalitní predikce tak mohou přispět k naplňování cílů měnové politiky. Kvalitu predikcí nebo predikčního aparátu lze hodnotit různými způsoby. Lze se například zaměřit na obecné metodologické aspekty, ověření kalibrace predikčních modelů, optimální kombinaci predikcí pocházejících z různých modelů nebo na statistické vyhodnocení predikční schopnosti modelů (Pagan, 2003).

Tento článek se primárně zabývá vyhodnocením vychýlenosti predikcí ČNB v souvislosti s podstřelováním inflačního cíle. Článek se zaměřuje na období 1998 až 2007 a podrobněji neanalyzuje nárůst inflace nad cíl na počátku roku 2008.¹ Naše analýza přistupuje k modelovému aparátu ČNB jako k „černé skřínce“, tj. zabývá se pouze výslednými číselnými predikcemi u vybraných makroekonomických veličin a jejich vzájemnými souvislostmi², přičemž podrobněji nezkoumá způsob, jak byly tyto predikce vytvořeny (popis tvorby predikcí viz Coats et al, 2003, vyhodnocení kvality a úspěšnosti prognóz optikou predikčního modelu ČNB viz Antoničová et al, 2008). Výhodou tohoto jednoduchého přístupu může být to, že obdobným způsobem interpretuje prognózy ČNB veřejnost. Pochopitelně nevýhodou tohoto přístupu je, že na základě naší statistické analýzy nelze určit důvody chyb predikce (např. zda se jedná o nepřesnou kalibraci v modelu nebo nezahrnutí důležitých veličin do modelu).

Hlavní závěry tohoto článku jsou následující. Chyba predikcí inflace v čase poklesla. Zatímco v celém sledovaném období 1998-2007 byla (absolutní) chyba predikce na rok dopředu 1,2 p.b., po zavedení QPM³ v roce 2002 mírně klesla na 1 p.b. Tento trend je ještě více zřetelný u predikce na následující čtvrtletí (0,4 p.b. v 1998-2007 a 0,2 p.b. po zavedení QPM).⁴ Predikce z QPM na jedno čtvrtletí dopředu jsou u všech námi sledovaných veličin mimo ropy nevychýlené. Pro predikční horizont jednoho roku zjišťujeme, že predikce inflace, růstu HDP, 3M PRIBOR a ropy jsou systematicky vychýlené (predikce ostatních veličin jsou nevychýlené).

Růst HDP, resp. sazby byly povětšinou vyšší, resp. nižší než prognóza, a to i v situaci systematického podstřelování cíle. Podstřelení tak nelze vysvětlit pomocí standardních poptávkových mechanismů. V minulosti zřejmě docházelo k podcenění pozitivních nabídkových impulsů. Modelový aparát většinou vyhodnocoval překvapivě vysoký růst HDP jako uzavírání záporné mezery výstupu, jejíž uzavření bylo ovšem odkládáno kvůli přetrvávající nízké inflaci. Opakování tohoto jevu mohlo vést k podstřelování cíle.

¹ Hodnocení predikcí ČNB lze rovněž nalézt v Babecký a Podpiera (2008) a Kotlán a Navrátil (2003). Zaměření těchto studií se ovšem od naší práce liší. Babecký a Podpiera (2008) porovnávají přesnost predikcí inflace ČNB v porovnání vůči ostatním finančním institucím, přičemž se zaměřují pouze na úspěšnost predikce inflace, resp. její vysvětlení pomocí chyb predikce měnového kurzu. Kotlán a Navrátil (2003) analyzují predikce ČNB optikou ztrátové funkce.

² Vychýlenost predikcí sledujeme u veličin, které lze považovat za významné pro celkový vývoj české ekonomiky: inflace (a některé její složky), růst HDP, kurz CZK/EUR, 3M PRIBOR, zahraniční inflace a růst HDP, 1Y EURIBOR a ceny ropy. Predikce některých veličin nicméně pro začátek námi sledovaného období nejsou dostupné.

³ 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). Další podrobnosti k režimu inflačního cílování v České republice lze nalézt v Fisher (1999), Coats (2000), Kotlán a Navrátil (2003) nebo v různých strategických dokumentech měnové politiky ČNB, jako je např. Dlouhodobá měnová strategie (1999).

⁴ Predikce z období 1998-2007 jsou dostupné pouze pro inflaci, u ostatních veličin jsou predikce z let 2002-2007.

Z rozložení chyb predikce inflace do jednotlivých cenových okruhů vyplývá, že ve většině sledovaného období byla nižší než predikovaná inflace zapříčiněna chybami predikce potravin a korigované inflace bez pohonných hmot, chyba predikce cen energií většinou spíše napomáhala přiblížení se cíli. Chyba predikce regulovaných cen působila oběma směry. V období 2002 až 2003 (ale i v roce 1999 a 2007) přispěl nižší než očekávaný růst regulovaných cen k podstřelení predikce celkové inflace, a tedy i podstřelení inflačního cíle. Naopak na konci roku 1998, v roce 2001 a v roce 2006 napomohl neočekávaně vysoký růst regulovaných cen k přiblížení se predikci celkové inflace.

Za znatelným podstřelením cíle v roce 2003 stály dle našich výsledků asi z poloviny chyby predikcí exogenních faktorů (zahraniční sazby, HDP a inflace), což koresponduje se závěry článku Antal, Hlaváček a Holub (2008). V ostatních letech chyby predikce exogenních veličin k podstřelování cíle přispívají spíše minimálně (do cca 10 % z celkového podstřelení). Chyby v predikcích 1Y EURIBOR v porovnání s chybami predikcí měnového kurzu a domácích sazeb naznačují, že v QPM použitý předpoklad platnosti nepokryté úrokové parity asi není příliš realistický. Po většinu období měnová politika spíše reagovala na protiinflační šoky (např. od roku 2004 zejména na kurzové šoky), které byly mimo její dosah. V období 2002 až 2004 kurz deprecioval více, než čekala prognóza, od roku 2004 překvapoval větší než očekávanou apreciaci.

Naše výše uvedené závěry jsou nicméně poměrně výrazně ovlivněny nízkým počtem pozorování. To mimo jiné znemožnilo plnohodnotně posoudit vliv chyb predikcí endogenních veličin na podstřelování inflace pomocí ekonometrické analýzy, i výsledky analýzy pro exogenní veličiny je potřeba brát opatrně.

Struktura tohoto článku je následující. Druhá část porovnává analýzy predikčního aparátu dalších centrálních bank s naší analýzou. Třetí část zkoumá velikost a vychýlenost chyb predikcí inflace v letech 1998-2007. Čtvrtá část se zabývá rozložením chyby inflace do jednotlivých cenových okruhů. V páté části následuje vyhodnocení velikosti a vychýlenosti chyb predikcí vybraných makroekonomických veličin z QPM. Šestá část posuzuje, do jaké míry přispěly chyby predikce exogenních veličin k podstřelování inflačního cíle. Poté následuje závěr.

2. PŘEHLED ANALÝZ HODNOCENÍ PREDIKČNÍHO APARÁTU ZAHRANIČNÍCH CENTRÁLNÍCH BANK

Některé zahraniční centrální banky zveřejnily hodnocení kvality svého prognostického aparátu.⁵ Na jedné straně se v hodnocení objevují obecnější, metodologické přístupy, jako například hodnocení přínosu kalibrace ve srovnání s odhadem parametrů, výhody a nevýhody statistických a strukturálních modelů, optimální kombinace a agregace různých predikčních modelů. Na druhé straně se centrální banky věnovaly hodnocení statistické úspěšnosti prognóz, které mělo zejména podobu měření přesnosti prognóz pomocí rozsahu průměrné chyby nebo testů, zda jsou predikce systematicky vychýlené. Většina centrálních bank zkoumá chyby prognóz inflace a růstu HDP, ostatním veličinám (alespoň v těchto studiích) není věnována, na rozdíl od naší studie, taková pozornost.

Typickým představitelem obecnějších metodologických přístupů je Bank of England (Pagan, 2003). Poukazuje na trade-off mezi strukturálními DSGE modely, které jsou budovány z mikroekonomických základů a přinášejí ekonomický příběh, a statistickými modely vektorové

⁵ Tato hodnocení byla v případě některých bank prováděna interně, v jiných případech externími odborníky.

autoregrese, které mají často potenciál přesnějších a méně vychýlených prognóz zejména v krátkém období. Tato studie rovněž podporuje přístup vhodné kombinace kalibrace a odhadu parametrů, a popisuje faktory, které jsou pro optimální kombinaci klíčové. Studie doporučuje využívat výsledků většího množství predikčních modelů a mít tak k dispozici diverzifikaci metodologických přístupů a prognóz.

V poměrně komplexním dokumentu (Giavazzi a Mishkin, 2006) přistupuje k hodnocení úspěšnosti prognóz Riksbank, která se naopak soustředí zejména na statistické vyhodnocení úspěšnosti prognóz. Analyzuje i jednotlivé aspekty inflačního cílování, jako například transparence a komunikace, optimální inflační cíl nebo role cen aktiv pro inflační cílování. Studie přichází se závěrem, že úspěšnost měnové politiky ve Švédsku se po zavedení inflačního cílování výrazně zvýšila. Konstatuje, že inflační cíl byl podstřelován, což bylo spojeno se ztrátou ve formě nižšího produktu a vyšší nezaměstnanosti. Tento vývoj však není možné připsat na vrub chybám v měnové politice. Prognostický aparát byl vyhodnocen jako spolehlivý a chybám v prognóze inflace bylo dle autorů jen stěží možno zabránit. Nicméně studie také konstatuje, že Riksbank se mohla ve svých analýzách více soustředit na vývoj v reálné ekonomice, zejména v oblasti analýz růstu produktivity a analýz trhu práce.

Reserve Bank of New Zealand se zpočátku věnovala více přesnosti krátkodobých prognóz, později se soustředila i na vychýlenost střednědobých prognóz (McCaw a Ranchhod, 2004). Studie zjišťuje, že predikce inflace byly od roku 1994 vychýlené směrem k dolů (skutečná inflace byla tedy vyšší než prognózovaná). K tomuto vývoji přispělo podhodnocení agregátní poptávky a nadhodnocení potenciálu ekonomiky. Za hlavní zdroj vychýlenosti predikcí inflace byl označen neočekávaný vývoj nominálního kurzu (slabší než v prognóze). Klíč ke zlepšení prognóz inflace spatřují zejména v lepších predikcích rovnovážného reálného kurzu, pass-through nominálního kurzu do CPI a potenciálního (neinflačního) produktu.

Fed ve své studii (Gavin a Mandal, 2002) zkoumá úspěšnost prognóz růstu HDP a inflace od roku 1979 a soustředí se na přesnost prognóz Federal Open Market Committee (FOMC) ve srovnání s přesností dalších třech prognóz: finančních analytiků, tzv. naivní prognózy (budoucí trend inflace stejný jako poslední pozorovaný) a predikce expertů Fed. Studie poukazuje na skutečnost, že od roku 1979 se hladina a variance inflace dramaticky snižovaly, což přispělo k lepší přesnosti prognóz. Dále ovšem konstatuje, že všechny přístupy selhávaly v predikcích zlomových období ve změně trendů. Průměr chyby prognóz růstu HDP je blízko nule pro všechny sledované horizonty prognóz a studie hodnotí tyto prognózy jako nevychýlené. Prognózy FOMC měly pro růst HDP často nejnižší chybu, hodnoceny jsou jako přinejmenším stejně dobré jako prognózy finančních analytiků a expertů Fed a lepší než naivní prognózy. Na druhé straně prognózy FOMC spolu se všemi ostatními měly tendenci systematicky nadhodnocovat prognózy inflace. Chyby prognóz byly, podle očekávání, větší na delším horizontu, ale statisticky významné byly i pro horizont jednoho roku. Studie také poukazuje na to, že FOMC nebyl schopen využít dynamického vztahu mezi růstem HDP a inflací pro lepší prognózu inflace. Navzdory tomu ovšem byly inflační prognózy FOMC přesnější než prognózy analytiků. Na druhou stranu však byly méně přesné než prognózy inflace specialistů Fed.

3. DISTRIBUCE CHYB PREDIKCÍ CELKOVÉ, ČISTÉ A KORIGOVANÉ INFLACE, 1998–2007

Tato část článku se zabývá vyhodnocením predikcí celkové, čisté a korigované inflace bez pohonných hmot v letech 1998–2007. V letech 1998–2002 pocházejí predikce těchto veličin ze Situačních zpráv, jejichž texty jsou dostupné na následující internetové adrese: http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/br_zapisy_z_jednani. Data z období 2002Q2–2007Q3 pocházejí ze základních scénářů jádrového predikčního modelu ČNB (tzv. Quartely Prediction Model, QPM – jedná se o interní databázi). Predikce inflace a jejich složek jsou pro obě uvažovaná období poněkud odlišné. Pro období 1998 až 2002 se jednalo o tzv. podmíněnou prognózu, která předpokládala konstantní úrokové sazby na úrovni sazeb v době sestavování predikce. V období 2002Q2 až 2007Q3 byla predikce sestavována jako „nepodmíněná“, kdy je součástí predikce i modelování reakce měnové politiky, a tedy i odhad budoucího vývoje úrokových sazeb. Srovnatelnost chyb predikcí inflace pro obě období je tak poněkud diskutabilní. Pro období 1998 až 2002 se navíc predikce ČNB týkala užšího okruhu veličin, často (především v prvních letech po zavedení inflačního cílování) s kratším horizontem predikce. Predikce jádrového predikčního modelu QPM přitom obsahuje širokou škálu veličin, což je reflektováno v širším záběru analýzy provedené v kapitole 5.

Chyby predikcí počítáme jako odchylku bodové predikce od skutečnosti. Pro inflaci byly ČNB v minulosti uveřejňovány také intervalové prognózy formou symetrických vějířových grafů, které do jisté míry reflektují různou nejistotu predikce s jejím narůstajícím horizontem. Predikce inflace pomocí vějířových grafů však byly konstruovány až od roku 2002. I po většinu následujícího období pak byly konstruovány na základě expertního posouzení tak, že jejich šíře pro jednotlivé horizonty predikce byla povětšinou konstantní. Informace o variabilitě chyb predikce a informace o dalších vlastnostech statistického rozdělení těchto chyb pro její různé horizonty tak z těchto dat nelze jednoduše získat.

V grafu 1 prezentujeme histogramy chyb predikcí počítané jako rozdíl skutečné hodnoty veličiny od její predikce pro horizont 1Q, resp. 4Q. Analýza chyby predikce v horizontu 1Q může být zajímavá ze dvou důvodů. Zprv, vzhledem ke kvartální periodicitě provádění makroekonomických prognóz vždy nová prognóza přepisuje starou, takže chyba predikce na 1Q alespoň do určité míry reflektuje nové informace, resp. míru „překvapení“ pro měnověpolitické rozhodování (pokud by byla chyba predikce na 1Q nulová, nová predikce by byla zřejmě podobná té staré i pro delší horizont). Za druhé, zejména na počátku inflačního cílování během transformace české ekonomiky mohly být predikce inflace obzvláště nejisté, a měnověpolitické rozhodování mohlo brát do úvahy i krátkodobou predikci (viz Horváth, 2008), kde fit backward i forward-looking měnověpolitického pravidla je víceméně stejný. Proto nám přišlo legitimní zahrnout jak 4Q, tak i 1Q. Horizont 4Q odráží dolní hranici takzvaného horizontu měnové politiky, ve kterém by se již měly projevit změny nastavení měnové politiky.

Tento horizont zohledňuje zpoždění měnové politiky a je pro ČR předpokládán jako 4Q až 6Q.⁶ Spodní hranice horizontu měnové politiky byla zvolena z důvodu mírně vyššího počtu pozorování (19 místo 17 pro QPM, 14 místo 11 pro období 1998–2002). Jak nicméně ukazuje tabulka 1, korelace mezi chybami predikcí na horizontu 4Q a 6Q je pro velkou většinu uvažovaných veličin dosti vysoká, takže by se při uvažování horizontu 6Q výsledky analýzy zřejmě dramaticky nezměnily.

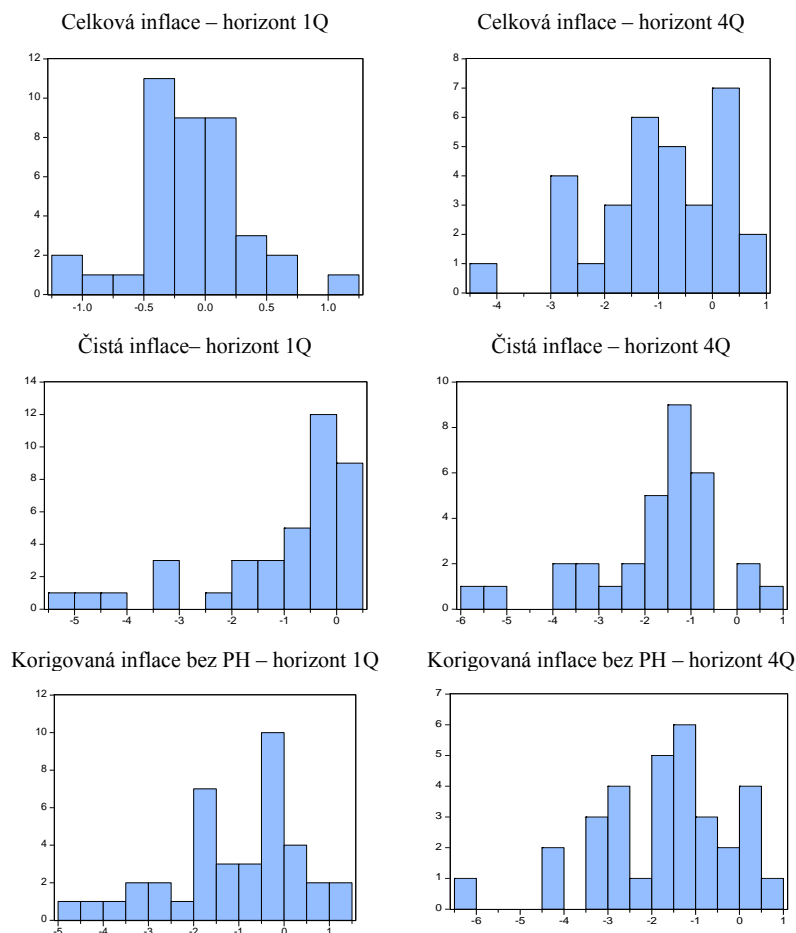
⁶Pro některé ekonomiky bývá horizont měnové politiky odhadován až na 8 Q. Avšak vzhledem k tomu, že česká ekonomika je malou otevřenou ekonomikou, dá se pro ni předpokládat poněkud rychlejší transmise prostřednictvím změn měnového kurzu.

Tabulka 1: Korelace chyb predikcí – 4Q vs. 6Q, 2002-2007

Časová řada chyb predikcí	Korelační koeficient	Časová řada chyb predikcí	Korelační koeficient
Inflace	0,64***	Zahraniční růst HDP	0,76***
Růst HDP	0,27	Zahraniční inflace	0,52**
Kurz CZK/EUR	0,94***	1Y EURIBOR	0,96***
3M PRIBOR	0,75***	Ropa	0,69***

Poznámka: *, **, *** označuje signifikanci na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

Graf 1: Histogramy chyb predikcí (skutečnost – predikce), horizont 1Q a 4Q, 1998-2007



Tabulka 2: Test vychýlenosti predikcí, celé období 1998-2007

Časová řada	Prům. chyba 1Q	Prům. abs. chyba 1Q	Prům. chyba 4Q	Prům. abs. chyba 4Q	Vychýlenost 1Q (t-stat)	Vychýlenost 4Q (t-stat)
Inflace	-0,14	0,36	-1,02	1,17	1,94	4,76
Čistá inflace	-1,04	1,11	-1,75	1,83	4,66	7,20
Korig. inflace	-1,10	1,39	-1,71	1,82	4,55	6,21

Poznámka: Průměrná chyba je udána v p.b. a je počítána jako aritmetický průměr chyb predikcí dané časové řady. Průměrná absolutní chyba je udána v p.b. (nejdříve je spočítána absolutní chyba pro každé čtvrtletí, pak zprůměrnováno). Tučně jsou vyznačeny absolutní hodnoty t-statistiky, pro které bylo možno na 5% hladině významnosti odmítnout nulovou hypotézu, že predikce jsou nevychýlené.

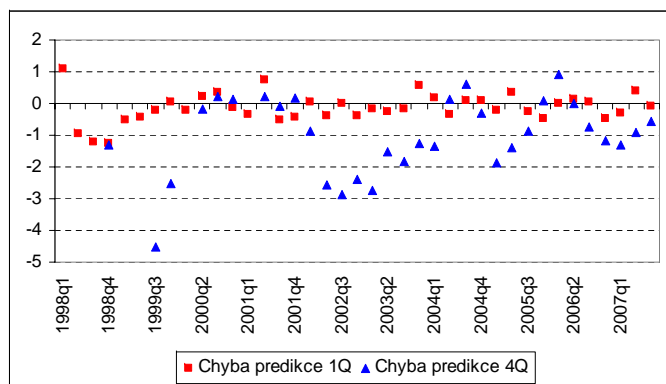
Pokud srovnáme výsledky pro chyby predikce inflace z tabulky 2, je patrné, že v celém sledovaném období 1998-2007 byla (absolutní) chyba predikce na rok dopředu 1,17 p.b., po zavedení QPM v roce 2002 mírně klesla na 1,03 p.b. (výsledky pro období po zavedení QPM viz následující kapitola). Tento trend je ještě více zřetelný u predikce na následující čtvrtletí (0,36 p.b. v 1998-2007 a 0,24 p.b. po zavedení QPM). Podobný obrázek si lze vytvořit i na základě grafů 2-4, které ukazují vývoj chyb predikcí celkové, čisté a korigované (bez PH) inflace v čase. Je patrné, že se absolutní chyby predikcí v čase zmenšovaly, na druhou stranu je ale nutné poznamenat, že vyšší inflace může být volatilnější (Friedman, 1977), a proto i chyba predikce může být větší.

Dále testujeme vychýlenost predikcí, tj. zda chyba predikce je v průměru nenulová. Nulová hypotéza je tedy, že průměr chyb predikcí, $\mu=0$. Alternativní hypotéza je $\mu \neq 0$. Výsledná t-statistika je spočítána následovně:

$$t = \frac{\bar{\mu}}{s / \sqrt{N}}$$

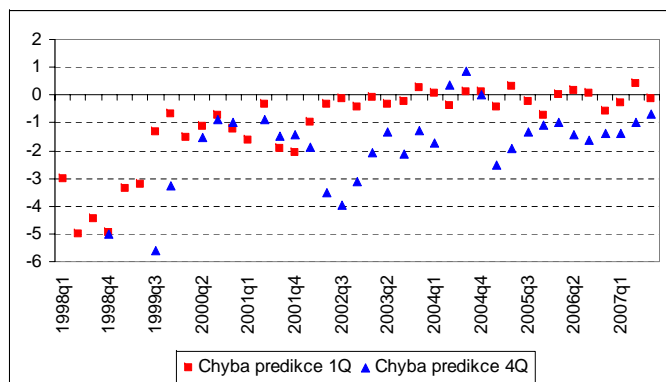
$\bar{\mu}$ je průměr chyby predikcí v daném vzorku dat, s je nevychýlený odhad standardní odchylky dané chyby predikcí, N je počet pozorování. T-statistika je rozdělena podle t -distribuce s $N-1$ stupni volnosti. Co se týče výsledků testů vychýlenosti v tabulce 2, zatímco predikce celkové inflace na 1Q těsně „prošla“ testem nevychýlenosti (t-statistika 1,94), všechny ostatní predikce jsou statisticky významně vychýlené.

Graf 2: Chyby predikcí celkové inflace (skutečnost - predikce), horizont -1Q a 4Q, celé období 1998-2007



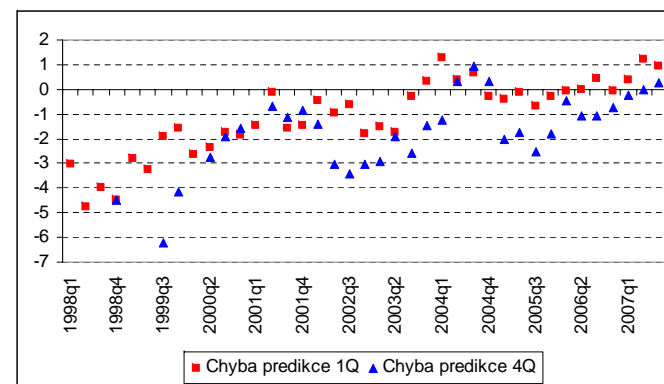
Poznámka: Chyby predikce na 4Q nebyly pro 1998Q1, 1998Q2, 1998Q3, 1999Q1, 1999Q2, 2000Q1 a 2001Q1 k dispozici.

Graf 3: Chyby predikcí čisté inflace (skutečnost - predikce), horizont -1Q a 4Q, celé období 1998-2007



Poznámka: Chyby predikce na 4Q nebyly pro 1998Q1, 1998Q2, 1998Q3, 1999Q1, 1999Q2, 2000Q1 a 2001Q1 k dispozici.

Graf 4: Chyby predikcí korig. inflace bez PH (skutečnost - predikce), horizont -1Q a 4Q, celé období 1998-2007



Poznámka: Chyby predikce na 4Q nebyly pro 1998Q1, 1998Q2, 1998Q3, 1999Q1, 1999Q2, 2000Q1 a 2001Q1 k dispozici.

4. ROZLOŽENÍ ODCHYLEK PREDIKCE INFLACE DO JEDNOTLIVÝCH CENOVÝCH OKRUHŮ

V této části textu je provedena analýza, které složky inflace stály za rozdílem mezi skutečnou a predikovanou inflací podle oficiální predikce ČNB na predikčním horizontu 4 čtvrtletí. Porovnání odchylky predikovaného růstu cen a skutečnosti pro jednotlivé cenové okruhy umožňuje identifikovat, jaká část cenového indexu nejvíce přispěla k chybě predikce celkové inflace a potažmo i k nenaplnění cíle v jednotlivých obdobích.

Vzhledem k již zmíněnému přechodu z podmíněné na nepodmíněnou prognózu je však poměrně obtížné interpretovat vývoj celkové chyby v čase, resp. je téměř nemožné porovnávat chyby predikce mezi těmito dvěma obdobími. V prvních fázích inflačního cílování byla prognóza inflace podmíněná v tom smyslu, že předpokládala konstantní budoucí úroveň úrokových sazeb. Část chyby predikce inflace pro tyto predikce tak odpovídá reakci měnové politiky.⁷ Jak již bylo řečeno, jádrový predikční model QPM používaný od roku 2002 je nepodmíněný (z hlediska vývoje úrokových sazeb). Reakční funkce centrální banky v tomto modelu přitom zajišťuje, aby byla predikovaná inflace na horizontu měnové politiky blízko středu inflačního cíle.⁸ Vazba mezi chybou predikce inflace a podstřelením cíle je zde tak mnohem přímočařejší.

Sledovanými složkami inflace jsou korigovaná inflace bez pohonných hmot, inflace cen potravin, inflace cen energií a inflace regulovaných cen. Příspěvek jednotlivých složek inflace k celkové chybě predikce inflace získáme tak, že pro jednotlivé složky inflace spočítáme rozdíl mezi

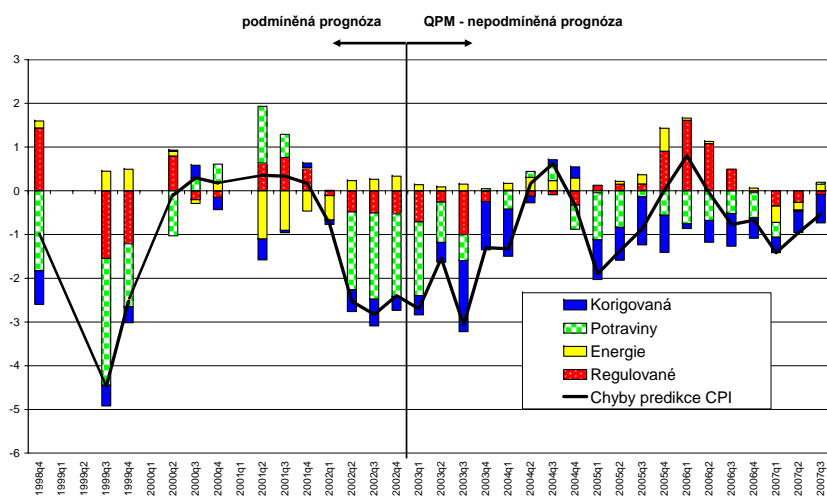
⁷ Pokud by například byla predikce inflace výrazně nad cílem, měnová politika by zřejmě reagovala zvýšením úrokových sazeb, což by vedlo k poklesu inflace pod úroveň předchozí predikce. Chyby predikce zde tak je možno interpretovat pouze s ohledem na ex post vyhodnocení plnění cíle (viz Antal et al., 2008).

⁸ Toto samozřejmě neplatí bezvýhradně. Vzhledem k tomu, že měnová politika *ex ante* nereaguje na přímé dopady změn nepřímých daní, může být celková predikovaná inflace ve skutečnosti nad cílem. Na výrazné šoky také nemusí měnová politika reagovat dostatečně silně na to, aby je na horizontu měnové politiky zcela eliminovala.

skutečností a prognózou, a poté tyto rozdíly vynásobíme jejich váhou ve spotřebním koši. Výsledky jsou znázorněny v grafu 5.⁹ Z něj je vidět, že celková inflace byla pod prognózou především v důsledku chyb v prognóze korigované inflace bez pohonných hmot (zejména po roce 2003) a v prognóze cen potravin (v téměř celém období 1998-2003). Výjimkou byl rok 2004, ve kterém byly všechny složky inflace relativně blízko prognózy. Chyba predikce regulovaných cen působila oběma směry. V období 2002 až 2003 (ale i v roce 1999 a 2007) přispěl nižší než očekávaný růst regulovaných cen k podstřelení predikce celkové inflace, a tedy i podstřelení inflačního cíle. Naopak v roce 2006 byla skutečná korigovaná inflace bez pohonných hmot a inflace cen potravin sice opět výrazně pod prognózou, nicméně tato chyba byla „kompenzována“ nečekaně vysokým růstem regulovaných cen. Nebýt těchto vyšších než očekávaných regulovaných cen v roce 2006, korigovaná inflace a potraviny by stáhly celkovou inflaci pod prognózu i v tomto období. Obdobně napomohl neočekávaně vysoký růst regulovaných cen k přiblížení se predikci celkové predikce inflace na konci roku 1998 a v roce 2001. Dopad cen energií na chybu predikce celkové inflace byl povětšinou malý (díky váze cen energií ve spotřebním koši, která dosahuje zhruba 3-4 %), většinou působil ve směru vyšší než očekávané inflace.

Pro rok 2007 je zajímavé, že ve dvou ze tří kvartálů šla chyba predikce pro všechny složky inflace stejným směrem (predikce byla vyšší než skutečnost), ačkoliv jednotlivé chyby v absolutní hodnotě byly spíše menší.

Graf 5: Odchytky od prognózy na horizontu 4Q: Příspěvky jednotlivých složek inflace



Poznámka: Graf prezentuje příspěvky jednotlivých složek inflace k odchylce skutečné inflace od prognózy. Příspěvky jednotlivých složek inflace v p.b. jsou v grafu znázorněny barevně. V případě, že by se predikce přesně rovnala skutečnosti, součet jednotlivých příspěvků nad a pod osou by byl nulový. Chybějící chyby predikce pro 1. a 2.Q 1999, 1.Q 2000 a 1.Q 2001 jsou dány tím, že v těchto obdobích měla prognóza inflace a jejich složek kratší horizont než 4 čtvrtletí.

⁹ Pro období 1998-2003 nejsou k dispozici úplné časové řady prognóz jednotlivých složek.

5. DISTRIBUCE CHYB PREDIKCÍ Z QPM, 2002Q2-2007Q3

Tato část článku se zabývá analýzou chyb predikcí vybraných makroekonomických veličin z QPM. Chyba predikce dané veličiny je počítána jako rozdíl skutečné hodnoty veličiny od její predikce na 1Q, resp. 4Q. Graf 6 obsahuje histogramy chyb predikcí z QPM na 4 čtvrtletí dopředu, zatímco graf 8 (v příloze) prezentuje histogram chyb predikcí z QPM na jedno čtvrtletí dopředu

Graf 6 znázorňuje histogramy chyb predikcí na horizontu 4 čtvrtletí. U inflace a domácích sazeb je patrné, že byly predikovány na vyšších hodnotách, než jaká byla posléze skutečnost. Predikce kurzu byla častěji na depreciovanější hodnotě než skutečnost. Predikce zahraničního růstu HDP i inflace, stejně jako EURIBORu, se zdají být zhruba nevychýlené. U ropy je zjevná vychýlenost směrem k očekávání nižších cen, než jaké byly posléze na trhu ve skutečnosti.

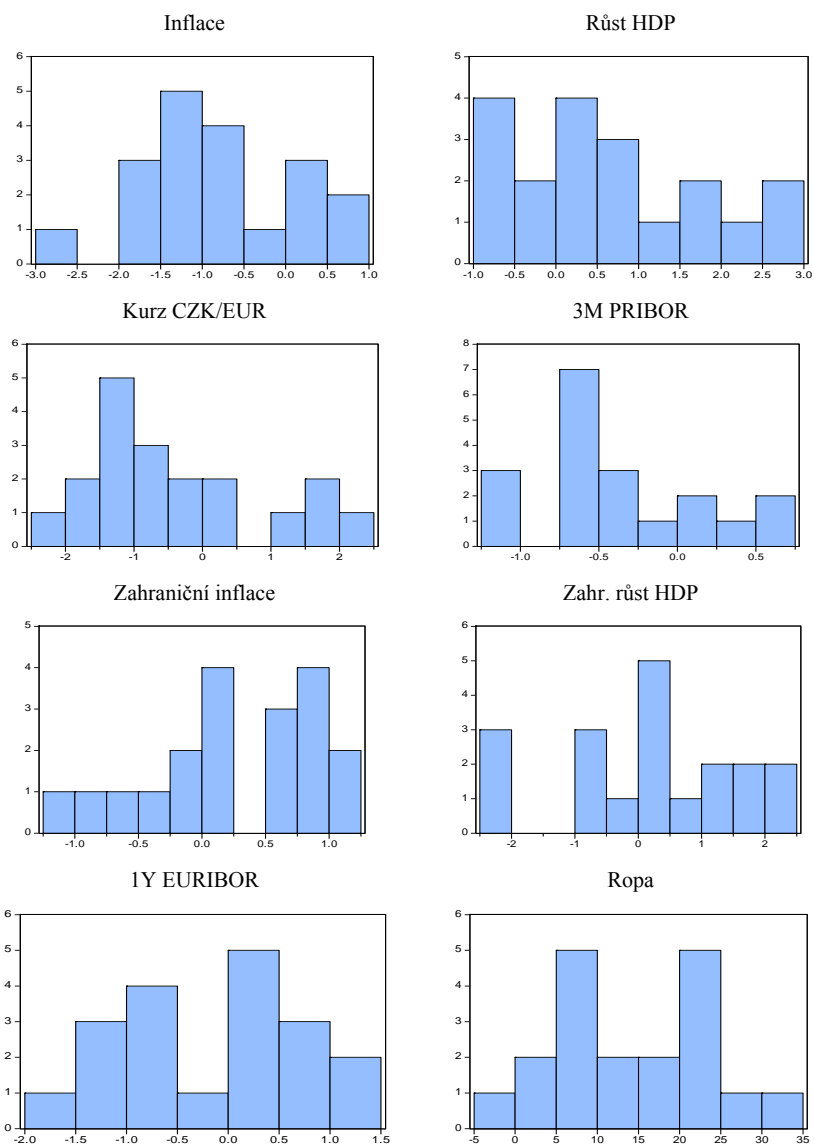
Výsledky v grafu 6 indikují, že predikce inflace a sazeb byly spíše vyšší než skutečnost. Kurz zhodnocoval více, než předpovídala modelová predikce. Z histogramu chyb predikcí ropy je zjevné, že skutečná cena ropy se nacházela často výše než predikovaná cena. Zahraniční sazby byly v průměru predikovány o něco výše, než odpovídalo realitě. Odhady domácího a zahraničního růstu HDP¹⁰ se vizuálně jeví jako nevychýlené. U zahraniční inflace převažuje mírná tendence pro predikce nižší inflace než skutečnost.

V tabulce 3 jsou prezentovány výsledky testu vychýlenosti predikcí, tj. zda rozdíl mezi predikcí a skutečností byl systematicky rozdílný od nuly.¹¹ Ačkoliv se některé predikce vizuálně (viz grafy 6 a 8) mohou zdát vychýlené, statisticky nalzáme vychýlenost pouze v několika případech (což pochopitelně souvisí s nízkým počtem pozorování, kvůli kterému není jednoduché spolehlivě odmítnout nulovou hypotézu nevychýlené predikce). Nicméně výsledky indikují narůstající vychýlenost se vzrůstajícím horizontem predikce. Zatímco při predikci na 1 čtvrtletí dopředu nacházíme, že pouze predikce cen ropy je vychýlená, v případě predikce na 4 čtvrtletí se již jedná o inflaci, růst HDP, 3M PRIBOR a ropu.

Tabulka 3 rovněž prezentuje průměrné absolutní chyby na predikčním horizontu 1 a 4 čtvrtletí. Z tabulky např. vidíme, že průměrná absolutní chyba predikce kurzu na 1 a 4 čtvrtletí byla 0,4 Kč, resp. 1,2 Kč. U ropy byla absolutní chyba predikce 5,8 USD na následující čtvrtletí, zatímco při predikci na následující rok průměrná chyba dosáhla 14,6 USD.

¹⁰ U domácího i německého HDP se jedná o tzv. data v reálném čase, tj. dostupná při sestavování prognózy (nikoliv revidované údaje). Tato data v reálném čase jsou srovnávána s predikcí. V případě zahraniční inflace a růstu HDP je časová řada do poloviny roku 2006 tvořena daty z Německa, a poté efektivní „evropskou“ inflací a růstem HDP. Z hlediska měnové politiky je více informativní jako indikátor míry ekonomické aktivity mezeru výstupu než růst HDP, a to zejména v období značných změn na nabídkové straně české ekonomiky, které vyústily ve zvýšení růstu potenciálního produktu. Nicméně mezeru výstupu je nepozorovanou veličinou a vychýlenost jejich predikcí nelze vyhodnotit. Důvodem pro to, proč sledujeme HDP místo mezery výstupu, je také to, že je tento ukazatel veřejnosti známější a srozumitelnější, a proto je v centru její pozornosti.

¹¹ Použitý test vychýlenosti predikcí funguje dobře pouze pro stacionární časové řady. Námí použité časové řady reflektují rozdíl mezi predikcí a skutečností a měly by tedy být stacionární; v opačném případě by se predikce musela v čase výrazně zhoršovat nebo zlepšovat. Provedli jsme rovněž testy stacionarity pomocí KPSS testu (tentto test je ve srovnání s ADF nebo PP vhodnější pro krátké časové řady), kde jsme na 5% hladině významnosti neodmítli nulovou hypotézu stacionarity pro každou z použitých časových řad.

Graf 6: Histogramy chyb predikcí (skutečnost – predikce), horizont 4Q, 2002-2007

Tabulka 3: Test vychýlenosti predikcí, 2002-2007

Časová řada	Průměrná chyba 1Q	Průměrná abs. chyba 1Q	Průměrná chyba 4Q	Průměrná abs. chyba 4Q	Vychýlenost 1Q	Vychýlenost 4Q
					(t-statistika)	(t-statistika)
Inflace	-0,08	0,24	-0,85	1,03	1,34	3,99
Růst HDP	0,09	0,55	0,65	0,98	0,48	2,40
Kurz CZK/EUR	-0,02	0,42	-0,37	1,23	0,17	1,20
3M PRIBOR	-0,02	0,11	-0,39	0,57	0,68	3,12
Zahr. růst HDP	0,05	0,46	0,25	1,14	0,35	0,41
Zahr. inflace	0,11	0,29	0,14	0,60	1,42	1,63
1Y EURIBOR	0,03	0,23	-0,14	0,79	0,40	0,65
Ropa	5,17	5,86	14,13	14,56	5,06	6,32

Poznámka: Průměrná chyba je udána v p.b. a je počítána jako aritmetický průměr chyb predikcí dané časové řady. Průměrná absolutní chyba je udána v p.b. (nejdříve je spočítána absolutní chyba pro každé čtvrtletí, pak zprůměrnováno). Tučně jsou vyznačeny absolutní hodnoty t-statistiky, pro které bylo možno na 5% hladině významnosti odmítnout nulovou hypotézu, že predikce jsou nevychýlené.

V dalším kroku prezentujeme grafy, které zachycují vývoj chyb predikcí (v horizontu 4Q) a podstřelování cíle v čase (viz graf 7). Vybraný horizont 4Q reflektuje horizont měnové transmise. Další možností analýzy by byl výpočet korelačních koeficientů mezi chybami predikcí a podstřelováním, ale jak bude patrné z několika níže prezentovaných grafů vztah mezi chybami predikcí a podstřelováním se měnil v čase (např. silná apreciacie kurzu v roce 2002 a jeho následná korekce v následujícím roce výrazně ovlivňují výsledné korelační koeficienty). V grafech chyb predikcí je vždy modrou přerušovanou čarou naznačena míra podstřelení cíle¹² a plnou čarou pak chyba prognózy odpovídající veličiny. Podstřelení cíle je pozitivně korelováno s chybou predikce inflace.¹³

Fakt, že byl růst HDP povětšinou vyšší než prognóza ČNB, a to i v situaci systematického podstřelování cíle, ukazuje na to, že toto podstřelení nelze vysvětlit pomocí standardních poptávkových mechanismů. V minulosti tak zřejmě docházelo k podcenění pozitivních nabídkových impulsů do potenciálního produktu, modelový aparát většinou vyhodnocoval překvapivě vysoký růst HDP jako uzavírání záporné mezery výstupu, jejíž uzavření bylo ovšem odkládáno kvůli přetrvávající nízké inflaci. Opakování tohoto jevu mohlo vést k podstřelování cíle.

Vztah chyby predikce kurzu a podstřelení cíle víceméně odpovídá předpokladu o pozitivním vztahu těchto odchylek (apreciovanější kurz znamená nižší dovezenou inflaci, a tedy podstřelení cíle). Výjimkou je počátek sledovaného období zhruba do počátku roku 2004, kdy byl kurz oproti prognóze o 1-2 Kč/EUR depreciovanější, zatímco inflace se pohybovala poměrně výrazně pod cílem. Vysvětlením zde mohou být neočekávaně nižší zahraniční růst a zpožděné efekty apreciační bubliny z roku 2002 (ta není v grafu vidět, neboť graf začíná 1Q2003), jejíž narovnání vzhledem k poměrně silné vzádnosti predikce kurzu z tohoto období vedlo k přestřelení predikce kurzu.

¹² Tato řada je tak stejná pro všechny grafy.

¹³ Vzhledem k tomu, že v rámci nepodmíněné prognózy tlačí měnověpolitické pravidlo inflaci na horizontu měnové politiky ke středu cíle, je z pohledu *ex post* podstřelení cíle nutně dáno chybou predikce inflace z období před horizontem měnové politiky. K odchylce může dojít pouze tehdy, pokud je v době sestavování predikce aplikována *ex ante* výjimka. Vazba podstřelení a chyby predikce inflace také není naprosto dokonalá vzhledem k tomu, že graf uvažuje chyby predikce v jednoráčním horizontu, zatímco v QPM uvažovaný horizont měnové politiky je delší (4-6 čtvrtletí).

Zpožděné efekty nadhodnocení kurzu z roku 2002 tím táhly inflaci dolů. Dalším obdobím, kdy se odchylky kurzu a inflace od predikce pohybovaly opačným směrem, byl rok 2006, kdy se míra podstřelení cíle dočasně snižovala. Jak je ale vidět z rozdělení chyb inflace mezi jednotlivé složky inflace (viz diskuze ke grafu 5), přiblížení se cíli v této době výrazně napomohl neočekávaný růst regulovaných cen, který s kurzem nesouvisí.

Velikost chyby úrokových sazeb byla po většinu sledovaného období v průměru nižší, než bylo podstřelení cíle (viz graf 7).¹⁴ To ukazuje na to, že reálné úrokové sazby z pohledu *ex post* byly oproti očekáváním poněkud vyšší. Toto by mohlo do určité míry potvrzovat domněnku ukotvení inflačních očekávání na nižší úrovni, než byl střed cíle (a tedy i vyšších reálných úrokových sazeb *ex ante*). Zajímavá je také vzájemná kauzalita chyby predikce úrokových sazeb a podstřelení cíle ve smyslu odpovědi na otázku, zda bylo podstřelení cíle zapříčiněno oproti prognóze agresivnější měnovou politikou, nebo zda naopak měnová politika reagovala oproti predikci nižšími sazbami se zpožděním na podstřelování cíle, resp. nižší inflaci. Jednoduchý pohled na graf naznačuje, že po většinu období byla měnová politika spíše ve vleku protiinflačních šoků mimo její dosah a že zřejmě sama nebyla jejich zdrojem.

Vazba chyby predikce zahraniční inflace a podstřelení cíle se na první pohled zdá být poměrně mírná. Po většinu období byla zahraniční inflace oproti předpokladům prognózy vyšší, takže zde zřejmě nelze hledat zdroj systematického podstřelování inflačního cíle. Určitou výjimkou by mohl být rok 2003, kdy nižší inflační tlaky vyplývající ze zahraniční inflace dobře zapadly do již zmíněných zpožděných dopadů nadměrné apreciacie z roku 2002. Rovněž v posledním období se jeví vztah domácí a zahraniční inflace jako „standardní“. Obdobně jako odchylka zahraniční inflace nenapomáhají vysvětlit podstřelení inflačního cíle ceny ropy, a tedy i ceny pohonných hmot, které byly po celé sledované období výrazně vyšší, než byl předpoklad.¹⁵

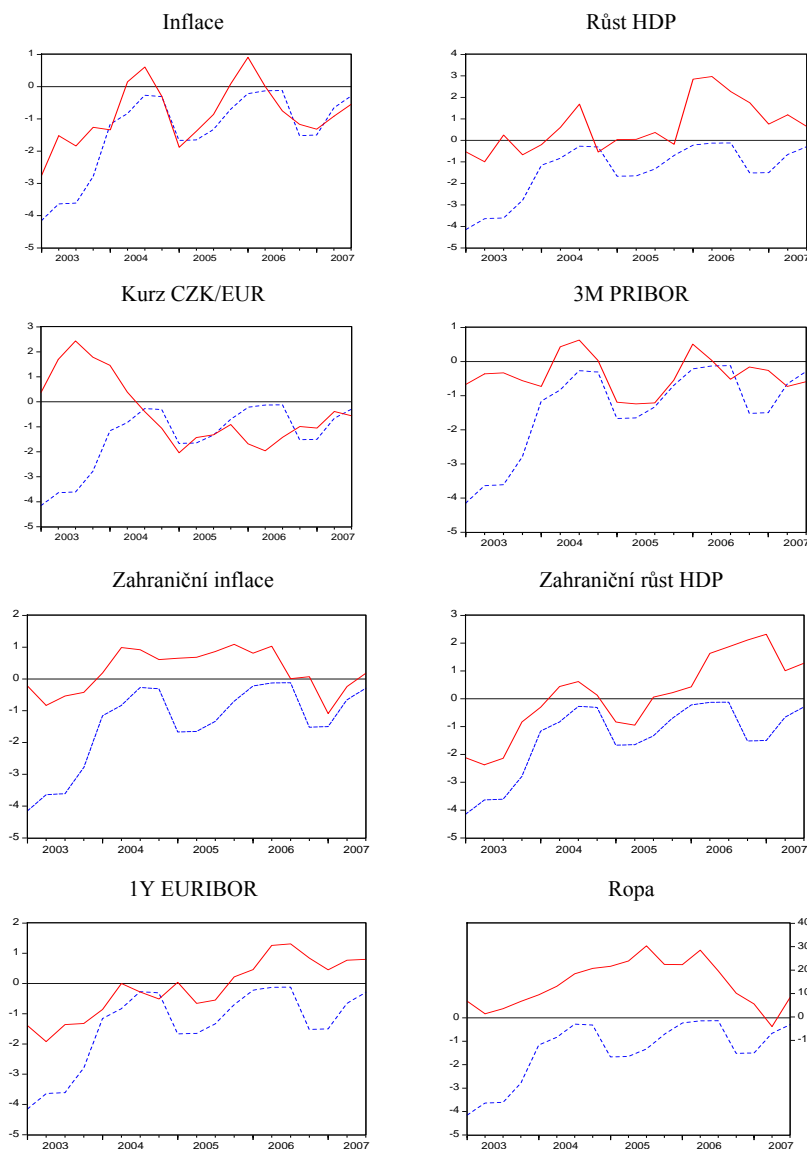
V souvislosti s poněkud slabší vazbou zahraniční inflace a podstřelení cíle je zajímavý poměrně silný vztah chyby predikce zahraničního růstu a podstřelení cíle především do roku 2006.¹⁶ Slabší zahraniční růst mohl vést ke zbrzdění zahraniční inflace a k nižší dovážené inflaci. Zároveň by znamenal slabší poptávku po českých vývozech a rovněž nižší inflační tlaky. Obě tyto vazby ale není možné beze zbytku nalézt v grafech „Růst HDP“ a „Zahraněční inflace“ (viz výše). Chyby v predikcích 1Y EURIBOR v porovnání s chybami predikcí měnového kurzu a domácích sazeb naznačují, že v predikci použitý předpoklad platnosti nepokryté úrokové parity není příliš realistický (zhruba od roku 2004 byly zahraniční úrokové sazby oproti předpokladu vyšší, domácí sazby naopak nižší, oproti logice nepokryté úrokové parity však byl kurz apreciovanější).

¹⁴ Z grafu je také vidět, že i když jsou v tabulce 2 chyby predikce úrokové sazby na horizontu jednoho roku identifikovány stejně jako chyby predikce inflace jako statisticky významně vychýlené směrem dolů, volatilita jejich chyby je oproti podstřelení cíle či inflaci nižší.

¹⁵ Jinými slovy: kdyby vývoj cen ropy a cen pohonných hmot odpovídal předpokladům, bylo by podstřelení inflačního cíle ještě výraznější.

¹⁶ Určité zeslabení této vazby může souviset s přechodem na efektivní ukazatel růstu v eurozóně namísto německého růstu HDP v polovině roku 2006.

Graf 7: Chyby predikcí (skutečnost – predikce) na horizontu 4Q a podstřelování cíle



Poznámka: Podstřelování inflace je v grafech zachyceno modrou přerušovanou čarou (tato řada je tak stejná pro všechny grafy). Hodnoty chyb predikce ropy jsou uvedeny na pravé ose.

6. PŘÍSPĚLY K PODSTŘELOVÁNÍ CÍLE CHYBY PREDIKCE EXOGENNÍCH VELIČIN?

V předchozí kapitole byla naznačena vazba mezi podstřelováním inflačního cíle a chybami predikcí jednotlivých veličin z modelu QPM. Porovnávání podstřelení cíle a chyb predikcí jednotlivých veličin takto „popořádě“ však může narazit na několik problémů. Může například dojít k tomu, že pro některá období budou chyby predikcí pro dvě či pro několik relevantních veličin na inflaci působit protisměrně a že se ve výsledku tyto chyby vzájemně vyruší (v minulosti například často docházelo k tomu, že byly efekty neočekávaně vysokých cen ropy tlumeny překvapivým zhodnocováním kurzu koruny). Chyby predikcí jednotlivých veličin mezi sebou mohou souviset, případně mohou na inflaci působit v kombinaci. Proto jsme se rozhodli modelovat vazbu mezi velikostí chyb predikcí jednotlivých makroekonomických veličin (kvůli transmisním zpožděním je predikce z období 4 kvartály vzad) a podstřelováním inflačního cíle pomocí následující regrese:

$$(\pi_t - \pi_t^*) = \alpha_0 + \alpha_1(x_{t,1} - E_{t-4}(x_{t,1})) + \dots + \alpha_k(x_{t,k} - E_{t-4}(x_{t,k})) + \varepsilon_t$$

$(\pi_t - \pi_t^*)$ je rozdíl inflace a inflačního cíle v čase t a zachycuje tak míru podstřelení inflačního cíle (průběh míry podstřelení cíle viz také graf 4 v Antal, Hlaváček a Holub, 2008). $x_{t,i}$ je hodnota *i*-té makroekonomické veličiny v čase t, $i=1, \dots, k$. $E_{t-4}(x_{t,k})$ je predikce dané veličiny v čase t-4 (tj. predikční horizont 4Q).

Vzhledem k omezením daným malým počtem pozorování byla tato vazba odhadnuta jednoduchou metodou nejmenších čtverců. Mezi vysvětlující veličiny byly zahrnuty pouze ty, které jsou z hlediska modelu QPM chápány jako exogenní, tj. ty veličiny, jejichž predikce obvykle predikční aparát ČNB přebírá z vnějších zdrojů (pro většinu uvažovaných veličin se jednalo o předpovědi Concensus Forecast).¹⁷ Roli endogenních faktorů jako např. cen potravin nebo domácího růstu HDP nezkoumáme, jelikož ekonometricky není možné s krátkými časovými řadami rozlišit dopad endogenních proměnných na podstřelování od dopadu podstřelování zpět na endogenní veličiny (tzv. endogenita vysvětlujících proměnných). Pokud bychom tedy tyto endogenní veličiny do tohoto typu regrese zahrnuli, s velkou pravděpodobností bychom odhadovali rovnice kalibrované přímo v modelu (například Phillipsovu křivku). U exogenních veličin tento problém není relevantní, jelikož lze stěží předpokládat, že domácí podstřelování cíle ovlivňuje vývoj námi používaných zahraničních veličin. Nezahrnutí endogenních veličin do regrese samozřejmě znamená, že se nesnažíme odhadovat příčiny podstřelování v celé jejich šíři, ale že se pouze pokoušíme najít odpověď na otázku, do jaké míry bylo toto podstřelování dáno vnějšími šoky. I pro tento užší pohled je však nutné brát naše výsledky pouze jako ilustrativní. Omezením je zde již zmíněný malý počet pozorování, fakt, že jednotlivé vysvětlující proměnné působí do inflace různými kanály a s různými dlouhými zpožděními aj.¹⁸

¹⁷ Jediná výjimka je udělána u měnového kurzu, jehož předpokládaný dopad do dovezené inflace je významný. Z hlediska QPM se jedná o jakousi „semioxogenní“ veličinu, když je budoucí vývoj kurzu modelován více méně pouze pomocí nepokryté urokové parity.

¹⁸ Dalším omezením této analýzy je pochopitelně předpoklad, že bankovní rada ČNB se nikdy neodchyluje od prognózy, a rovněž nezohlednění ex-ante výjimek z plnění inflačního cíle.

Tabulka 4: Podstřelování cíle a chyby predikce exogenních faktorů, 2002-2007

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Konstanta	-1,81*** [0,29]	-1,71*** [0,11]	-1,39*** [0,23]	-1,73*** [0,31]	-1,56*** [0,37]
Ropa	0,04** [0,01]		-0,01 [0,01]		-0,01 [0,03]
EURIBOR	0,94*** [0,20]		0,89*** [0,15]		0,14 [0,41]
Zahraniční inflace		0,93*** [0,09]	0,84*** [0,23]	0,69* [0,39]	1,05*** [0,25]
Zahraniční HDP		0,62*** [0,20]			0,56** [0,24]
Měnový kurz				-0,43** [0,18]	0,03 [0,18]
Počet pozorování	19	19	19	19	19
Adj. R ²	0,67	0,81	0,72	0,47	0,78

Poznámka: Standardní odchylky robustní vůči autokorelaci a heteroskedasticitě jsou v závorkách pod odhadnutým parametrem. *, **, *** označuje signifikanci na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

Výsledky jsou prezentovány v tabulce 4. Vzhledem k relativně vysoké vzájemné korelaci chyb jednotlivých predikcí je ve sloupcích (1)-(4) provedeno několik alternativních specifikací modelu, kdy jsou vyřazovány nejvíce vzájemně korelované veličiny. Nesignifikantnost některých vysvětlujících proměnných ve sloupci (5), který zahrnuje všechny uvažované veličiny, je zde ale patrně ovlivněna nízkým počtem stupňů volnosti a multikolinearitou.

Odhadnutá konstanta se statisticky významným koeficientem okolo -1,5% ukazuje, že velkou část podstřelení cíle nelze vysvětlit pomocí exogenních faktorů. Výsledky regresní analýzy implikují, že vyšší než očekávaná cena ropy vedla dle výsledků v sloupci (1) k menšímu podstřelování, i když tento vztah není patrně robustní, jelikož ve specifikacích v sloupcích (3) a (4) chyby predikce ropy nemají statisticky významný dopad na podstřelování cíle. Vzhledem k tomu, že stejně jako cena ropy, tak i inflace a růst HDP v zahraničí byly častěji predikovány níže než skutečnost, oba tyto faktory v průměru nepřispívaly k podstřelování cíle během sledovaného období. U EURIBORu byla naopak typická chyba záporná (skutečnost níže než predikce), a tím přestřelování EURIBORu mohlo přispět k podstřelování inflačního cíle. Pokud bychom tento efekt kvantifikovali na základě odhadnutých koeficientů v sloupci (1) a (3), tak bychom dospěli k výsledku, že chyby predikce EURIBORu přispěly k podstřelení cíle v rozsahu mírně nad 0,1p.b.¹⁹ Vzhledem k tomu, že v průměru byl cíl v letech 2003-2007 podstřelován zhruba o 1,4 p.b., je patrné, že exogenní faktory vysvětlují maximálně 10 % celkového podstřelení. Pokud by byl využit odhadnutý koeficient v sloupci (5), pak by byl daný efekt chyby predikce pro vysvětlení podstřelení cíle mizivý. Negativní koeficient u kurzu ve sloupci (4) je statisticky významný, oproti očekávání má však

¹⁹ Jednoduchá průměrná chyba predikce EURIBORu (0,14 p.b.) krát odhadnutý koeficient (okolo 0,9) vede k hodnotě nad 0,1 p.b.

opačné znaménko. Toto je dáno již zmíněnými zpožděnými dopady apreciační bubliny z roku 2002 na pozdější inflaci, která vedla k situaci, kdy byl slabší než očekávaný kurz v roce 2003 doprovázen nízkou inflací. V rovnici (5) se pak kurz (opět vzhledem k multikolinearitě) jeví jako statisticky nevýznamný.

Zajímavé je se podívat na značné podstřelení cíle v roce 2003. Z grafu 7 je patrné, že EURIBOR, zahraniční inflace i růst HDP byly slabší, než se předpokládalo (např. EURIBOR byl téměř o 2 p.b. níže, než se očekávalo). To by mělo znamenat tlak na apreciaci kurzu (nižší zahraniční sazby) a lze se tedy domnívat, že za podstřelením cíle do jisté míry stály exogenní faktory. Pokud bychom měli kvantifikovat „čistý“ efekt chyb predikce u těchto exogenních veličin (bez zohlednění jejich druhotných dopadů na další veličiny), tak dojdeme k příspěvku zhruba 1,75 p.b.²⁰, tj. přibližně polovinu z celkového podstřelení cíle v roce 2003. Nicméně, jak bylo poznamenáno již výše, vzhledem k nízkému počtu pozorování pochopitelně panuje podstatná nejistota ohledně velikosti těchto odhadnutých efektů.

7. ZÁVĚR

Tento článek se primárně věnuje analýze vychýlenosti predikcí ČNB v souvislosti podstřelováním inflačního cíle. Hlavní závěry tohoto článku jsou následující. Chyba predikcí inflace klesá v čase. V minulosti zřejmě docházelo k podcenění pozitivních nabídkových impulsů. Modelový aparát většinou vyhodnocoval překvapivě vysoký růst HDP jako uzavírání záporné mezery výstupu, jejíž uzavření bylo ovšem odkládáno kvůli přetrvávající nízké inflaci. Za znatelným podstřelením cíle v roce 2003 stály dle našich výsledků asi z poloviny chyby predikcí exogenních faktorů (zahraniční sazby, HDP a inflace). V ostatních letech chyby predikce exogenních veličin k podstřelování cíle přispívají spíše minimálně. Tyto závěry je třeba nicméně vzhledem ke krátkým časovým řadám považovat za spíše ilustrativní, s provedenou analýzou je spojena řada nejistot (například různé kanály transmise chyb predikcí jednotlivých veličin do inflace a různě dlouhé zpoždění tohoto vlivu).

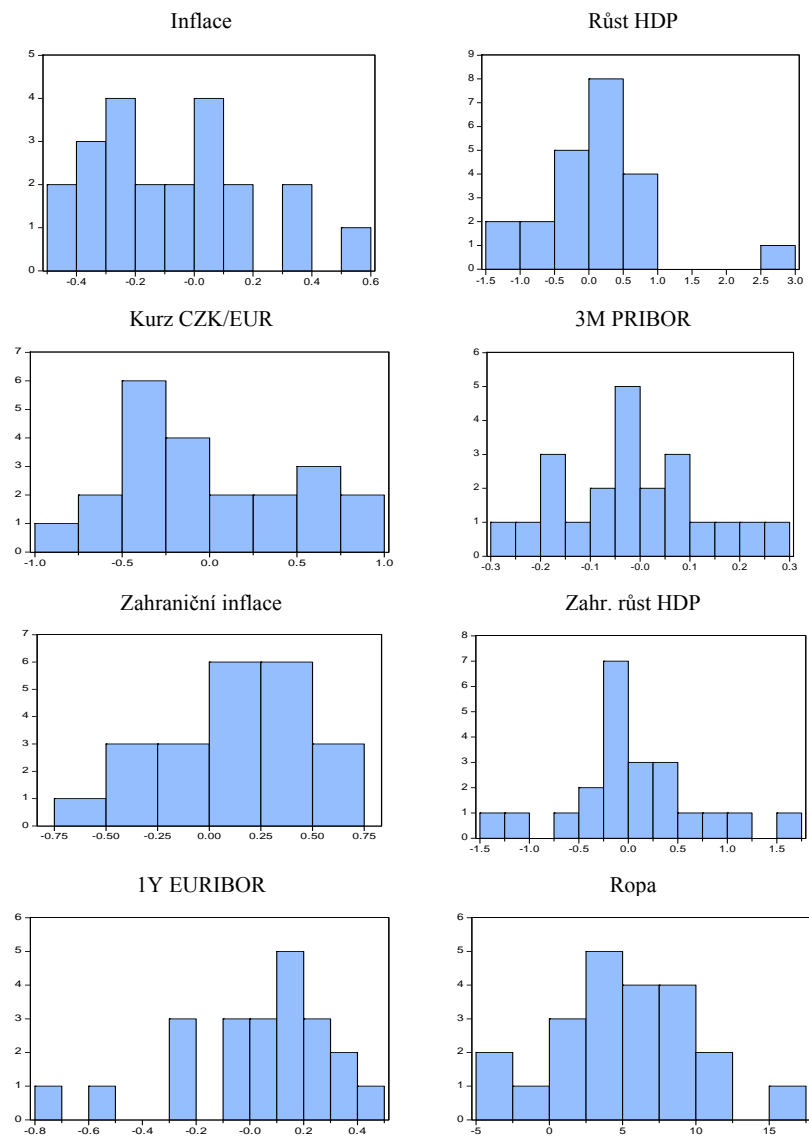
²⁰ Průměrná chyba v roce 2003 u EURIBORu -1,5 p.b., u zahraničního HDP -1,9 p.b., u zahraniční inflace -0,5 p.b. Pokud tyto hodnoty přenásobíme danými koeficienty ze sloupce (4), dostaneme jejich příspěvek k snížení inflace v řádu 1,75 p.b.

REFERENCE

- ANTAL, J. HLAVÁČEK, M. A T. HOLUB (2008): “Základní charakteristiky inflačního cílování v České republice,” tento sborník.
- BABECKÝ, J. A J. PODPIERA (2008): “Chyby v predikcích inflace v České republice: Evidence z panelu institucí,” tento sborník.
- COATS, W., LAXTON, D., A D. ROSE (Eds.) (2003): “The Czech National Bank’s Forecasting and Policy Analysis System,” <http://www.cnb.cz/cs/verejnost/publikace/#Mimoradne%20publikace%20CNB>.
- COATS, W. (ed.) (2000): “Inflation Targeting in Transition Economies: The Case of the Czech Republic,” http://www.cnb.cz/m2export/sites/www.cnb.cz/en/public/publications/download/infl_targ_case_cr.pdf.
- DLOUHODOBÁ MĚNOVÁ STRATEGIE (1999): http://www.cnb.cz/m2export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategicke_dokumenty/download/d_menova_strategie.pdf
- FISHER, A. (ed.) (1999): “Workshop on Inflation Targeting,” http://www.cnb.cz/m2export/sites/www.cnb.cz/en/public/publications/download/ws_infl_targ.pdf.
- FRIEDMAN, M. (1977): “Nobel Lecture: Inflation and Unemployment,” *Journal of Political Economy*, 85, str. 451–472.
- GAVIN, W.T., A R.J. MANDAL (2002): “Evaluating FOMC Forecasts,” WP 2001-005C, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- GIAVAZZI F. A F. MISHKIN (2006): *An Evaluation of Swedish Monetary Policy between 1995 and 2005*, RFR1, Riksbank.
- HORVÁTH R. (2008): “The Time-Varying Policy Neutral Rate in Real Time: A Predictor for Future Inflation?” *Economic Modelling*, forthcoming.
- KOTLÁN V. A D. NAVRÁTIL (2003): “Inflation Targeting as a Stabilisation Tool: Its Design and Performance on the Czech Republic,” *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, 53(5), str. 220-242.
- MCCAW S. A S. RANCHHOD (2004): “The Reserve Bank’s forecasting performance”, Reserve Bank of New Zealand: Bulletin, Vol. 65, No.4.
- PAGAN, A. (2003): *Report on modelling and forecasting at the Bank of England*, Bank of England Report.
- SITUAČNÍ ZPRÁVY: http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/br_zapisy_z_jednani.

PŘÍLOHA

Graf 8: Histogramy chyb predikcí (skutečnost – predikce), horizont 1Q, 2002-2007



KAPITOLA 6

CHYBY V PREDIKCÍCH INFLACE V ČESKÉ REPUBLICĚ:
EVIDENCE Z PANELU INSTITUCÍ

JAN BABECKÝ
JIŘÍ PODPIERA

1. ÚVOD

Jak přesné jsou inflační prognózy ČNB? Co stojí za chybami predikcí a jsou systematické? Mohou být například chyby v predikcích alespoň částečně způsobeny chybami predikcí měnového kurzu? Probíhá proces učení se z minulých chyb predikcí inflace u institucí předpovídajících inflaci? Následující analýza nabízí svého druhu první pohled na přesnost inflačních prognóz ČNB ve srovnání s velkou skupinou ostatních institucí v České republice (reportujících v rámci Makroekonomických Kolokvií¹).

Vyhodnocování inflačních prognóz je tradičně centrem zájmu centrálních bank (viz např. McNees, 1992; Croushore, 1998; Canova, 2002; Espasa *et al.*, 2002; McCaw and Ranchhod, 2002). Je také předmětem širších akademických a hospodářskopolitických debat (Granger, 1996; Diebold and Mariano, 2002; Valev and Carlson, 2003; Keereman, 1999). Zatímco literatura poskytuje detailní popis makroekonomických a mikroekonomických faktorů, které mohou ovlivnit kvalitu inflačních prognóz, systematická analýza dekompozice chyb inflačních prognóz se objevuje velmi zřídka.

Spolehlivé inflační prognózy centrální banky jsou základem pro správnou implementaci a komunikaci měnové politiky, sloužící k ukotvení inflačních očekávání (Bernanke and Woodford, 1997). Inflační prognózy jsou ale také vypracovávány celkem velkým počtem domácích i zahraničních institucí. Proto porovnání profesionálních prognostiků inflace je přesvědčivý způsob, jak odhadnout úspěšnost inflačních predikcí centrální banky, protože všechny instituce se potýkaly se stejnými specifiky a nejistotami ve vývoji ČR.

Evidence takového srovnání centrální banky s ostatními institucemi předpovídajícími inflaci je omezená. Například analýza Gavin and Mandal (2003) dokládá, že během konce devadesátých let inflační prognózy Federal Reserve byly superiorní prognózám soukromého sektoru. Giavazzi a Mishkin (2006) poukazují na to, že chyby v prognózách inflace švédské centrální banky v letech 1997–2005 se významně nelišily od chyb ostatních institucí. Dalším úhlem pohledu je analýza predikčních metod, typu predikcí (např. podmíněné a nepodmíněné prognózy), frekvence aktualizace, institucionální a jiné aspekty prognóz. Berger *et al.* (2006) uvádí, že geografické a zemispecifické faktory mohou přispívat k systematickým chybám predikcí Evropské centrální banky. Význam těchto faktorů však zůstává nevyhodnocen.

Kvalita inflačních prognóz centrální banky je důležitým kritériem pro posouzení její spolehlivosti, ale není jediným. Dalším důležitým kritériem je míra vlivnosti prognóz centrální banky. Ve své studii Fujiwara (2005) ukazuje, že ekonomické předpovědi Bank of Japan do značné míry ovlivňují předpovědi ostatních institucí, zatímco obrácená kauzalita je statisticky nevýznamná. Takové zjištění je důležité pro ohodnocení efektivnosti měnové politiky a vůdčí roli centrální banky.

Naše analýza je založena na porovnání chyb predikcí inflace celkem rozsáhlého počtu institucí, které v ČR soustavně předpovídaly inflaci v letech 2002–2007. Jde celkem o 16 institucí včetně České národní banky (ČNB). Předmětem studia je relativní úspěšnost ČNB v porovnání s ostatními institucemi v nevychýlenosti predikcí a ve velikosti standardní chyby predikce. Nejprve je proveden odhad fixních efektů v panelu institucí, který zhruba odpovídá jednoduchému průměrování relativních a absolutních chyb predikcí, a ve druhé fázi je také proveden odhad fixních efektů, ale podmíněný chybami v predikcích měnového kurzu (jako hlavní veličiny ovlivňující predikci

inflace) a minulými chybami predikcí inflace do čtvrtého zpoždění (půlroční krok predikcí, tj. dva roky zpoždění).

Specifickým přínosem takovéto analýzy je to, že v případě platnosti hypotézy o dlouhé sérii asymetrických šoků jsou šoky společné všem, a proto lze tyto šoky identifikovat a výsledky relativní úspěšnosti, tedy nevychýlenosti prognóz, podmínit těmito šoky (např. chybami predikcí měnového kurzu).

Výsledky analýzy ukazují, že jednoduché průměry chyb dokumentují statisticky významné vychýlení a statisticky významné standardní odchylky chyb predikcí všech institucí. Po očistění o vliv chyb predikce měnového kurzu (což se ukazuje být významným determinantem společných šoků – tedy hypotéza dlouhé série asymetrických kurzových šoků) a o poučení se z předchozích chyb predikce inflace však lze konstatovat, že mnoho institucí (13 ze 16) vykazuje nevychýlené inflační prognózy. Tedy jinými slovy, kdyby tyto instituce správně odhadly kurz koruny, pak by jejich predikce byly nevychýlené. I variabilita předpovědi se výrazně snižuje, očistíme-li chyby inflačních prognóz o vliv chyb predikce kurzu; 10 z 16 institucí tak vykazuje statisticky nevýznamné průměrné absolutní chyby inflační prognózy.

Případ ČNB, která i po zohlednění chyb predikce kurzu vykazuje marginálně významnou (na 10% hladině významnosti) systematickou chybu predikce (predikuje vyšší inflaci než skutečnost), by potvrzoval (i když jen marginálně) hypotézu vychýlené mušky. Tento výsledek však nehodnotí detaily vychýlenosti prognostickým aparátů ČNB. Výsledek může být pravděpodobně dán tím, že existují další proměnné (např. ceny potravin), které byly predikovány s větší chybou u ČNB než v predikcích jiných institucí.

Zbývající text je organizován následovně: druhá část popisuje metodologii analýzy chyb inflačních prognóz a třetí část přináší výsledky odhadů. Čtvrtá část uvádí závěrečné poznámky.

2. METODOLOGIE

Analýza je strukturována do dvou kroků. V prvním kroku je provedeno jednoduché vyhodnocení chyb inflačních prognóz jednotlivých institucí ve světle průměrné relativní chyby predikcí (Average Relative Forecast Error, ARFE) a průměrné absolutní chyby inflační prognózy (Average Absolute Forecast Error, AAFE). Zatímco ARFE vypovídá o tendenci k vychýlenosti predikcí (nahodnocování, resp. podhodnocování), AAFE ukazuje průměrnou výchylku predikce od skutečnosti.

Ve druhém kroku se snažíme vysvětlit chyby predikcí možnými faktory, které způsobují chyby predikcí. Jedním z nejobtížněji predikovatelným faktorem s dominantním vlivem na vývoj inflace je měnový kurz. Tedy hypotéza, že z důvodu omezené schopnosti prognostiků predikovat kurz vzniká systematická chyba v predikcích inflace. Proto ohodnocujeme podmíněnou (na chybě predikce měnového kurzu a na minulých chybách inflačních prognóz) relativní chybu predikcí (Conditional Average Relative Forecast Error, CARFE) a podmíněnou průměrnou absolutní chybu inflačních prognóz (Conditional Average Absolute Forecast Error, CAAFE).

¹ Půlroční sběr makroekonomických předpovědí institucí sídlících v České republice a predikujících českou ekonomiku uskutečňovaný Ministerstvem financí ČR.

2.1 Model

Vzhledem k tomu, že predikce jednotlivých institucí mohou být vzájemně korelovány (inflační předpovědi institucí nejsou zcela vzájemně nezávislé), navrhuje použít následující specifikaci modelu fixních efektů:

$$\begin{aligned} RFE_{i,t} &= c_i + \varepsilon_{i,t} \\ AFE_{i,t} &= d_i + \omega_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

kde $RFE_{i,t}$ a $AFE_{i,t}$ jsou relativní a absolutní chyba predikce instituce i v čase t (na první a druhý rok dopředu)², dále c_i a d_i označují fixní efekty, které reprezentují $ARFE$ a $AAFE$. Rovnice (1) reprezentuje první krok analýzy, kde RFE a AFE jsou regresovány na specifické konstantě pro každou z institucí. Ve druhém kroku analýzy jsou přidány následující regresory: pro instituci specifické chyby predikce měnového kurzu, minulé chyby inflační prognózy a dummy proměnná pro druhou část analyzovaného období 2004–2007, což lze zapsat následující specifikací:

$$\begin{aligned} RFE_{i,t} &= e_i + \beta RFE_ER_{i,t} + \sum_{k=1}^4 \delta_k RFE_{i,t-k} + d_{04_07} + \xi_{i,t} \\ AFE_{i,t} &= f_i + \gamma AFE_ER_{i,t} + \sum_{k=1}^4 \theta_k AFE_{i,t-k} + d_{04_07} + v_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

kde $RFE_ER_{i,t}$ a $AFE_ER_{i,t}$ označují relativní chybu predikce měnového kurzu a absolutní chybu predikce měnového kurzu instituce i v čase t . Koeficienty β a γ označují společnou průměrnou elasticitu chyb inflačních prognóz institucí na chybu prognózy měnového kurzu. Tyto parametry vypovídají o konzistenci prognostických nástrojů v průměru přes analyzované instituce a velikost naznačuje efekt chyb predikce měnového kurzu na chyby inflačních prognóz.

Dále, parametry δ a θ označují závislost současných chyb inflačních prognóz na chybách v minulosti až do zpoždění k , které je stanoveno na 4 periody (pololetí). Volba čtyř period koresponduje s dvouletým zpožděním realizace všech predikovaných hodnot v čase t . d_{04_07} označuje časovou dummy proměnnou, který nabývá hodnoty jedna pro 2004–2007 a nula jinak. Tato proměnná zachycuje systematický rozdíl mezi dvěma definovanými obdobími (viz níže).

Nakonec, parametry e_i a f_i v rovnici (2) reprezentují $CARFE$ a $CAAFE$. Písmeny $\varepsilon_{i,t}$, $\omega_{i,t}$, $\xi_{i,t}$ a $v_{i,t}$ označujeme náhodné šoky do inflačních chyb, které mají střední hodnotu nula a konstantní rozptyl.

2.2 Popis dat

Zkušenost České národní banky s režimem inflačního cílování se datuje mezi roky 1998–2007. Tento časový úsek lze nicméně rozdělit na tři období. První období 1998–2002 je označováno jako období zavádění inflačního cílování a je charakteristické jednoduchým predikčním aparátem a podmíněností inflačních prognóz. Druhé období, roky 2002–2004, je fází zdokonalování

² V analýze jsou sloučeny predikce na první a druhý rok dopředu. Vzhledem k tomu, že informace o predikcích je sbírána dvakrát ročně, prognózy v druhé části roku vlastně nejsou prognózou na rok dopředu, ale prognózou na současný rok (predikce půl roku dopředu) a predikce jeden a půl roku dopředu. Průměrný horizont prognózy je tak blíže jednomu roku než dvěma letům dopředu – tedy vlastně přesně horizont měnové politiky ČNB.

predikčního aparátu – zavedení čtvrtletního predikčního modelu QPM v roce 2002 – s jehož pomocí jsou produkovány nepodmíněné inflační prognózy. A konečně poslední období 2004–2007 je obdobím, ve kterém byla sbírána zkušenost s aparátem, který doznával jen mírné úpravy (vlození bloku trhu práce nebo nahrazení indikátorů Německa za efektivní indikátory eurozóny, nicméně např. kalibrace reakční funkce zůstala nezměněna po celou dobu od roku 2003).

V naší analýze se zaměřujeme na období standardního modelového aparátu v ČNB, tj. na období 2002–2007. Sestavili jsme databázi z nepodmíněných predikcí³ všech institucí nepřetržitě přispívajících do projektu Makroekonomických kolokvií dvakrát ročně v letech 2002–2007. Dobrou vlastností makroekonomických kolokvií je, že instituce jsou žádány zaslat předpovědi v jeden den, což minimalizuje potenciální efekty kauzality (ovlivňování) mezi institucemi. Naše data tak zahrnují 24 pozorování za každou z 16 institucí (inflační prognózy a předpovědi měnového kurzu na současný a následující rok). Pro srovnání, studie pro Bank of England používá 32 pozorování, viz BoE Inflation Report, August 2003.

3. VÝSLEDKY

Tabulka 1 ukazuje výsledky odhadů rovnice (1). Je vidět, že všech 16 institucí dělalo systematickou chybu v predikcích inflace ve smyslu nadhodnocování inflačních prognóz v období 2002–2007. Jinými slovy, předpovídaná inflace je významně výše než skutečná inflace (o 0.675 p.b. za průměr Kolokvia). Zatímco ČNB a Ministerstvo financí ČR patří k nejpřesněji predikujícím třem institucím podle kritéria $ARFE$ (levý sloupec), průměrná výchylka inflačních prognóz od skutečnosti je celkem podstatná v případě ČNB (pravý sloupec)⁴. Je potřeba si ale uvědomit, že toto srovnání je jen indikativní. Ze statistického pohledu je rozdíl mezi nejlepší a nejhorší institucí nevýznamný. Také je zřejmé, jak lze očekávat, že regrese fixních efektů nevysvětluje uspokojivě chyby predikcí – R^2 je blízko nuly.

Tabulka 2 ukazuje výsledky pro podmíněné chyby predikcí. Měnový kurz (nebo přesněji, rozdíl mezi predikovaným a skutečným CZK/EUR nominálním měnovým kurzem) a zpožděné chyby inflačních prognóz se ukazují být významným determinantem současných chyb inflačních prognóz, $R^2 = 0.46$ pro relativní a 0.61 pro absolutní podmíněné chyby inflačních prognóz.⁵ Negativní a významný koeficient u měnového kurzu značí, že instituce nečekaly posílení měnového kurzu CZK/EUR. Odfiltrováním vlivu chyb predikce kurzu a vlivu zpožděných inflačních chyb dospějeme k závěru, že většina institucí produkuje nevychýlené inflační prognózy. To neplatí pro skupinu tří institucí; ČNB je hraničně v této skupině. Z pohledu podmíněné absolutní chyby predikcí se absolutní chyby staly také nevýznamné pro většinu institucí; chyby ČNB zůstávají opět marginálně významné.

³ Změny výnosové křivky peněžního trhu 3M PRIBOR mezi prognózami je odrazem přehodnocení prognóz a reakcí měnové politiky. Podpiera (2008) ukázal, že implikované sazby 3M PRIBORu z trhu v horizontu jednoho roku jsou v podstatě shodné s trajektorií úrokových sazeb v modelu ČNB. Proto se lze domnívat, že očekávaný vývoj úrokových sazeb ČNB a trhem není zdrojem nekonzistence v prognózách inflace.

⁴ Průměrná nepřesnost inflačních prognóz centrální banky ve srovnání s ostatními institucemi je ohodnocována například v případě Švédska v práci Giavazzi a Mishkin (2006) za období 1997–2005.

⁵ Samotné chyby v predikci měnového kurzu vysvětlují přibližně 30 % v obou případech (ARE a AAE).

Tabulka 1: Průměrné chyby predikcí - relativní (vlevo) a absolutní (vpravo) - odhad rovnice (1) za období 2002–2007

Závislá proměnná: <i>RFE</i>			Závislá proměnná: <i>AFE</i>		
Metoda: Pooled Least Squares			Metoda: Pooled Least Squares		
Pozorování: 18			Pozorování: 18		
Institucí: 16			Institucí: 16		
Pozorování celkem: 262			Pozorování celkem: 262		
Variable	Coef.	Std. Error	Variable	Coef.	Std. Error
1 ABN-AMRO	0.450*	(0.260)	1 MF ČR	0.653***	(0.251)
2 MF ČR	0.573**	(0.268)	2 Živnobanka	0.682***	(0.243)
3 ČNB	0.614**	(0.245)	3 Volksbank CZ	0.691***	(0.235)
4 Živnobanka	0.626**	(0.260)	4 Kolokvia Prům.	0.723***	(0.229)
5 Volksbank CZ	0.632**	(0.252)	5 Patria-Finance	0.736***	(0.229)
6 Komerční banka	0.644**	(0.260)	6 ČSOB	0.739***	(0.229)
7 Patria-Finance	0.647***	(0.245)	7 HVB	0.750***	(0.229)
8 Kolokvia Prům.	0.675***	(0.245)	8 Česká spořitelna	0.756***	(0.229)
9 Česká spořitelna	0.694***	(0.245)	9 WOOD	0.767***	(0.229)
10 ČSOB	0.712***	(0.245)	10 Komerční banka	0.781***	(0.243)
11 HVB	0.717***	(0.245)	11 ČNB	0.797***	(0.229)
12 WOOD	0.767***	(0.245)	12 ABN-AMRO	0.813***	(0.243)
13 Liberální institut	0.783***	(0.245)	13 Liberální institut	0.839***	(0.229)
14 Citibank	0.843***	(0.278)	14 Citibank	0.900***	(0.259)
15 Newton	0.875***	(0.278)	15 Newton	1.018***	(0.259)
16 Raiffeisen	0.975***	(0.329)	16 Raiffeisen	1.045***	(0.307)
R ²		0.012	R ²		0.010
Adjusted R ²		-0.048	Adjusted R ²		-0.050
F-statistic		0.205	F-statistic		0.174
Prob(F-statistic)		0.999	Prob(F-statistic)		1.000
Durbin-Watson stat		1.818	Durbin-Watson stat		1.953

Poznámka: ***, ** a * označují statisticky významné parametry na 1%, 5% a 10% hladině.

Odhadované proměnné – relativní chyba inflační prognózy (*RFE*) a absolutní chyba inflační prognózy (*AFE*) – jsou regresovány na specifické konstantě pro každou z institucí.

Tabulka 2: Podmíněné průměrné chyby predikcí – relativní (vlevo) a absolutní (vpravo) – odhad rovnice (2) za období 2002–2007

Závislá proměnná: <i>RFE</i>			Závislá proměnná: <i>AFE</i>		
Metoda: Pooled Least Squares			Metoda: Pooled Least Squares		
Pozorování: 17			Pozorování: 17		
Institucí: 16			Institucí: 16		
Pozorování celkem: 213			Pozorování celkem: 213		
Variable	Coef.	Std. Error	Variable	Coef.	Std. Error
RFE_ER	-0.089***	(0.024)	AFE_ER	0.167***	(0.022)
D_04_07	0.049	(0.244)	D_04_07	-0.414**	(0.209)
RFE(-1)	0.192***	(0.070)	AFE(-1)	0.231***	(0.059)
RFE(-2)	0.432***	(0.073)	AFE(-2)	0.312***	(0.065)
RFE(-3)	-0.231***	(0.079)	AFE(-3)	-0.238***	(0.072)
RFE(-4)	-0.139*	(0.077)	AFE(-4)	-0.128*	(0.075)
1 ABN-AMRO	0.269	(0.302)	1 ABN-AMRO	0.289	(0.290)
2 Komerční banka	0.270	(0.379)	2 WOOD	0.311	(0.308)
3 Raiffeisen	0.327	(0.492)	3 Komerční banka	0.369	(0.339)
4 WOOD	0.376	(0.362)	4 Volksbank CZ	0.394	(0.278)
5 Patria-Finance	0.419	(0.332)	5 Patria-Finance	0.426	(0.296)
6 HVB	0.435	(0.355)	6 Živnobanka	0.439	(0.298)
7 Volksbank CZ	0.441	(0.316)	7 HVB	0.451	(0.306)
8 Živnobanka	0.475	(0.343)	8 Raiffeisen	0.465	(0.414)
9 Kolokvia Prům.	0.488	(0.332)	9 Kolokvia Prům.	0.491*	(0.292)
10 Česká spořitelna	0.509	(0.329)	10 Liberální institut	0.499	(0.304)
11 MF ČR	0.509	(0.389)	11 Česká spořitelna	0.508*	(0.291)
12 ČSOB	0.515	(0.331)	12 MF ČR	0.522	(0.339)
13 ČNB	0.537*	(0.323)	13 ČSOB	0.532*	(0.290)
14 Newton	0.553	(0.357)	14 ČNB	0.555*	(0.300)
15 Citibank	0.722*	(0.390)	15 Newton	0.587*	(0.310)
16 Liberální institut	0.744**	(0.352)	16 Citibank	0.710**	(0.344)
R ²		0.463	R ²		0.610
Adjusted R ²		0.403	Adjusted R ²		0.567
F-statistic		7.826	F-statistic		14.244
Prob(F-statistic)		0.000	Prob(F-statistic)		0.000
Durbin-Watson stat		2.371	Durbin-Watson stat		2.237

Poznámka: ***, ** a * označují statisticky významné parametry na 1%, 5% a 10% hladině.

Odhadované proměnné – relativní chyba inflační prognózy (*RFE*) a absolutní chyba inflační prognózy (*AFE*) – jsou regresovány na chyby predikce měnového kurzu, dummy proměnnou nabývající hodnoty 1 pro období 2004–2007, minulé chyby inflační prognózy a na konstanty specifické pro každou z institucí.

Learning-by-doing: relativní i absolutní chyby predikcí inflace vykazují závislost v čase. Chyby predikcí tendují přetrvávat na horizontu do jednoho roku (jedno a dvě zpoždění) vlivem toho, že instituce se nemohou poučit ze svých chyb, než se dozví skutečnost za celý horizont predikcí. Když je na horizontu mezi jedním a druhým rokem (tři a čtyři zpoždění) patrná změna, instituce se učí ze svých minulých chyb (když se dozví skutečnost za celý predikční horizont), což má za následek nižší chyby predikcí inflace v současnosti.

Za účelem testování hypotézy průměrného snížení chyb predikcí ve druhém období byla přidána do regrese dummy proměnná rovna 1 pro období 2004–2007. Negativní a významná hodnota této dummy proměnné v regresi podmíněné absolutní chyby predikcí znamená, že průměrná odchylka chyb predikcí se v druhém období snížila, tj. případ CAAFE. Pro CARFE dummy proměnná není statisticky významná, což signalizuje, že v průměru se vychýlení podmíněných chyb nezlepšovalo (už tak jsou predikce většiny institucí nevychýlené na celém vzorku – po odfiltrování efektu chyb predikcí měnového kurzu a efektu učení se).

Ze srovnání Ministerstva financí (jednoho z nejspěšnějších inflačních prognostiků) a ČNB je vidět, že obě instituce jsou velmi podobné (podle relativního umístění), co se týče CARFE, CAAFE, a ARFE. Rozdíl je patrný v případě AAFE, kde Ministerstvo financí dosahuje nižší průměrnou absolutní odchylku inflační prognózy než ČNB. Navíc, inflační prognózy Ministerstva financí jsou nevychýlené, zatímco predikce ČNB jsou marginálně vychýlené.

Ve srovnání ČNB s průměrem Kolokvia je hlavní rozdíl v tom, že podmíněné chyby průměru Kolokvia dokládají jejich statistickou nevychýlenost na rozdíl od ČNB. S ohledem na velikost průměrné odchylky predikcí je ČNB srovnatelná s průměrem Kolokvia (oba vykazují marginálně statisticky významnou průměrnou odchylku). Nicméně vzhledem k faktu, že po očištění o chyby v predikcích kurzu (viz CARFE, Tab. 2) většina institucí vykazuje na rozdíl od ČNB nevychýlenost v predikcích inflace, lze konstatovat, že ČNB nebyla lídrem v predikcích inflace v letech 2002–2007. Tento závěr je dále potvrzen i výsledky podmíněné průměrné absolutní odchylky (CAAFE).

Doposud jsme interpretovali výsledky ve vazbě na statistickou významnost chyb predikcí v relaci k nule (vychýlení nebo velikost průměrné odchylky). Pokud jde o porovnání relativního významu chyb predikcí mezi institucemi navzájem, pak lze konstatovat, že rozdíly v chybách mezi institucemi jsou statisticky nevýznamné (prakticky všechny instituce).

4. ZÁVĚR

V tomto článku jsme provedli analýzu srovnání přesnosti inflačních predikcí ČNB s ostatními institucemi, které soustavně předpovídají inflaci v České republice. Pro analýzu jsme použili ojedinělou databázi makroekonomických predikcí institucí spravovanou Ministerstvem financí ČR a ohodnotili jsme průměrnou relativní a absolutní chybu predikce všech institucí.

Výsledky ukazují, že i když není možné statisticky rozlišit mezi systematickými chybami jednotlivých institucí (nepodmíněné průměry chyb predikcí), některé instituce dosahovaly lepších výsledků s ohledem na kritérium nevychýlenosti prognóz (po zohlednění chyb predikcí měnového kurzu a učení se z minulých chyb). ČNB vykazuje mírně horší výsledky než většina profesionálních prognostiků, když zaznamenává průměrnou relativní a absolutní chybu svých inflačních prognóz marginálně statisticky významně odlišnou od nuly. Stádové chování (“herd behavior”, viz Giavazzi a Mishkin, 2006) se však jeví jako jedna z možných příčin komplikujících rozlišení přesnosti prognóz mezi institucemi.

REFERENCE

- BANK OF ENGLAND (2003): Inflation Report August 2003.
- BERGER, H., M. EHRMANN, A M. FRATZSCHER (2006): “Forecasting ECB Monetary Policy: Accuracy Is (Still) a Matter of Geography,” IMF Working Paper, 06/41.
- BERNANKE, B. S. A M. WOODFORD (1997): “Inflation Forecasts and Monetary Policy,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(4), pp. 653–684.
- CANOVA, F. (2002): “G-7 Inflation Forecasts,” ECB Working Paper Series, No. 151.
- CROUSHORE, D. (1998): “Evaluating Inflation Forecasts,” Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Papers, No. 98-14.
- DIEBOLD, F. X. A R. S. MARIANO (2002): “Comparing Predictive Accuracy,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(1), pp. 134–144.
- ESPASA, A., E. SENRA A R. ALBACETE (2002): “Forecasting Inflation in the European Monetary Union: A Disaggregated Approach by Countries and by Sectors,” *European Journal of Finance*, 8(4), pp. 402–421.
- FILDES, R. A H. STEKLER (2002): “The state of macroeconomic forecasting,” *Journal of Macroeconomics*, 24(4), pp. 435–468.
- FUJIWARA, I. (2005): “Is the Central Bank’s Publication of Economic Forecasts Influential?” *Economics Letters*, 89(3), pp. 255–261.
- GAVIN, W. T. A R. J. MANDAL (2003): “Evaluating FOMC Forecasts,” *International Journal of Forecasting*, 19(4), pp. 655–667.
- GIACVAZZI, F. A F. S. MISHKIN (2006): “An Evaluation of Swedish Monetary Policy between 1995 and 2005,” Reports from the Riksdag 2006/07: RFR 1, Committee on Finance.
- GRANGER, C.W. J. (1996): “Can We Improve the Perceived Quality of Economic Forecasts?” *Journal of Applied Econometrics*, 11(5), pp. 455–473.
- KEEREMAN, F. (1999): “The Track Record of the Commission Forecasts,” European Economy – Economic Papers, No. 137, Commission of the EC, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (DG ECFIN).
- MCCAW, S. A S. RANCHHOD (2002): “The Reserve Bank’s Forecasting Performance,” Reserve Bank of New Zealand Bulletin, 65, pp. 5–23.
- MCNEES, S. K. (1992): “How Large are Economic Forecast Errors?” *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, July, pp. 25–42.
- PODPIERA J. (2008): “Policy Rate Inertia Reconsidered: Evidence from Endogenous Interest Rate Trajectory,” *Economics Letters*, 100(2), p. 238–240.
- VALEV, N. T. A J. A. CARLSON (2003): “Sources of Dispersion in Consumer Inflation Forecasts,” *Applied Economic Letters*, 10(2), pp. 77–81.

KAPITOLA 7

VYHODNOCENÍ KVALITY A ÚSPĚŠNOSTI PROGNÓZ –
HISTORICKÝ PŘEHLED

ZUZANA ANTONIČOVÁ
KAREL MUSIL
LUBOŠ RŮŽIČKA
JAN VLČEK

1. ÚVOD

Tato práce se snaží přispět k diskuzi o naplňování minulých inflačních cílů vyhodnocením kvality a úspěšnosti prognóz jako základního podkladu pro měnověpolitická rozhodnutí. Dále se snaží identifikovat a shrnout faktory, které stojí za odchylkami minulých prognóz od skutečnosti. Úspěšností a kvalitou jednotlivých prognóz přitom rozumíme míru naplnění prognóz základních makroekonomických veličin¹ a tím i jejich historek.

Příspěvek hodnotí pouze prognózy ČNB a nesrovnává je s prognózami jiných institucí. Hovoříme tak pouze o vyšší či nižší míře úspěšnosti některých prognóz ČNB při jejich vzájemném srovnání. Hodnocení, zda lze považovat prognózy za skutečně úspěšné nebo neúspěšné z externího pohledu, ponecháme na úsudku samotného čtenáře.

Sekce měnová a statistiky ČNB pravidelně identifikuje faktory, které stojí za nenaplněním jejich prognóz a na základě těchto analýz upravuje prognostický mechanismus a jeho nástroje. Hodnocení jeden a půl roku staré prognózy je součástí interního dokumentu *Hodnocení plnění inflačního cíle*. Závěry tohoto dokumentu jsou pravidelně zveřejněny ve *Zprávě o inflaci* v kapitole Vývoj inflace z pohledu plnění inflačního cíle.

Předkládané vyhodnocení kvality a úspěšnosti prognóz vychází z jednotlivých historických *Hodnocení plnění inflačního cíle* a zabývá se souhrnným hodnocením celé množiny prognóz v období od začátku roku 2004 až po polovinu roku 2006².

Struktura práce je následující. Po shrnutí nejdůležitějších výsledků je hodnoceno naplnění historických prognóz. To je nejprve učiněno prostým srovnáním prognóz a skutečnosti. Poté jsou diskutovány upravené prognózy při znalosti všech faktorů a představeno hodnocení naplnění historických prognóz v chronologickém sledu jednotlivých let. Hlavní část textu doplňují dvě přílohy. Klíčové pojmy a metodologie vzniku upravených prognóz je popsána v Příloze 1. Druhý, Příloha 2, obsahuje popis odchylek původních a upravených prognóz od skutečnosti.

2. SHRUTÍ VÝSLEDKŮ

Prognózy ve zkoumaném období jsou z hlediska odchylek od skutečnosti vychýleny v průměru směrem k vyšší inflaci, nižšímu reálnému růstu a k méně zhodnocenému nominálnímu kurzu. Konzistentně s tím je i implikovaná trajektorie sazeb v prognózách v průměru vyšší než skutečnost. Míra odchylky základních makroekonomických veličin roste s prodlužujícím se horizontem prognózy. Avšak odchylky se v průběhu času postupně snižují, když jsou největší u prognóz zpracovaných v roce 2004. Naopak u posledních zkoumaných prognóz z roku 2006 jsou nižší.

Na základě vyhodnocení prognóz zpracovaných od roku 2004 až do poloviny roku 2006 jsme identifikovali tři základní skupiny faktorů, které nejčastěji přispěly k nadhodnocení historických prognóz.

První skupinou je vliv nastavení rovnovážných veličin. Jedná se o skupinu faktorů, která v minulosti nejvýrazněji přispěla k odchylkám prognóz od skutečnosti. Z pohledu ex post

¹ Příspěvek si všímá pouze inflace CPI, tempa růstu HDP, resp. mezery výstupu jako jeho cyklické složky, nominálního měnového kurzu vůči euru a nominálních úrokových sazeb.

² Prognózy před rokem 2004 nejsou součástí hodnocení. Prognózy v té době vznikaly složitým procesem integrace střednědobých a krátkodobých predikčních metod doplněných o expertní úpravy. Odpočet od takto vzniklých prognóz a identifikace chyb není jednoduše proveditelná a přesahuje rámec této práce.

hodnocení nesprávný odhad neinflačního růstu produktu, tempa rovnovážného zhodnocení kurzu (podhodnocení v obou případech) a vysoká hladina rovnovážných úrokových sazeb na minulosti způsobily vychýlení prognóz. Nastavení dlouhodobých trendů na prognóze je a pravděpodobně také zůstane klíčové pro jejich naplnění. Vývoj dlouhodobých trendů je determinován strukturálními faktory, a proto je obtížné predikovatelný.

Do druhé skupiny patří nenaplnění některých exogenních předpokladů a vliv neočekávaných šoků. Jedná se především o předpoklad nadhodnocující výši primárního dopadu některých daňových změn do inflace. K nižší skutečné inflaci také přispěla nadúroda některých zemědělských komodit v letech 2004-5 a ostrá konkurence maloobchodních řetězců.

Poslední skupinu faktorů představuje nesprávná kalibrace některých behaviorálních vazeb v modelovém aparátu, který představuje jádrový predikční nástroj. Na základě analýz provedených během zkoumaného období došlo úpravou modelových rovnic především ke snížení průsaku cen energií a regulovaných cen do inflačních očekávání, což vedlo ke snížení chyb inflačních prognóz.

3. HODNOCENÍ NAPLNĚNÍ HISTORICKÝCH PROGNÓZ

Tato část se zabývá hodnocením úspěšnosti prognóz z hlediska naplnění prognózy prostřednictvím hodnocení předpovědi základních veličin, jakými jsou inflace, sazby, měnový kurz a reálná ekonomická aktivita popsaná mezerou výstupu. Při hodnocení se budeme zaměřovat na střednědobý horizont 4-6 čtvrtletí³.

Vyhodnocení úspěšnosti historických prognóz lze provést hodnocením odchylky prognózované veličiny od skutečnosti. Toto hodnocení je značně zjednodušené a neposkytuje z pohledu tvůrce prognózy plnohodnotnou informaci. Prostým srovnáním prognózy se skutečnou realizací dané proměnné není zřejmé, které faktory stojí za nenaplněním prognózy. Přitom takováto informace je důležitá pro další vývoj, revizi a úpravu predikčních nástrojů. V rámci predikčního procesu v ČNB vznikly postupy, jakými se pravidelně analyzují minulé prognózy a identifikují faktory jejich nenaplnění, podrobněji o *Hodnocení plnění inflačního cíle* v Příloze 1.

Faktory stojící za nenaplněním prognóz mohou být z hlediska prognostického procesu exogenní nebo endogenní. Čistě exogenní faktory vstupují do prognózy v podobě předpokladů, které jsou přebírány relativně mechanicky. Sem patří především zahraniční veličiny jako inflace, sazby a reálná ekonomická aktivita, ale také domácí faktory, jako jsou předpoklady o vývoji regulovaných cen a nepřímých daní. Vliv těchto exogenních faktorů na nenaplnění prognóz lze popsat prostřednictvím upravené prognózy zohledňující skutečně pozorovaný vývoj těchto faktorů (viz Přílohu 1 a popis simulačních technik). Tyto prognózy jsou standardní součástí interního materiálu *Hodnocení plnění inflačního cíle* a jsou shromážděny za celé sledované období, viz Přílohu 2.

Druhou skupinou jsou předpoklady prognóz, které jsou endogenní v rámci prognostického procesu. Jedná se především o nastavení počátečních podmínek prognóz a trendů rovnovážných veličin na horizontu prognóz. Podobně jako v případě exogenních faktorů lze jejich vliv hodnotit prostřednictvím upravené prognózy, která tentokrát obsahuje náš aktuální náhled na vývoj těchto veličin.

³ Důvodem je předpoklad používaný v rámci tvorby predikce o zpoždění v transmisi měnověpolitických rozhodnutí do inflace.

Takovéto hodnocení faktorů stojících za nenaplněním prognóz se na první pohled může zdát velmi jednoduché. Minulé prognózy naplníme skutečnou realizací exogenních proměnných a aktuálním náhledem na historický vývoj cyklu a trendů. Tím získáme hodnocení jejich vlivu na nenaplnění prognózy. Ve skutečnosti však nelze jednoduše srovnávat upravené prognózy při znalosti všech (exogenních i endogenních) faktorů se skutečností. Důvodem je především nepodmíněnost prognóz⁴ a předpoklad perfektní znalosti všech exogenních veličin na horizontu prognózy.

Nepodmíněnost prognózy znamená, že měnová politika bude vždy reagovat tak, aby nasměrovala inflaci do cíle při daných inflačních tlacích. Předpokládáme-li, že v upravené prognóze jsou správně ex post popsány inflační tlaky a měnová politika reaguje v souladu s plněním cíle, pak se trajektorie sazeb stejně jako prognóza inflace a ostatních veličin může lišit od skutečnosti. Důvodem může být jiná ex post reakce sazeb ve srovnání s historickou ex ante trajektorií.

K nepodmíněnosti se přidává další významný předpoklad upravených prognóz - všechny změny ve faktorech jsou plně očekávané. Ve skutečnosti je takový předpoklad nerealistický. Kdybychom znali například aktuální inflaci cen ropy nebo zahraniční úrokové sazby už v minulém roce, byla by reakce ekonomiky a potažmo i monetární politiky odlišná.

Upravené prognózy nám tedy pomáhají ohodnotit příspěvky jednotlivých faktorů, ale nelze je jednoduše srovnávat se skutečností. Umožňují nám identifikovat faktory nenaplnění prognóz, avšak zároveň musí být doplněny detailní znalostí historiky (příběhu) prognózy.

Z historických prognóz, ze znalosti jejich struktury, z jejich hodnocení a z upravených prognóz vyplývá, že významná část odchylek prognóz od skutečnosti byla způsobena ex post chybnými předpoklady o nastavení trendů rovnovážného kurzu, sazeb a rovnovážného produktu ve srovnání s dnešním náhledem. Z hlediska prognostického procesu byla tedy způsobena endogenními faktory.

K nenaplnění prognóz přispěly částečně i exogenní faktory, resp. předpoklady o vývoji exogenních veličin. Po zohlednění skutečného vývoje všech exogenních faktorů vstupujících do prognózy se míra nadhodnocení inflační prognózy v horizontu 4 až 6 čtvrtletí výrazně snižuje. Znalost skutečného vývoje těchto veličin tak výrazně pomáhá zlepšit kvalitu prognóz z pohledu nadhodnocování inflace. Také znalost skutečné realizace změn nepřímých daní a skutečného vývoje regulovaných cen by vedla ke zvýšení přesnosti prognóz.

Následující podkapitoly se zabývají identifikací faktorů nenaplnění prognóz podrobněji. Vychází přitom z interních dokumentů *Hodnocení plnění inflačního cíle* a ze situačních zpráv popisujících jednotlivé prognózy. Podkapitoly jsou členěny po jednotlivých letech a závěry jsou zobecněny. Součástí následujících kapitol jsou grafy, které srovnávají skutečný a předpokládaný vývoj vybraných veličin na horizontu šesti čtvrtletí. Horizont se vždy posouvá podle období vzniku příslušné prognózy. V případě nepozorovatelných veličin, jako jsou například mezeru výstupu či rovnovážné trendy veličin, jsou uváděny odhady z ledna 2008. Tyto odhady vznikly pomocí predikčních technik Sekce měnové a statistiky v rámci přípravy lednové prognózy a jsou konzistentní s jejími předpoklady. Způsob identifikace jednotlivých nepozorovaných proměnných v rámci predikčního procesu byl popsán ve *Zprávách o inflaci*⁵ a v publikaci *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System* (CNB 2003).

⁴ Prognóza je nepodmíněná v tom smyslu, že její součástí je i reakce úrokových sazeb. Prognóza tedy není podmíněna exogenním předpokladem o jejich vývoji, ale trajektorií, která je v souladu s budoucí inflací na cíli.

⁵ Jako příklad může sloužit *Zpráva o inflaci* z ledna 2007 s boxem „Rozšíření jádrového predikčního modelu o vliv reálných mezd“, *Zpráva o inflaci* z října 2005 s boxem „Potenciální výstup v prognostickém aparátu ČNB“ nebo z ledna 2005 s boxem „Inflační očekávání v modelovém aparátu ČNB“.

3.1 Prognózy publikované v roce 2004

Prognózy inflace sestavené v tomto období předpokládají růst proinflačních tlaků a jsou vyšší než skutečnost. Implikují tak potřebu zvyšování úrokových sazeb, která je ex post vyšší než trajektorie konzistentní s plněním cíle, viz Přílohu 2. Podle těchto prognóz měla inflace růst zejména v důsledku změn nepřímých daní a regulovaných cen a jejich prolínání do inflačních očekávání. Zvláště inflace cen potravin se měla zvyšovat v důsledku daňových úprav. K nim navíc docházelo v situaci obratu reálné ekonomické aktivity do expanze, když prognózy předpokládaly výrazný růst výstupové mezery. V měnověpolitických úvahách navíc Sekce měnová a statistiky doporučovala zvyšování sazeb a komunikaci z důvodu potřeby zabránit nárůstu inflačních očekávání spojeného se vstupem do EU.

Tabulka 1: Předpokládaný/odhadnutý příspěvek změn daní do celkové inflace (v p.b.)

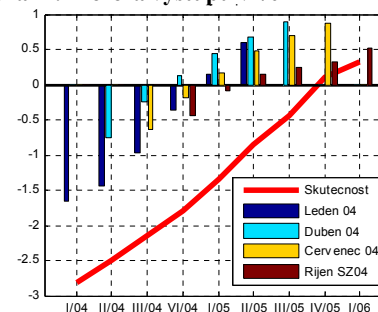
	1.čtvrt. 2004	2.čtvrt. 2004	3.čtvrt. 2004	4.čtvrt. 2004	1.čtvrt. 2005	2.čtvrt. 2005	3.čtvrt. 2005	4.čtvrt. 2005	1.čtvrt. 2006	2.čtvrt. 2006
leden 2004	1	0.26	0.13							
duben 2004	0.82	0.29	0.05	0	0.05					
červenec 2004	0.73	0.19	0.19	0	0.3	0.23	0.02	0	0.21	0.21
říjen 2004	0.73	0.19	0.19	0	-0.02	0.20	0.24	0	0.27	0.25
Odhad	0.73	0.19	0.5	0.03	0	0	0	-0.2	0.25	0.08

Prognózy inflace, reálné ekonomické aktivity, kurzu, a tím i sazeb se nenaplnily. Důvodem byly především nižší dopady změn nepřímých daní (viz tabulka výše), rychlejší růst nabídkové strany ekonomiky v podobě rychlejšího růstu rovnovážného produktu a rychlejšího zhodnocení reálného kurzu.

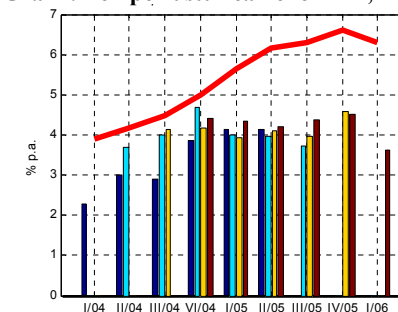
V důsledku nižších dopadů a realizace změn nepřímých daní inflace v roce 2005 klesla pod inflační cíl a skončila tak výrazně pod prognózou. Prognózy však v tomto období předpokládaly výrazné prolínání efektů změn nepřímých daní a regulovaných cen do inflace přes inflační očekávání (viz Graf 3). I když již v průběhu roku 2004 bylo toto prolínání u daní tlumeno, trvalo, než byly jejich sekundární dopady v prognóze plně eliminovány. Na základě analýz provedených během zkoumaného období došlo v několika krocích ke snížení průsaku cen energií a regulovaných cen do inflačních očekávání s citelným protiinflačním dopadem do prognózy inflace.

K nadsazení prognózy výrazně přispěla také chybná projekce fáze hospodářského cyklu (viz Grafy 1 a 2). Prognózy z tehdejší doby sice správně očekávaly zrychlení růstu reálné aktivity, ale spíše přes růst poptávky, tj. přes mezeru výstupu. Růst mezery výstupu pak implikoval výrazné proinflační tlaky na prognóze. Ve skutečnosti však inflace na horizontu prognóz nezrychlovala ani při relativně vysokém pozorovaném reálném růstu HDP. Tomu odpovídá změna dnešního náhledu na vývoj mezery výstupu. S výhodou zpětného pohledu se domníváme, že mezeru výstupu působila na horizontu prognózy protiinflačně. Vzhledem k vysokému reálnému růstu tak spíše docházelo ke zlepšování nabídkové strany ekonomiky, tj. k rychlejšímu růstu rovnovážného produktu. Kromě toho jsme pozorovali i rychlejší rovnovážné reálné zhodnocování kurzu.

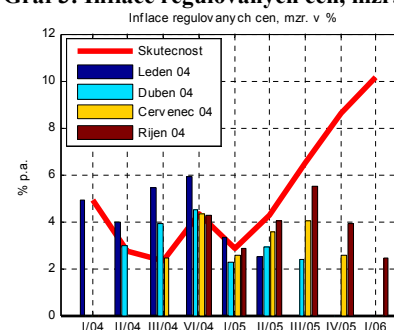
Graf 1: Mezera výstupu v %



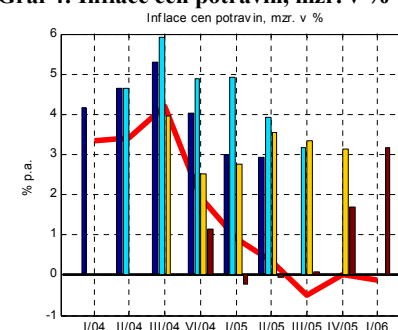
Graf 2: Tempo růstu reálného HDP, mzr. v %



Graf 3: Inflace regulovaných cen, mzr. v %



Graf 4: Inflace cen potravin, mzr. v %



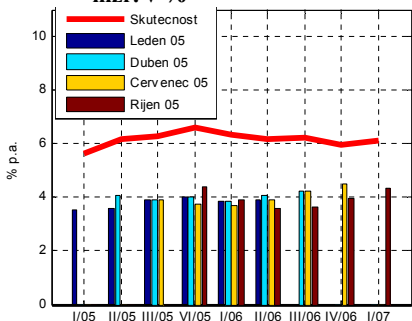
Posledním významným faktorem podílejícím se na chybě prognózy z té doby je ex post nesprávný předpoklad o zrychlení růstu cen potravin (viz Graf 4). Dobrá úroda, odklad růstu cen cigaret a především pak konkurence maloobchodních řetězců udržela inflaci cen potravin na relativně nízkých hodnotách.

3.2 Prognózy publikované v roce 2005

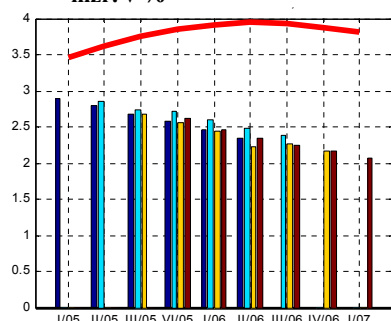
Prognózy z roku 2005 jsou hodnoceny s ohledem na vývoj základních veličin zejména v roce 2006. Z pohledu těch nejsledovanějších, kterými jsou inflace a sazby, se prognózy naplnily. Výjimkou je pouze poslední prognóza z října 2005, která je výrazně vyšší než skutečnost. Vezmeme-li však pouze první tři prognózy daného roku, jejich průměrná chyba je blízká nule. Objevují se i prognózy, které vývoj inflace podhodnocují.

S naplněním prognóz je konzistentní inflace, která je v roce 2006 blízko středu bodového cíle. Podobně hodnocení reálné ekonomické aktivity odpovídá dnešnímu náhledu, avšak prognózy reálného HDP i nadále zaostávaly za skutečností (viz Graf 5). Růst rovnovážného produktu (nabídkové strany) byl vyšší než očekávaný a podobně jako v roce 2005 zůstává problémem prognóz správné hodnocení a nastavení dlouhodobých trendů.

Graf 5: Tempo růstu reálného HDP, mzr. v %

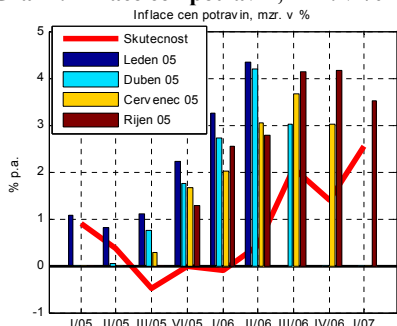


Graf 6: Růst rovnovážného reálného kurzu, mzr. v %

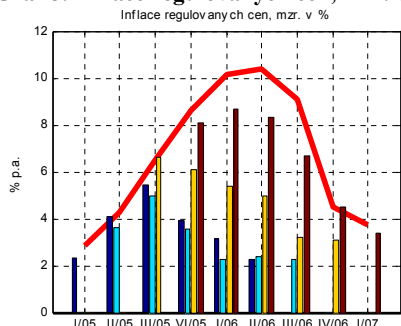


Předpoklady o vývoji reálné ekonomické aktivity měly implikace i do nastavení reálného rovnovážného zhodnocování kurzu (viz Graf 6). Byť se prognózy z tohoto období mohou zdát plně v pořádku, je v nich částečně chyba v prognóze kurzu. Prognózy opět neočekávaly tak výrazné zhodnocení kurzu. V celkovém vyznění a z hlediska doporučení prognózy dopadly dobře, protože neočekávaný růst regulovaných cen nahradil v příspěvku do inflace prognózou nepředpokládané snižování importních cen a nízkou inflaci cen potravin (viz Grafy 7 a 8).

Graf 7: Inflace cen potravin, mzr. v %



Graf 8: Inflace regulovaných cen, mzr. v %



Prognóza z října 2005 je patrně nejvíce nadhodnocující prognózou v celém zkoumaném období. Možnou příčinou je skutečnost, že tato prognóza poprvé desagregovala dopady zhodnocování reálného kurzu do složek inflace. Brala přitom do úvahy obchodovatelnost či neobchodovatelnost dané složky. Po zohlednění všech faktorů vstupujících do prognózy zůstává nadhodnocení prognózy inflace z října relativně vysoké.

3.3 Prognózy z roku 2006

V této části jsou hodnoceny pouze první dvě prognózy roku 2006, tj. lednová a dubnová. Pro zbývající prognózy nebylo v době vzniku materiálu vypracováno hodnocení v podobě *Hodnocení plnění inflačního cíle*.

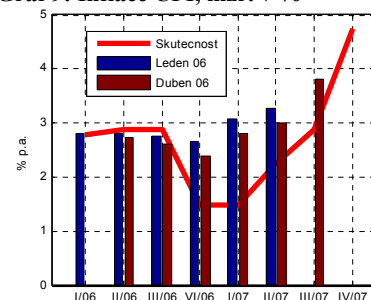
Prognózy ze sledovaného období předpokládaly udržení inflace blízko bodového cíle. Ve skutečnosti však inflace ve 4. čtvrtletí 2006 významně poklesla, viz Graf 9. Zejména korigovaná inflace bez pohonných hmot se v roce 2007 držela na velmi nízkých hodnotách, když pokračovalo rychlejší zhodnocování nominálního kurzu, než očekávaly prognózy, viz Graf 10.

Vývoj nominálního kurzu se tak opět stal hlavním faktorem nenaplnění prognóz. K němu se přidal významný dopad přehodnocení realizace změn nepřímých daní na tabákové výrobky. Ty byly v roce 2007 výrazně nižší, než se původně předpokládalo.

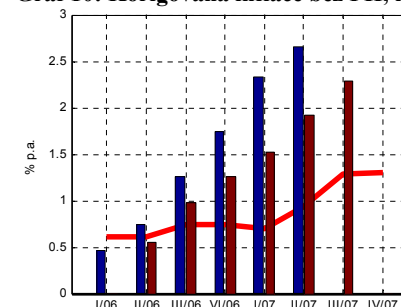
Původní prognózy inflace však nejsou plně srovnatelné s pozorovanými hodnotami. V průběhu roku 2007 se totiž změnila váhy složek spotřebního koše zveřejněné Českým statistickým úřadem. Přitom pozorovaná inflace při zachování původních vah koše CPI by byla mírně vyšší než aktuální oficiální údaje.

V roce 2006 došlo v historickém srovnání k výraznějším změnám modelového aparátu. Jak již bylo zmíněno výše, došlo k přehodnocení rovnovážných veličin s cílem odstranit jejich působení ve směru nadhodnocení inflačních prognóz.

Graf 9: Inflace CPI, mzr. v %



Graf 10: Korigovaná inflace bez PH, mzr. v %



Příloha 1: Východiska a metodologie

Oficiální prognózy ČNB jsou tvořeny v Sekci měnové a statistiky, která je odpovědná za vývoj, testování, správu a provozování celého predikčního aparátu. Od roku 2004 je hlavním prognostickým nástrojem střednědobý čtvrtletní cyklický model malé otevřené ekonomiky, Quarterly Projection Model (QPM)⁶. Tento model popisuje střednědobé vazby mezi klíčovými makroekonomickými veličinami, jako jsou inflace, kurz, sazby a reálná ekonomická aktivita, přičemž je primárně zaměřen na proces transmise v prostředí cílování inflace.

Prognózy Sekce měnové a statistiky však nejsou jenom prognózy vytvořené pomocí modelu QPM, protože zohledňují mnoho dalších informací nad rámec možnosti samotného modelu. Všechny informace jsou do prognózy integrovány po podrobném zvážení v rámci poměrně dlouhého a složitého procesu, kdy probíhají diskuze mezi jednotlivými experty sekce, s vedením sekce i se členy bankovní rady a jejich poradci. Proto se tyto prognózy (na rozdíl od čistě modelových prognóz) nazývají integrované prognózy.

Oficiální prognózy ČNB jsou aktualizovány s čtvrtletní frekvencí a podrobně popsány v situačních zprávách, které jsou předkládány bankovní radě jako důležitý podklad pro měnověpolitické rozhodování. Tyto integrované prognózy se v textu nazývají historické prognózy. Jejich srovnáním se skutečným vývojem vypočteme chyby historických prognóz.

Souběžně s přípravou nové prognózy vzniká také interní dokument *Hodnocení plnění inflačního cíle*, který se vrací k prognóze vytvořené před 6 čtvrtletími. Jeho cílem je podrobně analyzovat příčiny (ne)naplnění inflačního cíle. Jelikož provádění měnové politiky ovlivňuje budoucí vývoj inflace, nikoliv současný, prognózy zejména inflace jsou nejdůležitějším kritériem pro měnověpolitické rozhodování. Z tohoto důvodu je významnou součástí *Hodnocení plnění inflačního cíle* právě vyhodnocení kvality prognóz, kde se snažíme identifikovat zdroje a objasnit příčiny možných odchylek původní prognózy základních veličin od pozorovaného skutečného vývoje.

Finální historická integrovaná prognóza je založena na obrovském množství různorodých předpokladů a nastavení, neboli faktorů. Tyto faktory je z praktického hlediska potřeba sloučit do několika skupin. Vhodné slučování je závislé na okolnostech, za kterých prognóza vznikala. Mezi nejdůležitější patří prognostický systém a verze modelu, a také specifické hypotézy, které chceme ověřit. V důsledku toho se mohou seskupení faktorů při rozkladu celkových změn v jednotlivých prognózách lišit. Při zpracování dokumentu *Hodnocení plnění inflačního cíle* se historická prognóza vytvořená před rokem a půl modifikuje o tyto faktory, seskupené nejčastěji následovně:

- úpravy modelového aparátu provedené mezi vznikem prognózy a jejím hodnocením;
- skutečný vývoj zahraničních veličin na horizontu původní prognózy (úrokové sazby, inflace, HDP, ropa, křížový kurz USD/EUR);
- nové odhady nastavení rovnovážných veličin na horizontu původní prognózy (domácí a zahraniční reálné úrokové sazby, apreceiace reálného kurzu, riziková prémie, růst neinflačního produktu domácího i zahraničního, růst reálných mezd);
- skutečný dopad změn nepřímých daní doma i v zahraničí na horizontu původní prognózy;
- nové předpoklady o vlivu fiskálu na reálnou ekonomiku na horizontu původní prognózy;
- skutečný vývoj regulovaných cen na horizontu původní prognózy.

⁶ Podrobný popis modelu QPM spolu s predikčním a analytickým systémem ČNB je v publikaci The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System (CNB 2003).

Tyto faktory vstupují do procesu tvorby prognózy jako exogenní veličiny a měnová politika je nemůže ovlivnit. Jelikož jsou však pro budoucí vývoj inflace významné, předpoklady o jejich vývoji jsou přebírány nebo prognózovány na základě informací od jiných institucí.

Naše metodologie využívá jádrový predikční model QPM k rozkladu celkové odchylky v prognóze podle vlivu jednotlivých skupin faktorů – jsou nasimulovány umělé prognózy na základě různých předpokladů o vývoji těchto faktorů. Na rozdíl od tvorby samotné prognózy, replikace skutečného prognostického procesu s využitím různých technik, modelů a expertních znalostí na ohodnocení efektů každé skupiny faktorů je prakticky nemožná a simulace jsou provedeny spíše mechanicky. Výsledky proto musí být interpretovány s velkou opatrností a s ohledem na skutečný obsah příslušné historické prognózy.

Prakticky se na hodnocení vlivu jednotlivých skupin faktorů na prognózu využívají modelové simulace, kde se postupně přidávají aktualizace další a další skupiny faktorů. Využívá se tedy přístup kumulovaných změn. Vychází se z původní historické prognózy, do které se po skupinách zapracují změny faktorů, až jsou všechny faktory aktualizované. V tomto přístupu je efekt změn skupiny faktorů podmíněn změnami faktorů vykonaných v předešlých simulacích. Proto je volba pořadí vykonaných změn při ohodnocování jejich vlivu na prognózu důležitá.

Zpracováním změn všech relevantních faktorů do historické prognózy získáme upravenou (integrovanou) prognózu. Rozdíl mezi upravenou prognózou a skutečností nazýváme chybou upravené prognózy.

Pokud chceme výše zmíněnou metodologii popsat formálněji, pak prognóza libovolné veličiny F je funkcí vektoru faktorů (neboli informačních podmnožin) $z = (z^1, \dots, z^n)$, které tvoří celou informační množinu, na základě které je prognóza vytvořena: $F(z)$. Příspěvky K ke změně prognózy příslušající změnám skupin faktorů pak jsou:

$$\Delta F = F(z_1) - F(z_0) = \sum_{k=1}^n K_k,$$

kde $z = (z^1, \dots, z^i, \dots, z^n)$, $i = 0, 1$, přičemž dolní indexy 0 a 1 označují původní a aktualizovanou informační podmnožinu pro jednotlivé skupiny faktorů. $F(z_0)$ tedy označuje původní historickou prognózu a $F(z_1)$ výslednou upravenou prognózu.

Předpokládejme, že skupiny faktorů jsou indexovány podle pořadí, v jakém jsou aktualizovány v simulacích. Pokud označíme horním indexem $-k$ vektor všech proměnných kromě proměnné s k -tým indexem, pak pro změnu vývoje predikce libovolné veličiny F dostáváme:

$$\Delta F = F(z_1^1, z_0^{-1}) - F(z_0) + F(z_1^1, z_1^2, z_0^{-1,2}) - F(z_1^1, z_0^{-1}) + \dots + F(z_1) - F(z_1^{-n}, z_0^n) = \sum_{k=1}^n K_k,$$

kde

$$K_k = F(z_1^1, \dots, z_1^k, z_0^{k+1}, \dots, z_0^n) - F(z_1^1, \dots, z_1^{k-1}, z_0^k, \dots, z_0^n).$$

Výhodou kumulativního přístupu při ohodnocování vlivu skupin faktorů na prognózu je kvantitativní dopad změn jednotlivých faktorů, které se přesně nasčítají do celkové změny prognózy dokonce i bez nutnosti linearizace použitého modelu. Nevýhodou je už zmíněná podmíněnost na pořadí vykonaných simulací, což znamená, že rozklad není jednoznačný, a tak znesnadňuje interpretaci výsledků.

Z praktického hlediska je výhodnější začít rozklad se simulacemi ohodnocujícími dopad změn s nejvíce nelineárními faktory, jako jsou změny modelového aparátu, a pak pokračovat s faktory, kterých změny jsou vzhledem k použitému modelu lineární nebo „téměř lineární“. V rámci dalšího určení pořadí je rozumnější replikovat pořadí použité při tvorbě původní prognózy, kdy například odhad domácího nastavení počátečních podmínek je závislý od předpokladů vývoje v zahraničí.

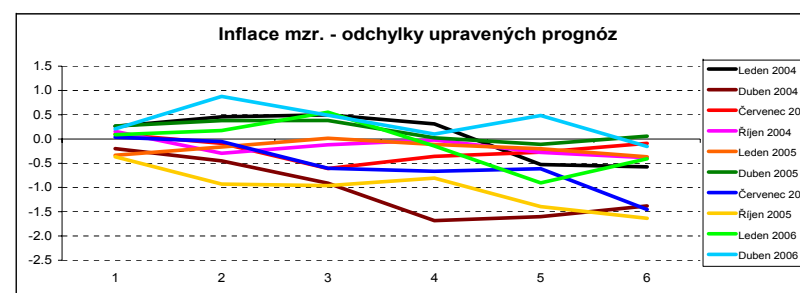
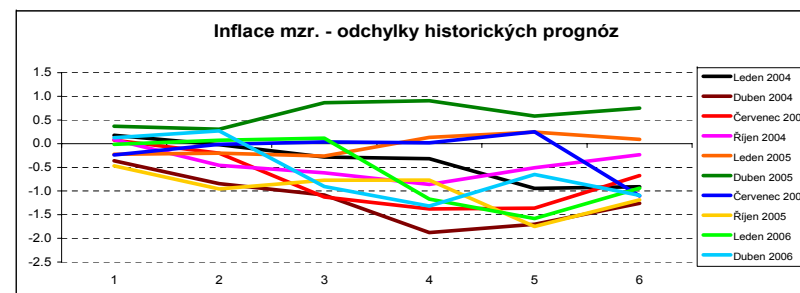
Při hledání příčin (ne)naplnění inflačního cíle jsou upravené prognózy objektivně kvalitnějším zdrojem informací než historické prognózy, protože vycházejí ze skutečného vývoje faktorů z hlediska měnové politiky exogenních. Chyba upravené prognózy totiž z chyby původní historické prognózy eliminuje část příslouchající odchylce prognózy exogenních veličin od skutečnosti. Jádrem chyby upravené prognózy tedy jsou:

- opomenutí nebo nesprávné popsání klíčových ekonomických procesů v modelovém aparátu;
- nedokonalé podchycení probíhajících změn ekonomických elasticit nebo vazeb;
- mylná ex post identifikace ekonomických šoků ovlivňujících hospodářský vývoj směřující k nesprávnému nastavení výchozích předpokladů prognóz;
- realizace neočekávaných ekonomických šoků vyčhlujících inflaci a další ekonomické veličiny (při některých silných nenadálých šocích je naplnění inflačního cíle dokonce objektivně nerealistické);
- součástí chyb upravené prognózy jsou také chyby měnové politiky (zde se nejedná jen o samotné nastavení úrovně úrokových sazeb, ale také o správnou komunikaci měnové politiky s veřejností).

Dalším faktorem, ovlivňujícím velikost chyb upravených prognóz, je způsob provedení ex post modelových simulací pro kvantifikaci vlivu odchylek v předpokladech prognóz od skutečnosti. Tyto simulace předpokládají, že vývoj exogenních veličin byl očekávaný přesně ve výši ex post realizovaných hodnot. Ve skutečnosti se však informační množina ekonomických subjektů měnila v čase, a tak docházelo k postupnému přehodnocování očekávání v souladu s nově realizovanými šoky. Provedení všech historických modelových simulací na základě obnovení informační množiny v každém čtvrtletí je ve stávajícím modelovém aparátu natolik časově náročné, že přesahuje časový rámec této studie.

PŘÍLOHA 2: ODCHYLKY PROGNÓZ OD SKUTEČNOSTI

Prognózaná a skutečná inflace

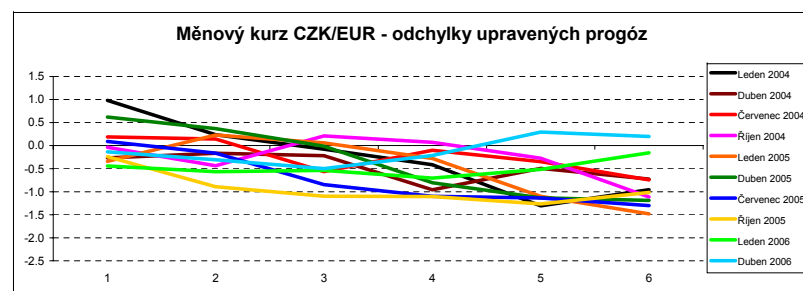
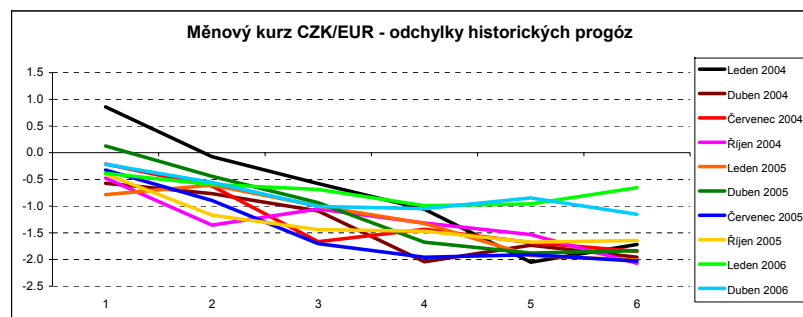


U prognóz inflace lze identifikovat relativně dobrou predikční schopnost v prvních 2 až 3 čtvrtletích, kdy chyba historické i upravené prognózy je blízká nule s malou směrodatnou odchylkou. Při predikci od 4. až do 6. čtvrtletí se stává průměrná hodnota obou prognóz více záporná. Ve 4. čtvrtletí vzrůstá směrodatná odchylka, která však zůstává téměř konstantní po zbytek předpovědi. Tato skutečnost souvisí s narůstající nejistotou s ohledem na budoucnost a také s nepodmíněností prognóz.

Z grafu odchylky historických prognóz lze potvrdit skutečnost, že predikce inflace jsou mírně vychýlené především na konci predikčního horizontu směrem nahoru. Z grafu odchylky upravených prognóz však nelze tvrdit, že odhad inflace je na celém horizontu prognózy systematicky vychýlený – existují predikce nižší než skutečná inflace a pohybující se kolem skutečnosti. Vedle toho lze identifikovat upravené prognózy vyšší než skutečnost na celém horizontu (z dubna 2004 a října 2005). I přes některé vychýlky jsou upravené prognózy schopny zachytit dynamiku vývoje a změn v celkové meziroční inflaci.

S ohledem na velikost chyby integrované prognózy lze považovat predikce z dubna 2004 a října 2005 za nejméně vydařené. Pokud bychom tyto predikce odstranili, dostáváme u chyb historických i upravených prognóz významnou redukci záporné vychýlenosti (měřeno střední hodnotou prognózy od druhého čtvrtletí predikce) a zmenšení směrodatné odchylky.

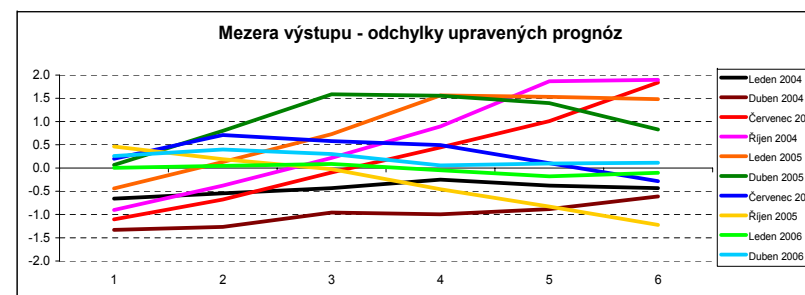
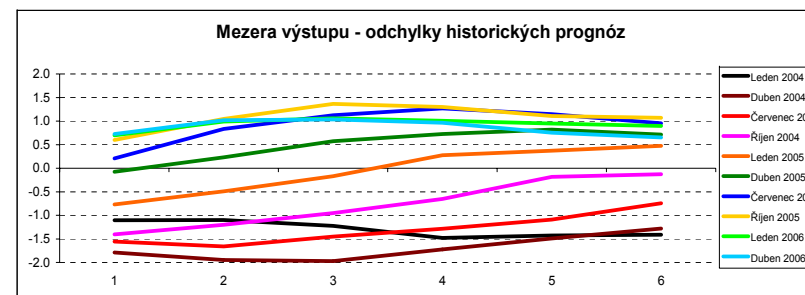
Prognózaný a skutečný kurz



Predikované zhodnocení měnového kurzu se ve všech sledovaných historických prognózách jednostranně odchýlovalo od skutečnosti, přesněji, skutečné tempo zhodnocování nominálního kurzu CZK/EUR bylo systematicky vyšší, než jsme očekávali. Největší průměrný rozdíl je mezi 3. a 4. čtvrtletím prognóz, v dalších čtvrtletích se již mírně snižuje. Upravené prognózy vykazují výrazné snížení chyb na celém sledovaném horizontu. V grafu chyb upravených prognóz je překvapující výrazný nárůst průměrné chyby i směrodatné odchylky pro 5. čtvrtletí prognózy.

Z porovnání skutečného vývoje a vývoje upravených prognóz vyplývá, že prognózy jsou schopny zachytit dynamiku vývoje v podobě změn tempa zhodnocení kurzu, nedokáží však odhadnout velikost tempa. To bylo ve skutečnosti výrazně vyšší. Predikce kurzu byly významně ovlivněny předpoklady o vývoji rovnovážných trajektorií zhodnocování reálného kurzu a úrovni rovnovážných reálných sazeb.

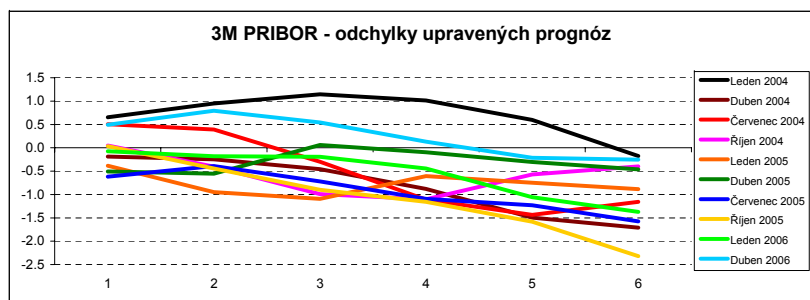
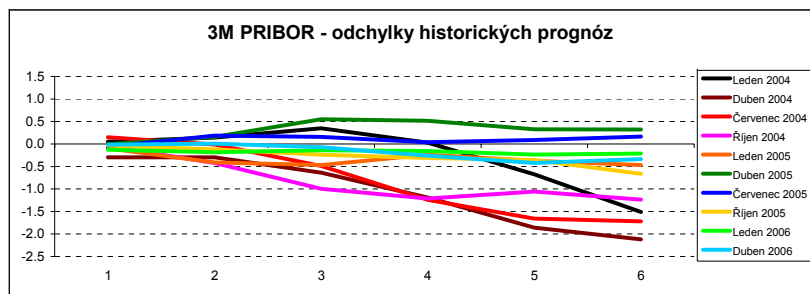
Prognózaná a skutečná mezera výstupu



Analýza výstupové mezery je náročnější z toho důvodu, že neznáme její skutečný průběh. K dispozici máme pouze její aktuálnější odhady, o kterých věříme, že lépe odrážejí skutečnou fázi hospodářského cyklu. Mezera výstupu nyní reprezentuje inflační tlaky z nákladů produkce a je jednou ze dvou složek reálných mezních nákladů. Druhou složkou je mezera reálných mezd.

Z grafu odchylek historických prognóz vidíme pouze mírné vychýlení průměrných odchylek směrem dolů, prognóza je tedy mírně vyšší než aktuální odhad. Po zanedbání méně vydařených prognóz z pohledu inflace (z dubna 2004 a října 2005) při zhruba konstantní směrodatné odchylce se průměrná chyba prognózy ještě více snižuje. Při srovnání historických prognóz se současným náhledem na vývoj mezery výstupu se ukazuje, že prognózy vytvořené do 1. čtvrtletí 2005 jsou nad aktuálním odhadem výstupové mezery, v následujícím období jsou prognózané mezery výstupu většinou níže, než je současný odhad.

Hodnotnější informaci nabízí analýza v rámci upravené prognózy. Při srovnání průběhů jednotlivých prognóz (bez vlivu nejméně vydařených) se průměrná hodnota chyb dostává na kladnou hodnotu. Pomalejší uzavírání mezery výstupu je důsledkem restriktivního působení fiskálu během let 2004 a 2005 a naopak expanzivního vlivu v roce 2006.

Prognózaná a skutečná úroková sazba


Hodnocení odchylek nominálních úrokových sazeb od skutečnosti není jednoduché. Jak již bylo zmíněno, měnová politika je v prognostickém rámci endogenní a reaguje na danou prognózu inflace. Pracuje tedy pouze s informací, která je ve zkoumané prognóze. Ve skutečnosti historická trajektorie sazeb postupně reflektuje postupný proces adaptace na nové informace a šoky.

U chyb historických prognóz úrokových sazeb je zřejmá tendence k zápornému vychýlení od 2. čtvrtletí predikce. Tuto skutečnost potvrzuje i graf odchylky upravených prognóz. Většina prognóz je na celé délce predikčního horizontu vyšší než skutečný průběh úrokové sazby. To je konzistentní s vyššími prognózami inflace, když vyšší inflační tlaky na prognózách implikovaly potřebu vyššího zpřísnění sazeb.

Na vyšších záporných odchylkách historických prognóz, především v prognózách v letech 2004 a 2005, má pravděpodobně podíl ze současného pohledu nesprávné nastavení některých modelových rovnaní. Průběh rovnovážných reálných sazeb byl v té době předpokládán na vyšších úrovních, než odpovídalo ekonomické realitě, což znamenalo i vyšší politicky neutrální úrokovou sazbu a následně i implikovanou trajektorii měnověpolitické sazby. Politicky neutrální úroková sazba v tomto případě působí jako rovnovážná sazba, ke které prognózaná sazba konverguje (tento efekt se projevuje již na horizontu prognózy).

REFERENCE

BENEŠ, J., T. HLÉDÍK, D. VÁVRA A J. VLČEK (2003): "The Quarterly Projection Model and its Properties," In: COATS, W., D. LAXTON, AND D. ROSE, eds.: *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System*. Prague: Czech National Bank.

ZPRÁVY O INFLACI ČESKÉ NÁRODNÍ BANKY. Přístupné on-line www.cnb.cz.

KAPITOLA 8

HISTORIE INFLAČNÍHO CÍLOVÁNÍ V ČESKÉ REPUBLICE OPTIKOU DYNAMICKÉHO MODELU VŠEOBECNÉ ROVNOVÁHY

JAREK HURNÍK
ONDRA KAMENÍK
JAN VLČEK

1. ÚVOD

Režim inflačního cílování byl Českou národní bankou (ČNB) zaveden efektivně od ledna 1998. Ačkoliv ještě v první polovině téhož roku inflace setrvala na hodnotách, které převyšovaly první z vyhlášených cílů pro konec téhož roku, v průběhu podzimu 1998 došlo k výraznému poklesu inflace hluboko pod stanovený cíl a ČNB následně podstřelila také své cíle vyhlášené pro konec let 1999 a 2000. Splnit se tak podařilo až inflační cíl pro rok 2001. Zavedení kontinuálního cíle od ledna 2002 neznamenovalo výrazné zlepšení jeho efektivního plnění. Holub a Hurník (2008) uvádějí, že v období od ledna 2002, kdy byl zaveden kontinuální cíl, až do konce roku 2007 se inflace nacházela v 90 % času pod středem inflačního cíle a v 51 % času dokonce pod jeho spodním tolerančním intervalem.

Ačkoliv česká ekonomika nebyla zdaleka jedinou rozvíjející se ekonomikou, která po zavedení režimu inflačního cílování zažila rychlou desinflaci¹, byla patrně jedinou, ve které se inflace po zavedení režimu inflačního cílování po většinu doby pohybovala pod vyhlášenými inflačními cíli. Neplnění inflačních cílů mělo nepochybně řadu příčin a tato stať si neklade za cíl identifikovat všechny. Naopak, podrobněji diskutuje pouze jednu z možných. Přesněji řečeno, snaží se popsat roli, kterou při podstřelování inflačního cíle mohla sehrát samotná měnová politika.

Vývoj měnové politiky v rámci režimu inflačního cílování je proto analyzován právě ve vztahu k jejímu veřejně deklarovanému inflačnímu cíli za pomoci dynamického modelu všeobecné rovnováhy. Vycházíme přitom z jednoduché úvahy, že měnovou politiku je ve své podstatě možné analyzovat pouze ekonomickým modelem, který měnovou politiku sám obsahuje, a zároveň platí, že parametrizace tohoto ekonomického modelu je na měnové politice nezávislá (Lucas, 1976).² Pro pochopení historického vývoje měnové politiky je proto na místě použití strukturálního ekonomického modelu zahrnujícího chování centrální banky a určité množiny pozorovaných ekonomických veličin. Jak ekonomický model, tak množina pozorovaných ekonomických veličin jsou následně použity pro odhad ekonomických (strukturálních) šoků, včetně tzv. měnověpolitického šoku. Jádrem použité metody je tedy za pomoci ekonomického modelu vysvětlit pozorovanou dynamiku ekonomických veličin ekonomickými šoky. Mezi ně patří například změny v technologiích, preferencích spotřebitelů, kurzové šoky a také šok v měnové politice.

Pro hodnocení měnové politiky je pochopitelně zajímavý zejména průběh měnověpolitických šoků a jejich vliv na vývoj nominálních úrokových sazeb a inflace. Jestliže je jakákoliv část pozorovaného vývoje nominálních úrokových sazeb připsána měnověpolitickému šoku, pak tvrdíme, že centrální banka nastavila nominální úrokové sazby buď výše nebo níže, než by odpovídalo pozorovanému stavu světa a vyhlášenému inflačnímu cíli. Chyba v nastavení měnové politiky (tj. měnověpolitický šok) tak vzniká vždy, když centrální banka nesprávně zhodnotí pozorovaný stav světa, respektive nastaví úrokové sazby jinak, než by odpovídalo pozorovanému stavu světa a inflačnímu cíli.

S určitým zpožděním potom identifikujeme vliv měnověpolitických šoků také na odchylky inflace od inflačního cíle. To samozřejmě neznámá, že kdykoliv nastal například kladný měnověpolitický šok, skutečně pozorovaná inflace se s určitým zpožděním nutně nacházela pod inflačním cílem. Ve skutečnosti mohla být inflace díky vlivu jiných šoků stejně dobře přesně na cíli

¹ Battini, Kuttner a Laxton (2005) dokumentují úspěšné snížení inflace v řadě rozvíjejících se ekonomik, které zavedly inflační cílování na konci 90. let minulého století nebo brzy po roce 2000.

² Tato podmínka nabývá na důležitosti o to více, pokud nelze vyloučit hypotézu, že měnová politika činila ve skutečnosti něco jiného, než k čemu se veřejně zavázala.

nebo dokonce nad ním. Výhodou námi použité metody však je, že i v tomto případě dokážeme odhadnout vliv měnověpolitických šoků a konstatovat, zda se měnová politika chovala nebo nechovala v souladu s vyhlášeným inflačním cílem. Stejně tak je výhodou použité metody skutečnost, že pro identifikaci měnověpolitických šoků není důležité, na základě jakých analýz se centrální banka ve skutečnosti rozhodovala. Výsledná identifikace měnověpolitických šoků je sice závislá na specifikaci použitého ekonomického modelu, není však závislá na analytickém rámci používaném uvnitř centrální banky.

Na druhou stranu určitě platí, že identifikace měnověpolitických šoků sama o sobě pouze říká, kdy centrální banka nastavila nominální úrokové sazby níže nebo výše, než by odpovídalo pozorovanému stavu světa a inflačnímu cíli, a neříká tedy nic o tom, proč tak centrální banka učinila. K určitým, do značné míry však jen *slabým* závěrům o důvodech vzniku měnověpolitických šoků, lze dojít analýzou ostatních šoků identifikovaných ve stejný okamžik jako měnověpolitický šok, případně před ním nebo po něm. Například, pokud v rozkladu pozorovaných úrokových sazeb identifikujeme silný měnověpolitický šok spolu s opačným efektem kurzového šoku, mohli bychom soudit na pomalou reakci měnové politiky tváří v tvář kurzovému šoku. Osamocený vznik měnověpolitického šoku pak může být přímo signálem nesprávného nasměrování úrokových sazeb.³

Ať již je důvod vzniku měnověpolitických šoků jakýkoliv, jejich samotná existence (zejména pokud jejich realizace šla spíše jedním směrem) mohla vést ostatní ekonomické subjekty k vnímání centrální banky jako instituce cílující ve skutečnosti jiný inflační cíl než onen vyhlášený. V tomto případě ekonomické subjekty nevnímají centrální banku jako instituci chybující při sledování svého cíle, ale jako instituci, jenž sleduje jiný cíl a de facto nechyluje. Za těchto podmínek se inflační cíl dá označit za nepozorovanou veličinu a odhadnout obdobně jako ostatní nepozorované veličiny.

Zbytek textu je strukturován následovně. V druhé části je podrobněji popsán použitý ekonomický model a použitá metoda odhadu. Třetí část potom popisuje výsledky odhadu, tj. rozklad pozorovaných odchylek nominálních úrokových sazeb a inflace od jejich dlouhodobých hodnot na vliv jednotlivých šoků. Čtvrtá část přináší odhad inflačního cíle při neexistenci měnověpolitických šoků a konečně pátá část shrnuje všechny výsledky.

2. EKONOMICKÝ MODEL A METODA ODHADU

Jak již bylo naznačeno výše, základním principem námi použité metody je identifikace ekonomických šoků pomocí strukturálního modelu české ekonomiky a informací obsažených v pozorovaných veličinách, kdy spojnicí mezi pozorovanými a nepozorovanými veličinami představuje právě ekonomický model. Kritéria výběru modelu jsou potom určena otázkami, na které se pokoušíme odpovědět. V našem případě, kdy analyzujeme ekonomiku v režimu inflačního cílení, by model měl obsahovat endogenní měnovou politiku a věrně odrážet její transmissní mechanismus. Platí totiž, že bez přítomnosti měnové politiky v modelu nelze správně postihnout očekávání ekonomických subjektů (Lucas, 1976). Zároveň by model měl mít dostatečně bohatou nabídkovou (produkční) strukturu tak, aby mohl být kalibrován na základě pozorovaných dat a mohla být využita informace obsažená ve složkách HDP.

³ Nesprávným nasměrováním se rozumí také ponechání úrokových sazeb na předchozí úrovni v situaci, kdy bylo potřeba je změnit.

2.1 Struktura modelu

Model použitý pro popis ekonomiky je dynamický model všeobecné rovnováhy, jehož základy jsou popsány v Beneš, Hlédik, Kumhof a Vávra (2005), přičemž námi použitá verze je včetně parametrizace a vlastností podrobně diskutována v Andrlé, Hlédik, Kameník a Vlček (2008). Zde proto jen slovně popisujeme základní vlastnosti modelu. Model zahrnuje sektor domácností, zprostředkovatelů na finančním trhu, domácích producentů mezispotřebních statků, importérů mezispotřebních statků, producentů statků finální spotřeby, exportérů a producentů investičních statků. Součástí modelu je dále centrální banka a vláda.

Domácnosti spotřebovávají koš statků finální spotřeby a akumulují kapitál, který pak společně s diferencovanou pracovní silou pronajímají domácím producentům mezispotřebních statků. Domácnosti dále přímo obchodují domácí dluhopisy a prostřednictvím zprostředkovatelů na finančním trhu také dluhopisy denominované v cizí měně. Domácnosti vlastní všechny firmy a podle svých účastí se podílí na jejich zisku. Mimo zisky firem domácnostem plynou také vládní transfery. Uzavírání mzdových kontraktů je strnulé, tj. domácnosti s určitou pravděpodobností nemohou optimalizovat svůj mzdový kontrakt v každém období, přičemž domácnosti, kterým není umožněno optimalizovat svůj mzdový kontrakt, indexují svou mzdu o naposled pozorovaný růst mezd. Konečně, domácnosti se pohybují na konkurenčním trhu pojištění (Yaari, 1965), který zajišťuje, že heterogenní mzdy nemají vliv na rozdělení bohatství mezi nimi. To umožňuje pracovat s konceptem reprezentativní domácnosti. Při akumulaci kapitálu, tj. při své investiční činnosti, domácnosti čelí dodatečným nákladům na přizpůsobení požadované úrovně kapitálu (Kim, 2003).

Zprostředkovatelé na finančním trhu se pohybují v prostředí dokonalé konkurence a předpokládá se, že jejich operace trvají vždy dvě období. V prvním období zprostředkovatelé získají finanční prostředky od domácností a investují je na mezinárodním finančním trhu, v druhém období potom uzavřou své pozice a vrátí zhodnocené finanční prostředky zpět domácnostem. V každém období tak existují vždy dvě skupiny zprostředkovatelů, přičemž jedna se nachází v první fázi finanční operace a druhá v její druhé fázi. Při uzavírání obchodů čelí zprostředkovatelé určitým transakčním nákladům, jejichž přítomnost je důležitá pro dosažení stacionarity modelu (Schmidt-Grohé a Uribe, 2003). Tyto transakční náklady tvoří jeden z příjmů vlády.

Domácí producenti mezispotřebních statků najímají kapitál a pracovní sílu od domácností a v prostředí monopolistické konkurence vyrábějí každý jeden druh mezispotřebního statku. Při výrobě disponují identickou technologií zahrnující práci-rozšiřující růst technologie. Producenti maximalizují svůj zisk za omezení v podobě použité technologie, cen výrobních faktorů a nenulové pravděpodobnosti, že nebudou schopni optimalizovat cenu svého produktu v každém období. Jednotlivé mezispotřební statky jsou následně bez dodatečných nákladů složeny do kompozitního statku mezispotřeby, který je prodán do sektoru producentů spotřebních a exportních statků a také do sektoru výrobců statků vládní spotřeby.

Vedle sektoru domácích producentů mezispotřebních statků v modelu existuje také sektor importérů mezispotřebních statků. Každý importér skládá svůj importovaný mezispotřební statek z různých zahraničních statků, jejichž ceny jsou odvozeny od cen těchto statků v zahraniční měně a nominálního kurzu. Importéři mezispotřebních statků stejně jako jejich domácí producenti čelí při optimalizaci svého zisku nenulové pravděpodobnosti, že nebudou schopni optimalizovat cenu svého produktu v každém období. Importované mezispotřební statky jsou následně prodávány do sektoru výrobců spotřebních, exportních a investičních statků.

Producersi statků finální spotřeby se pohybují na monopolistickém trhu a používají jako výrobní vstup domácí a importované mezispotřební statky. Poměr, v jakém jsou oba mezispotřební statky používány, je dán výrobní technologií s konstantní elasticitou substituce. Stejně jako v ostatních sektorech také v tomto sektoru existují strnulé nominální ceny, tj. producenti nemohou optimalizovat svou cenu v každém období.

Exportéři pro výrobu také používají domácí a importované mezispotřební statky a poměr jejich použití je dán výrobní technologií s konstantní elasticitou substituce. Obdobně jako v ostatních odvětvích jsou ceny exportérů strnulé. Co je však odlišuje od ostatních je strnulost nikoliv v domácí, ale v zahraniční měně. Na importech zahraniční ekonomiky se přitom podílí a vzájemně si konkurují exporty z různých zemí, nejenom exporty z domácí ekonomiky. Zahraniční poptávku po domácích exportních statcích pak lze vyjádřit jako určitý podíl na zahraničních importech, přičemž tento podíl závisí na relativní ceně exportních statků k zahraničním statkům. V souvislosti s exportním sektorem je navíc zavedeno několik rozdílných technologických trendů, o nichž je však podrobněji pojednáno v následující kapitole.

Předposledním výrobním sektorem jsou producenti investičních statků, o kterých se předpokládá, že pro výrobu používají pouze importované mezispotřební statky. Důvodem pro tuto specifikaci je jednak pozorovaná vysoká dovozní náročnost investic a jednak snaha vyhnout se rychlému přelíčení zvýšené investiční aktivity do tvorby domácí přidané hodnoty. Obdobně jako v ostatních sektorech také zde nejsou výrobci s určitou pravděpodobností schopni optimalizovat své ceny v každém období.

Konečně posledním výrobním sektorem jsou producenti statků vládní spotřeby. Stejně jako v sektoru investičních statků také zde výrobci používají pouze jeden výrobní vstup, a sice domácí mezispotřební statek. Výrobci opět nemohou optimalizovat cenu své produkce v každém období.

Další dva modelované subjekty jsou vláda a centrální banka. V případě vlády se předpokládá, že na straně příjmu jí plynou daně a případné transakční náklady vznikající na finančním trhu a při akumulaci kapitálu, zatímco na straně výdajů vláda vyplácí transfery a nakupuje statky vládní spotřeby. Vláda může akumulovat vládní dluh, musí však garantovat svou mezičasovou solventnost. Toho je dosaženo aplikací fiskálního pravidla, které přizpůsobuje tok vládních transferů tak, aby mezičasová solventnost vlády nebyla porušena. Vládní spotřeba je potom navázána na spotřebu domácností. V případě centrální banky se předpokládá, že centrální banka provádí kredibilní měnovou politiku v režimu inflačního cílování. Pro dosažení svého inflačního cíle manipuluje nominální úrokovou sazbu kolem její neutrální úrovně, přičemž jednak bere do úvahy současnou hodnotu úrokové sazby a jednak reaguje na očekávané odchylky inflace od inflačního cíle. Centrální banka konkrétně reaguje na odchylky meziročního růstu indexu spotřebitelských cen od inflačního cíle na ročním horizontu. Možné dopady odlišné specifikace měnového pravidla na dosažené výsledky jsou diskutovány v kapitole 2.4.

2.2 Technologické trendy a dlouhodobý růst

Pro námi zvolenou metodu odhadu je velmi důležité vyhnout se jakémukoliv ad hoc odstranění trendů z pozorovaných časových řad. Modelová struktura je rozšířena o nominální a technologické trendy tak, aby umožňovala přímé použití pozorovaných časových řad v jejich nestacionární podobě.

Zatímco nominální trend je jeden a je určen cílovanou inflací, pro replikaci pozorovaných dat je potřeba použít šest rozdílných reálných technologických trendů. Nejdůležitějšími z nich jsou

obecná práci rozšiřující technologie, která vstupuje do produkční funkce v sektoru výrobců domácího mezispotřebního statku, specifická technologie exportního sektoru, která udržuje konkurenční schopnost exportérů na zahraničních trzích, a specifická technologie investičního sektoru, která pomáhá vysvětlit růst (nebo pokles) podílu investic na domácím produktu.

Mimo tyto tři reálné trendy pracuje model dále se specifickým trendem v nabídce práce, který umožňuje vysvětlit dlouhodobé změny v míře participace, specifickým technologickým trendem výrobců statků vládní spotřeby, jež opět pomáhá vysvětlit změny v podílu vládní spotřeby na produktu, a specifickým technologickým trendem zachycujícím změny v kvalitě exportních statků. Poslední jmenovaný pomáhá vysvětlit růst podílu domácího exportu na zahraničních importech, i když nedochází ke změně relativní cen domácího exportu k zahraničním cenám.

Použití všech výše uvedených trendů je vedeno jednak ekonomickou logikou a jednak potřebou vysvětlit pozorovaná data konvergující ekonomiky. Často přitom platí, že reálné veličiny nerostou nutně stejným tempem, přičemž nominální podíly jednotlivých výdajových komponent hrubého domácího produktu jsou konstantní.⁴ Trendové růsty technologií a šoky do těchto růstů jsou jako nepozorované veličiny odhadnuty společně s odhadem všech ostatních strukturálních šoků.

2.3 Kalibrace a testování

Andrle, Hlédik, Kameník a Vlček (2008) podrobně diskutují také způsob kalibrace a testování modelu na časových řadách pro období od prvního čtvrtletí 1996 až pro čtvrté čtvrtletí 2007. Základní ideou sledovanou při kalibraci modelu je přitom tzv. metoda minimálního ekonometrického přístupu, tak jak je navrhováno v Geweke (1999), přičemž použité metody zahrnují analýzu impulsních odezev, dekompozice rozptylu chyb prognózy, analýzu vlastností modelu v časové a spektrální doméně (King a Watson, 1996) a rekurzivní prognózu. Andrle, Hlédik, Kameník a Vlček (2008) mimo jiné reportují schopnost modelu prognózovat inflaci na horizontu dvou let.

2.4 Metoda odhadu

Prvním krokem při identifikaci strukturálních šoků je vyřešení modelu, neboli nalezení jeho redukované formy (Blanchard a Kahn, 1980 nebo Uhlig, 1995), což znamená nahrazení vpředhledících (nepredeterminovaných) proměnných lineární kombinací minulých šoků. Vzhledem k nelineární podobě použitého modelu jsou však jeho rovnice nejprve log-linearizovány.

Redukovaná podoba systému je východiskem pro odhad strukturálních šoků pomocí Kalmanovy filtrace. Kalmanův filtr používá redukovanou formu modelu doplněnou o rovnice s pozorovanými veličinami, což společně tvoří tzv. stavový popis modelu. Ten má následující tvar

$$y_t = Zx_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$x_t = Tx_{t-1} + v_t \quad (2)$$

kde x představuje vektor stavových nepozorovaných veličin, y vektor pozorovaných proměnných, ε je náhodný vektor, který nazýváme šum procesu, a v je šumem měření. Přitom předpokládáme Gaussovské rozložení náhodných vektorů a počátečního stavu stavového vektoru x .

⁴ Pro podrobnější diskuzi viz Andrle, Hlédik, Kameník a Vlček (2008).

Kalmanův filtr na základě modelu ve stavovém tvaru a s využitím pozorovaných proměnných identifikuje všechny nepozorované veličiny, které jsou součástí modelu, tedy i strukturální šoky. Pro lineární systémy přitom představuje optimální odhad ve smyslu kritéria nejmenších čtverců (Hamilton, 1994). Samotná aplikace filtru má podobu rekurzivního algoritmu, při kterém je podmíněná hustota pravděpodobnosti stavových veličin aktualizována na základě pozorovaných veličin. Veličiny použité při odhadu strukturálních šoků jako pozorované jsou obsahem tabulky 1.

Tabulka 1: Pozorované veličiny pro odhad strukturálních šoků

CPI (index)	Zahraníční 3M úrokové sazby (EURIBOR)
Regulované ceny (index)	Nominální kurz (CZK/EUR)
Čistá inflace, (CPI očištěné o regulované ceny, index)	Nominální mzda (průměrná mzda v podnikatelském sektoru)
Deflátor spotřeby (index)	Reálná spotřeba (úroveň)
Deflátor investic (index)	Reálné investice (úroveň)
Deflátor exportu (index)	Reálná export (úroveň)
Deflátor importu (index)	Reálný import (úroveň)
Deflátor vládní spotřeby (index)	Reálná vládní spotřeba (úroveň)
Zahraníční ceny (PPI, eurozóna, index)	Zahraníční poptávka (reálné importy eurozóny, úroveň)
3M úrokové sazby (PRIBOR)	

Prvním krokem algoritmu Kalmanova filtru je tzv. predikční krok. Při něm se pomocí rovnice (2) odhaduje prediktivní hustota pravděpodobnosti stavů v čase t na základě předchozí podmíněné hustoty pravděpodobnosti v čase $t-1$. V prvním zkoumaném období však tato hustota pravděpodobnosti neexistuje, a proto se nahradí náhodným vektorem se střední hodnotou a nepodmíněnou variancí stavových proměnných z rovnice (2). V důsledku přítomnosti trendů v modelu, a tedy i nestacionarity některých proměnných, nepodmíněná variance nenabývá konečné hodnoty, a proto je použita difúzní verze Kalmanova filtru (De Jong, 1991).

Po predikčním kroku následuje filtrační krok, který představuje aktualizaci prediktivní hustoty pravděpodobnosti na základě informace v pozorovaných datech. K tomu je použito rovnice pozorování (1). Dodatečná informace z pozorovaných dat umožňuje zpřesnit odhad stavových veličin, a tedy i šoků. Kromě dvou zmíněných kroků Kalmanova filtru používáme při našich odhadech strukturálních šoků také vyhlazovací běh filtru, který na rozdíl od predikčního a filtračního kroku používá veškerou informaci z pozorovaných dat (Harvey, 1989).

Výsledkem aplikace Kalmanova filtru jsou identifikované nepozorované stavové proměnné, a tedy i strukturální šoky. V další fázi jsou odhadnuté realizace jednotlivých šoků použity pro historické simulace modelu, pomocí nichž kvantifikujeme dopady jednotlivých šoků. V historické simulaci proto simulujeme pro každou jednotlivou odhadnutou realizaci šoků (například kurzový šok, šok v regulovaných cenách a podobně) vliv tohoto šoku na průběh nominálních úrokových sazeb a inflace (přesněji na průběh odchylek nominálních úrokových sazeb a inflace od jejich dlouhodobých hodnot). Jednotlivé šoky mají pochopitelně odlišný směr a sílu vlivu v jednotlivých obdobích, avšak součtem všech šoků dostáváme zpět skutečně pozorovaný průběh nominálních úrokových sazeb a inflace.

K identifikaci strukturálních šoků a měnověpolitických šoků tedy používáme vyřešený strukturální model s endogenní měnovou politikou. Použití konkrétní podoby reakční funkce centrální banky může vyvolat pochybnosti o robustnosti našich výsledků s ohledem na tvar a kalibraci reakční funkce centrální banky. Ve skutečnosti tomu tak není. Předpokládáme-li, že vzhledem ke

strukturální podobě modelu se nám daří identifikovat všechny strukturální šoky s výjimkou měnověpolitického zcela správně, potom bez ohledu na konkrétní tvar měnového pravidla zůstává jediným zbývajícím šokem, který replikuje pozorovaná data právě měnověpolitický šok. Tento šok je proto určen jednoznačně, bez ohledu na konkrétní tvar měnového pravidla.

3. ZÁKLADNÍ DEKOMPOZICE MĚNOVÉ POLITIKY

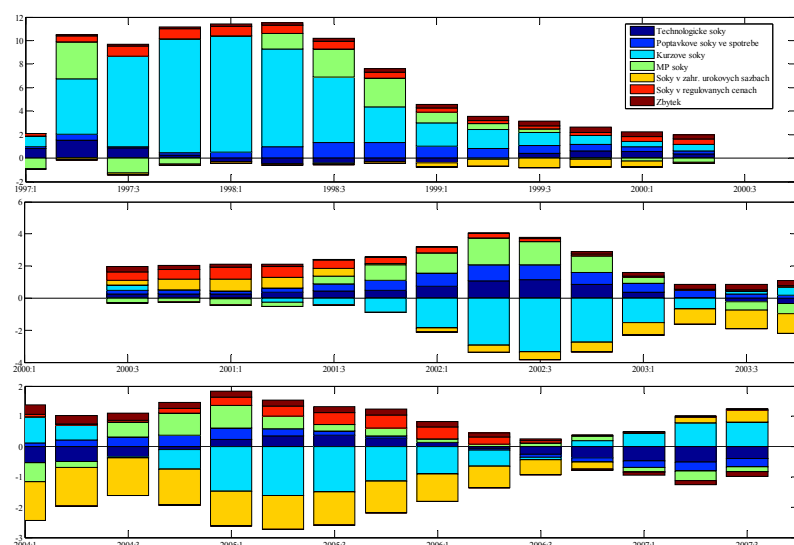
Tato část textu podrobně popisuje výsledky historické dekompozice měnové politiky, kdy pozorovaný vývoj nominálních úrokových sazeb a inflace je rozdělen na vliv jednotlivých ekonomických šoků. Přesněji řečeno nejedná se přímo o vliv šoků na úroveň nominálních úrokových sazeb a inflace, ale o vliv ekonomických šoků na odchylky od jejich dlouhodobých úrovní. To vyplývá ze základního předpokladu naší analýzy, totiž že odchylku jakékoliv veličiny od její dlouhodobé úrovně mohou způsobit pouze ekonomické šoky. V případě inflace je onou dlouhodobou úrovní inflační cíl a v případě nominálních úrokových sazeb potom součet rovnovážné reálné úrokové sazby a inflačních očekávání (respektive v dlouhém období inflačního cíle).

Graf 1 obsahuje dekompozici vývoje nominálních úrokových sazeb na vliv jednotlivých šoků v období od počátku roku 1997 až do třetího čtvrtletí roku 2007.⁵ Tabulka 2 potom pro snazší orientaci obsahuje stručnou interpretaci jednotlivých šoků a tabulka 3 číselně vyjádření měnověpolitických šoků. Z grafu 1 je patrné, že hlavní vliv na nastavení nominálních úrokových sazeb (odchylku od dlouhodobé úrovně) měly šoky ovlivňující nominální kurz. Dále se jednalo o vliv šoků v zahraničních úrokových sazbách a konečně o vliv tzv. měnověpolitického šoku. Posledně jmenovaný šok je pro účely naší analýzy určující. Tento šok se v grafu objevuje vždy, když nastavení nominálních úrokových sazeb neodpovídalo plně pozorovanému stavu světa a inflačnímu cíli. Dále platí, že kdykoliv je tento šok kladný, byly nominální úrokové sazby nastaveny výše, než by odpovídalo pozorovanému stavu světa a inflačnímu cíli a naopak.

Tabulka 2: Základní interpretace šoků

<i>Technologické šoky</i>	Suma šoků identifikovaných ve všech technologických trendech.
<i>Poptávkový šok ve spotřebě</i>	Šok identifikovaný ve spotřebě domácností.
<i>Kurzové šoky</i>	Šok identifikovaný v kurzové rovnici (nekrýtá úroková parita).
<i>Měnověpolitický šok</i>	Šok identifikovaný v pravidle měnové politiky
<i>Šoky v zahraničních úrokových sazbách</i>	Šok identifikovaný v zahraničních úrokových sazbách.
<i>Šoky v regulovaných cenách</i>	Šok identifikovaný ve vývoji regulovaných cen.
<i>Zbytek</i>	Suma všech ostatních identifikovaných šoků (např. zahraniční poptávka, investice, vládní spotřeba a podobně).

⁵ Z důvodu vyšší robustnosti odhadu je samotný odhad prováděn na datech od roku 1996.

Graf 1: Dekompozice úrokových sazeb (odchylka od dlouhodobé úrovně v p.b.)


Zdroj: Vlastní výpočty.

Tabulka 3: Vliv měnověpolitických šoků na odchylku nominálních úrokových sazeb od dlouhodobé úrovně (v p.b.)

1997Q1	-0.91	2000Q4	-0.25	2004Q3	0.49
1997Q2	3.13	2001Q1	-0.38	2004Q4	0.74
1997Q3	-1.24	2001Q2	-0.26	2005Q1	0.76
1997Q4	-0.49	2001Q3	0.48	2005Q2	0.40
1998Q1	-0.01	2001Q4	0.95	2005Q3	0.21
1998Q2	1.35	2002Q1	1.26	2005Q4	0.25
1998Q3	2.38	2002Q2	1.68	2006Q1	0.12
1998Q4	2.43	2002Q3	1.44	2006Q2	0.07
1999Q1	0.92	2002Q4	1.02	2006Q3	0.12
1999Q2	0.51	2003Q1	0.36	2006Q4	0.15
1999Q3	0.30	2003Q2	-0.02	2007Q1	-0.13
1999Q4	-0.09	2003Q3	-0.52	2007Q2	-0.31
2000Q1	-0.27	2003Q4	-0.61	2007Q3	-0.17
2000Q2	-0.34	2004Q1	-0.63		
2000Q3	-0.30	2004Q2	-0.19		

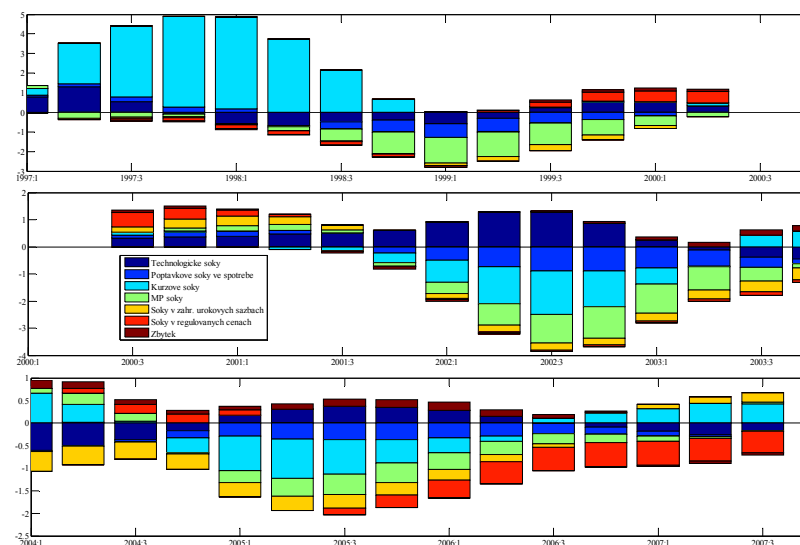
Zdroj: Vlastní výpočty.

První období po zavedení režimu inflačního cílování, ve kterém identifikujeme sekvenci kladných měnověpolitických šoků, začíná druhým čtvrtletím 1998 a končí třetím čtvrtletím roku 1999. Nejvyšší hodnoty přitom vliv šoku dosahuje v třetím a čtvrtém čtvrtletí roku 1998. Můžeme tak

konstatovat, že zejména v průběhu druhé poloviny roku 1998 byla měnová politika nastavena přísněji, než by odpovídalo pozorovanému stavu světa a inflačnímu cíli. Z průběhu ostatních šoků se přitom zdá, že měnověpolitický šok se objevuje díky nedostatečně rychlé reakci centrální banky na omezování proinflačního působení kurzového šoku. O důvodech pomalé reakce však můžeme pouze spekulovat.

Jedním z vysvětlení může být úvaha o rizikové averzi měnové politiky na počátku režimu inflačního cílování. Tvůrci měnové politiky tehdy pracovali s mnoha nejistotami v podobě odhadu rovnovážných trendů nebo síly transmisního kanálu přes neefektivní bankovní sektor a nevyspělý finanční trh. Dále si patrně byli vědomi toho, že pokud by ohlášená desinflace byla neúspěšná, tak další podobný pokus by byl mnohem nákladnější. Proto rozhodnutí nesnižovat sazby dostatečně rychle mohlo být motivováno rizikovou averzí, která vedla tvůrce měnové politiky k přenesení části očekávaných nákladů z budoucích desinflačních pokusů do přítomnosti.

Graf 2 a tabulka 4 konzistentně ukazují měnovou politiku jako významný a poměrně dlouhodobý faktor negativní odchylky inflace od inflačního cíle. Výše popisovaný měnověpolitický šok tlačí sám o sobě inflaci pod inflační cíl v období od druhého čtvrtletí 1998 až do druhého čtvrtletí 2000, tedy po období prvních dvou let nového režimu měnové politiky.

Graf 2: Dekompozice inflace (odchylka od dlouhodobé úrovně v p.b.)


Zdroj: Vlastní výpočty.

V období od druhé poloviny roku 1999 až do druhé poloviny roku 2001 neidentifikujeme žádné výrazné měnověpolitické šoky, a pokud přece jen, tak spíše záporné. Můžeme tak říci, že v tomto období byly nominální úrokové sazby nastavovány přiměřeně inflačními cíli a pozorovanému ekonomickému vývoji.

Jak je však patrné z grafu 1, situace se začíná měnit v druhé polovině roku 2001, kdy na ekonomiku dopadá výrazný kurzový šok, následovaný navíc šokem v podobě snižování úrokových sazeb v zahraničí. Kladný měnověpolitický šok se objevuje současně se záporným kurzovým šokem. To může napovídat, že příčinou vzniku měnověpolitického šoku mohla být nedostatečně rychlá reakce centrální banky. Velikost měnověpolitického šoku postupně dále narůstá a centrální bance se daří překonat tuto tendenci až v třetím čtvrtletí 2002, kdy absolutní velikost měnověpolitického šoku, přes kulminaci kurzového šoku, klesá.⁶ Popisovaný měnověpolitický šok následně přispívá k tlaku na pokles inflace pod inflační cíl, jak je vidět z dekompozice inflace na grafu 2 a tabulky 4. Šok sám odeznívá v polovině roku 2003, jeho vliv na inflaci však až koncem téhož roku.

Období od třetího čtvrtletí 2003 až do druhého čtvrtletí 2004 je obdobím záporných měnověpolitických šoků. Nominální úrokové sazby ležely v tomto období niž, než by odpovídalo pozorovanému stavu světa a inflačnímu cíli. Nejvýraznější negativní šok identifikujeme v prvním čtvrtletí 2004, kdy současně působí kladný pozitivní kurzový šok.⁷ Ve třetím čtvrtletí 2004 se však opět objevuje kladný měnověpolitický šok, který přetrvává, byť velmi mírně, až do prvního čtvrtletí roku 2006. Stejně jako v předchozím případě je kladný měnověpolitický šok doprovázen záporným kurzovým šokem. Na rozdíl od předchozího období však kurzové šoky spíše následují měnověpolitický šok. Z grafu 1 je patrné, že zatímco kladný měnověpolitický šok se objevuje ve třetím čtvrtletí 2004, záporný kurzový šok až ve čtvrtletí čtvrtém a následujících. To by mohlo naznačovat, že v tomto případě centrální banka mohla sama částečně přispět ke vzniku kurzového šoku, neboť postavení zahraničních sazeb v tomto období vytvářelo silný tlak na nízkou úroveň domácích sazeb.⁸ Je tedy možné, že v tehdy zpracovaných analýzách nebo v měnověpolitickém rozhodnutí nebyl zcela správně zhodnocen pozorovaný stav světa, respektive k úpravě nastavení měnové politiky došlo v době, kdy se tak již stát nemělo.

Tabulka 4: Vliv měnověpolitických šoků na odchylku inflace od dlouhodobé úrovně (v p.b.)

1997Q1	0.14	2000Q4	0.12	2004Q3	0.17
1997Q2	-0.31	2001Q1	0.20	2004Q4	-0.03
1997Q3	-0.24	2001Q2	0.23	2005Q1	-0.26
1997Q4	-0.12	2001Q3	0.11	2005Q2	-0.40
1998Q1	-0.04	2001Q4	-0.12	2005Q3	-0.45
1998Q2	-0.20	2002Q1	-0.42	2005Q4	-0.43
1998Q3	-0.61	2002Q2	-0.77	2006Q1	-0.37
1998Q4	-1.09	2002Q3	-1.04	2006Q2	-0.29
1999Q1	-1.29	2002Q4	-1.16	2006Q3	-0.23
1999Q2	-1.27	2003Q1	-1.08	2006Q4	-0.19
1999Q3	-1.08	2003Q2	-0.85	2007Q1	-0.12
1999Q4	-0.79	2003Q3	-0.51	2007Q2	-0.03
2000Q1	-0.47	2003Q4	-0.17	2007Q3	0.04
2000Q2	-0.20	2004Q1	0.11		
2000Q3	0.00	2004Q2	0.25		

Zdroj: Vlastní výpočty.

⁶ V červenci 2002 došlo ke snížení úrokových sazeb o 0.75 p.b. V průběhu prvního pololetí roku 2002 se ČNB navíc snažila čelit posilování měnového kurzu pomocí intervencí na devizovém trhu.

⁷ V prvním čtvrtletí 2004 vrcholilo přechodné oslabení koruny až na průměrných 32,90 Kč/Euro v tomto čtvrtletí.

⁸ V srpnu 2004 došlo k zvýšení úrokových sazeb o 0.25 p.b. Rozhodnutí zvýšit úrokové sazby sledovalo červencovou prognózu, která obsahovala rostoucí trajektorii úrokových sazeb (viz Zpráva o Inflaci z července 2004).

Při podrobnějším pohledu na dosažené výsledky nelze pominout fakt, že vliv měnověpolitických šoků na inflaci je více persistentní, než je existence samotných šoků. Z 39 pozorovaných období (počítáno od prvního čtvrtletí 1998) působila měnová politika v 30 obdobích na inflaci více protiinflačně (v případě tří pozorování ovšem relativně málo, tj. pod 0.1 p.b.), než by odpovídalo pozorovanému stavu světa a inflačnímu cíli.

Ať již bylo důvodem pro toto chování cokoliv, dá se určitě argumentovat, že ekonomické subjekty mohly na základě svých pozorování postupně začít centrální banku vnímat jako asymetrickou z hlediska dosahování vyhlášeného inflačního cíle. V tomto případě ekonomické subjekty nevnímají centrální banku jako chybující instituci, sledující však stále vyhlášený inflační cíl, ale jako instituci, která ve skutečnosti sleduje jiný cíl a tolik nechybuje. V následující části textu proto diskutujeme odhad inflačního cíle jako nepozorované (stavové) veličiny v situaci, kdy centrální banka pozoruje stav světa, nedělá chyby při nastavování měnové politiky a ostatní ekonomické subjekty ji také takto vnímají.

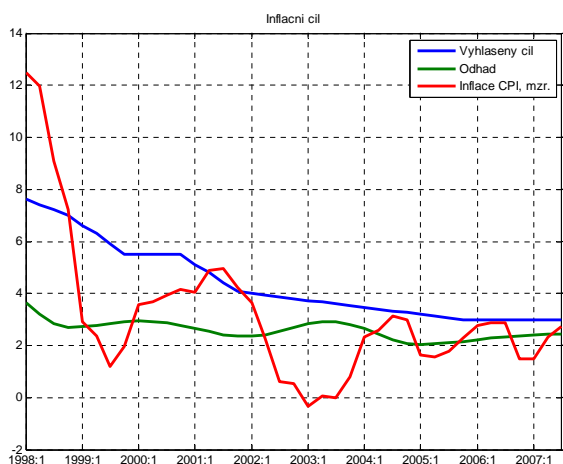
4. INFLAČNÍ CÍL JAKO NEPOZOROVANÁ VELIČINA

Než však přistoupíme k diskuzi samotného odhadu, je potřeba zopakovat, že takto odhadnutý inflační cíl je cíl, který ekonomické subjekty vnímají jako skutečný cíl centrální banky, a zároveň jde o cíl centrální bankou opravdu sledovaný. Pochopitelně, ideální by bylo odhadnout jakýsi implicitní inflační cíl, o kterém se ekonomické subjekty domnívají, že jej centrální banka sleduje, přičemž ta by ve skutečnosti sledovala onen oficiálně vyhlášený, a existovala by možnost chyb (měnověpolitických šoků). Současná ekonomická literatura v oblasti heterogenních očekávání a informací je nicméně teprve v začátcích a neposkytuje dostatečně robustní analytický aparát pro praktickou aplikaci s reálnými daty.

Odhad inflačního cíle je společně s vyhlášeným cílem a inflací zachycen grafem 3. Robustnost odhadu je přitom odvozována od stability odhadu trajektorií ostatních nepozorovaných veličin (zejména technologických trendů), ve srovnání se situací, kdy cíl je pozorován a existuje možnost měnověpolitických chyb. Jinými slovy, důvěryhodnost odhadu je odvozena od identického odhadu průběhu hospodářského cyklu.

Na první pohled je evidentní, že odhadnutý cíl se v celém analyzovaném období pohybuje pod úrovní vyhlášeného cíle, přičemž absolutní rozdíl mezi oběma se v čase snižuje. Počátek odhadu může být pochopitelně ovlivněn jednak prudkou pozorovanou desinflací v letech 1998 a 1999 a jednak naší aproximací inflačního cíle, který byl ve skutečnosti vyhlášen v čisté inflaci jen pro konec příslušných let a navíc jako koridor.⁹ Od roku 2002, kdy již existuje explicitní spojitá trajektorie inflačního cíle, se odhadnutý cíl pohybuje v pásmu mezi 2 a 3 %. Odhad inflačního cíle je možné interpretovat jako vysvětlení chování centrální banky při zachování odhadu hospodářského cyklu a neexistenci chyb při provádění měnové politiky.

⁹ Podrobnou historii inflačních cílů ČNB je možné nalézt v Kotlán a Navrátil (2003) nebo nověji v Holub a Hurník (2008). Aproximace inflačního cíle v celkové inflaci před rokem 2002 vychází z vyhlášených cílů pro čistou inflaci. Ke středu těchto cílů (cíle byly vyhlášovány jako koridor) je přičten 1 p.b. jako odhad průměrného příspěvku regulovaných cen a cíle jsou interpolovány do jednotlivých čtvrtletí lineárním trendem (cíle byly vyhlášovány pro konec roku).

Graf 3: Inlace, vyhlášený inflační cíl a jeho odhad (v %)


Zdroj: Vlastní výpočty.

5. ZÁVĚR

Česká národní banka zavedla režim inflačního cílování efektivně od počátku roku 1998, přičemž hned v průběhu podzimu téhož roku pozorovaná inflace výrazným způsobem klesla pod inflační cíl vyhlášený pro konec téhož roku. K podstřelení inflačních cílů definovaných pro konec daného roku následně došlo také v letech 1999 a 2000. Holub a Hurník (2008) dále uvádějí, že v období od ledna 2002, kdy byl zaveden kontinuální cíl, až do konce roku 2007 se inflace nacházela v 90 % času po středem inflačního cíle a v 51 % času dokonce po jeho spodním tolerančním intervalem.

Výše nastíněná historie dosahování inflačních cílů nutně evokuje otázku příčin jejich podstřelování včetně pochopitelného důrazu na roli samotné měnové politiky. Tato stať se pokouší tuto otázku zodpovědět pohledem dynamického modelu všeobecné rovnováhy konstruovaného pro popis české ekonomiky.

Silným závěrem naší analýzy je odhad strukturálních ekonomických šoků, z kterého vyplývá, že od počátku roku 1998 byla měnová politika v třech obdobích restriktivnější, než by odpovídalo pozorovanému stavu světa a vyhlášenému inflačnímu cíli. První období trvalo od druhého čtvrtletí 1998 do prvního čtvrtletí 1999, druhé pak od třetího čtvrtletí 2001 do druhého čtvrtletí 2003 a konečně třetí od třetího čtvrtletí 2004 do konce roku 2005. V jednom období, od třetího čtvrtletí 2003 až do druhého čtvrtletí 2004, naopak identifikujeme uvolněnější měnovou politiku.

Slabým závěrem je náš názor, že v prvním případě se nejspíš jednalo o pomalou reakci na odeznívající předchozí proinflační šok, v druhé případě o pomalou reakci na probíhající kurzový apreciační šok a v třetím případě o nesprávné nasměrování úrokových sazeb v době, kdy k tomu již nebyl důvod.

Vzhledem k poměrně častému pozorování kladných měnověpolitických šoků v minulosti je možné, že inflační cíl ekonomických subjektů se odchýlil od inflačního cíle vyhlášeného centrální bankou. Ačkoliv tuto hypotézu nelze testovat zcela korektním přístupem, určitou aproximací této situace může být náš experiment s nepozorovaným inflačním cílem. Inflačním cílem, který touto optikou dobře vysvětluje chování centrální banky, je cíl oscilující mezi 2 a 3 % v období od roku 2002.

REFERENCE

- ANDRLE, M., T. HLÉDIK, O. KAMENÍK A J. VLČEK (2008): "Putting in Use the New Structural Model of the Czech National Bank," Proceeding CNB Working paper, available via internet: http://www.iw.uni-bonn.de/content/institut/summerschool/andrl_cnb_wp_2007.pdf.
- BENEŠ, J., T. HLÉDIK, M. KUMHOFF A D. VÁVRA (2005): "An Economy in Transition and DSGE: What the Czech National Bank's New Projection Model Needs," Working Paper Series 12, Czech National Bank.
- BLANCHARD, O. J. A C. M. KAHN (1980): "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations," *Econometrica*, Vol. 48, No. 5, p. 1305-1312.
- DE JONG, P. (1991): "The Diffuse Kalman filter," *The Annals of Statistics*, 19(2), p. 1073-1083.
- HAMILTON, J. D. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- HARVEY, A. C. (1989): *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- HOLUB, T. A J. HURNÍK (2008): "Ten Years of Czech Inflation Targeting: Missed Targets and Anchored Expectations," *Emerging Economies Finance and Trade* (forthcoming).
- GEWEKE, J. (1999): "Computational Experiments and Reality," Society for Computational Economics, Computing in Economics and Finance No. 401.
- KING, R. A M. WATSON (1996) "Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle," *Review of Economics and Statistics*, 78, p. 35-53.
- KIM, J. (2003): "Functional equivalence between intertemporal and multisectoral investment adjustment costs," *Journal of Economics Dynamics & Control*, 27, p. 533-549.
- KOTLÁN, V. A D. NAVRÁTIL (2003): "Inflation Targeting as a Stabilisation Tool: Its Design and Performance in the Czech Republic," *Czech Journal of Economics and Finance*, Vol. 53, No. 5-6, p. 220-242.
- LUCAS, R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, p. 19-46.
- SCHMIDT-GROHÉ, S. A M. URIBE (2003): "Closing Small Open Economy Models," *Journal of International Economics*, 61, p. 163-185.
- YAARI, M. (1965): "Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer," *The Review of Economic Studies*, 32, p. 137-150.
- UHLIG, H. (1995): "A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily," Discussion Paper 97, Tilburg University, Center for Economic Research.

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 cílí 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 QPM⁴, 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:

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

kde π_{above} je definována jako: $\pi_{above} = \pi_{t/t+4}^f - \pi_t^*$, pokud $\pi_{t/t+4}^f > \pi_t^*$, 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 $\pi_{t/t+4}^f$ a π_t^* je inflační cíl v modelu QPM. Obdobně π_{below} je definována následovně: $\pi_{below} = -(\pi_{t/t+4}^f - \pi_t^*)$, pokud $\pi_{t/t+4}^f < \pi_t^*$, jinak $\pi_{below} = 0$. Odečteme-li $\pi_{above} - \pi_{below}$, dostaneme časovou řadu rozdílů predikce inflace od cíle ($\pi_{t/t+4}^f - \pi_t^*$). 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.

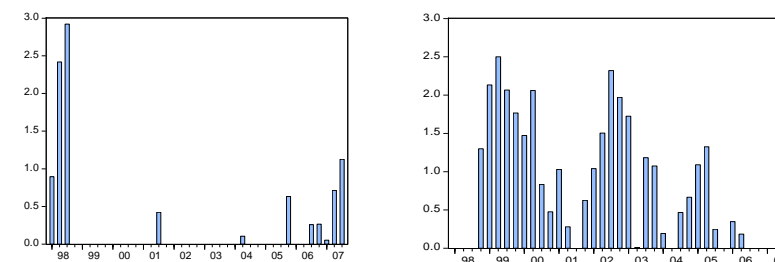
X_t reprezentuje všechny ostatní proměnné (kurz, výstupová mezera a zahraniční sazby, tj. proměnné, které jsou v empirické literatuře nejčastěji zahrnované do odhadů měnověpolitických pravidel), i_t je 3M PRIBOR, α lze v některých specifikacích měnověpolitického pravidla interpretovat jako politicky 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})

$\pi_{above} = \text{predikce} - \text{cil, pokud predikce} > \text{cil, jinak } 0.$ $\pi_{below} = -(\text{predikce} - \text{cil}), \text{ pokud predikce} < \text{cil, jinak } 0.$



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 nižší než cíl (např. pro rok 1999 je patrné, že predikce byla o cca 1,5 -2,5 p.b. nižší než cíl). Pokud predikce nebyla nižší než cíl, pak je hodnota π_{below} nula. Celkově je z grafu 1 patrné, že predikce inflace na 4 čtvrtletí dopředu byla častěji nižší 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 omezit měnovou politiku s vyšším vyhlazováním sazeb. Na druhé straně, Srouf (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 omezit. 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 obdobně metodologii použít 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. Zprvu, 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 měnověpolitickým 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 mezeza 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 mezeza 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):

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

kde i_t označuje 3M PRIBOR. i_{above} je definována jako: $i_{above} = i_{t/t+i}^f$, pokud $i_{t/t+i}^f > i_{t-1/t+i-1}^f$, jinak $i_{above} = 0$. Prognóza sazeb v čase t na i čtvrtletí vpřed je označena jako $i_{t/t+i}^f$ (v naší analýze se i rovná buď 1Q nebo 4Q). Obdobně i_{below} je definována následovně: $i_{below} = i_{t/t+i}^f$, pokud $i_{t/t+i}^f < i_{t-1/t+i-1}^f$, 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, $i_{t/t+i}^f$. Rovnice (2) je odhadnuta metodou nejmenších čtverců, jelikož všechny vysvětlující proměnné jsou již známé před měnověpolitickým zasedáním.

3. VÝSLEDKY

Výsledky odhadů měnověpolitického pravidla lze nalézt v tabulce 1. Koeficient u proměnné π_{above} je ve všech 4 specifikacích větší než koeficient u proměnné π_{below} 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 měnověpolitického 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]
Mezeza 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, mezeza výstupu a zahraniční sazby). Mezeza výstupu není signifikantní. Dle výsledků v sloupci (3) je apreciacie 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 měnověpolitického 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,

kteřá by přispívala k návratu inflace zpět k cíli). Navíc pokud porovnáme adj. R² pro pravidlo s predikcí 4Q vs. 1Q (viz tabulky 1 a 2), vidíme, že adj. R² 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. Případně 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 měnověpolitického pravidla (kvůli nízkému počtu pozorování):

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

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 měnověpolitického 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 měnověpolitické pravidlo s daty 1998-2002, které potvrzuje, že asymetrii měnové politiky lze pozorovat pouze v období těsně po přijetí inflačního cílování. Taktéž výsledné hodnoty R² 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 R² relativně vysoké, pro ostatní specifikace hodnota R² výrazně klesá. To značí, že naše nelineární/asymetrické měnověpolitické pravidlo vystihuje chování veličin relativně dobře na datech z počátku inflačního cílování, zatímco poté je „fit“ měnověpolitického 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 měnověpolitického 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 měnověpolitického 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*** [0,76]	2,54*** [0,64]	2,91*** [0,64]	2,77*** [0,50]	2,18*** [0,13]	6,33*** [1,67]
π_{above}	4,58*** [0,56]	0,75 [0,70]	0,21 [0,59]	0,42 [0,40]	0,77*** [0,20]	3,49*** [0,73]
π_{below}	1,48** [0,64]	1,19** [0,59]	0,43 [0,41]	0,18 [0,26]	0,39** [0,16]	0,38 [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* [0,10]		0,55*** [0,06]
i_{above}	0,94*** [0,06]	0,78*** [0,11]	0,39*** [0,07]	0,31*** [0,11]
i_{below}	1,01*** [0,06]	0,80*** [0,13]	0,49*** [0,08]	0,32*** [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 měnověpolitického pravidla. Odhady měnověpolitického pravidla naznačují, že po zavedení inflačního cílování ČNB reagovala agresivněji na predikci inflace směřující nad cíl. Tato asymetrie ovšem mizí, pokud provedeme odhady měnověpolitického 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 PRAVIDLA⁸

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):

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

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, $E(\cdot)$ 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 mezeru výstupu je nulová), rozdíl 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 úrokovou míru 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).

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* + v_t \quad (4)$$

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):

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

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).

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta(\pi_{t+i}^f - \pi_{t+i}^*) + \gamma x_t] + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

kde i_t je 3M PRIBOR, α je politicky neutrální sazba, π_{t+i}^f 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 $k = (\pi_{t+i}^f - \pi_{t+i}^*)$. Definujme π_{above} jako: $\pi_{above} = \pi_{t+i}^f - \pi_t^*$, pokud $\pi_{t+i}^f > \pi_t^*$, jinak $\pi_{above} = 0$ a $\pi_{below} = -(\pi_{t+i}^f - \pi_t^*)$, pokud $\pi_{t+i}^f < \pi_t^*$, 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 $\beta_1 = \beta_2$.

KAPITOLA 10

PŘÍČINY PODSTŘELOVÁNÍ CÍLE: ROLE INFLAČNÍCH OČEKÁVÁNÍ

ROMAN HORVÁTH

1. ÚVOD

Režim inflačního cílování byl v České republice zaveden před 10 lety a stále existuje pouze poměrně málo empirických studií, které by se explicitně zabývaly vyhodnocením, zda a jak přispěl tento měnověpolitický režim k ukotvení inflačních očekáváníí.¹ Hlavním přispěvkem tohoto článku je odhadnout, jak inflační cíl ČNB a její měnová politika ovlivňují tvorbu inflačních očekáváníí zejména ve vztahu k častému podstřelování inflačního cíle.

Jako jedna z možností podstřelování inflačního cíle je i hypotéza „hyperkredibilního“ inflačního cíle, tj. že snížení inflačního cíle o 1 p.b. vyvolá v dlouhém období snížení inflačních očekáváníí o více než 1 p.b. Nižší inflační očekáváníí ekonomických subjektů by tak následně přispěla k stabilizaci inflace na hodnotách pod inflačním cílem. Dle naší ekonometrické analýzy je inflační cíl významným determinantem inflačních očekáváníí, není ovšem nalezena podpora pro hypotézu „hyperkredibilního“ cíle.² Na základě dat z let 1999–2007 naše odhady ukazují, že snížení inflačního cíle o 1 p.b. bylo v průměru doprovázeno snížením inflačních očekáváníí finančního trhu o cca 0,4 p.b. pro inflační očekáváníí v horizontu 12 měsíců a o cca 0,6 p.b. pro inflační očekáváníí v horizontu 36 měsíců.

Dále se tento článek věnuje vztahům mezi inflačními očekáváníími, cílem a dalšími makroekonomickými proměnnými v krátkém období pomocí analýzy impulsních odezev a dekompozice variance v tzv. modelu vektorové autoregrese s blokovou restrikcí.³ Nalézáme statisticky významný pokles inflačních očekáváníí v reakci na zpřísnění měnové politiky i na pokles inflačního cíle. Provedená ekonometrická analýza celkově poukazuje na kredibilitu měnové politiky ČNB. Zatímco krátkodobě jsou nejvýznamnějším determinantem inflačních očekáváníí ceny potravin, v delším horizontu je to inflační cíl, který ovlivňuje vývoj inflačních očekáváníí. Celkově výsledky indikují, že měnová politika ČNB ukotvila inflační očekáváníí.

Článek je organizován následovně. Druhá část obsahuje krátký popis ekonometrického modelu a dat. Třetí část prezentuje výsledky a čtvrtá shrnuje závěry. Poté následuje příloha s dodatečnými výpočty.

¹ Světová empirická literatura standardně analyzuje, jaký je dopad inflačního cíle na další makroekonomické veličiny (např. vývoj – očekávané – inflace a HDP) nebo jejich charakteristiky (např. volatilita nebo persistence inflace). Např. Mishkin a Schmidt-Hebbel (2006) analyzují dopad inflačního cílování na výši inflace a intenzitu reakce inflace na různé šoky. Levin *et al.* (2004), Vega a Winkelried (2005) a Yigit (2007) zkoumají, zda zavedení inflačního cíle snižilo persistenci a volatilitu inflace. Johnson (2002, 2003), de Mello a Mocero (2006) a Cerisola a Gelos (2008) vyhodnocují dopad inflačního cíle na výši očekávané inflace. Na základě českých dat Holub a Hurník (2008) zkoumají obecně tvorbu inflačních očekáváníí, Holub (2008) se věnuje roli podstřelení cíle na inflační očekáváníí, Babetskii, Coricelli a Horváth (2007) a Franta, Saxa a Šmídková (2007) analyzují mimo jiné dopad zavedení inflačního cíle na persistenci inflace.

² Další možností, proč se inflační očekáváníí nacházela často pod inflačním cílem, je zabudování výrazné kurzové apreciace v letech 2002–2003 do inflačních očekáváníí. Tímto kanálem se zabývá příspěvek „Odchylyky inflace od cílů ČNB – jejich příčiny a dopady do inflačních očekáváníí“ v tomto sborníku.

³ Konkrétně tato restrikce znemožňuje reakci inflačního cíle na ostatní proměnné, více v popisu ekonometrického modelu v druhé části.

2. POPIS EKONOMETRICKÉHO MODELU

2.1 Model vektorové korekce chyb

Model vektorové korekce chyb (VECM, vector error correction model) Johansena a Juseliuse používáme k vyhodnocení významnosti a existence dlouhodobého vztahu mezi inflačním cílem a inflačními očekáváníími a případně dalšími makroekonomickými proměnnými.

V maticovém vyjádření má tzv. redukovaný VECM model následující tvar:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Pi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde y_t je vektor proměnných ε_t vektor reziduí, μ vektor konstant a Π_i matice parametrů k odhadnutí.⁴ Odhadujeme několik specifikací, které se liší dle toho, které proměnné zahrnujeme do vektoru y_t . Nejjednodušší specifikace obsahují pouze inflační očekáváníí, cíl a skutečnou inflaci, nejpůlnější se skládají z těchto veličin: $y_t = [\pi_t^*, \pi_t^{com}, \pi_t^{food}, \Delta s_t, \pi_t, \pi_t^{exp}, i_t]$. π_t^* označuje inflační cíl ČNB (v období, kdy cíl byl vyhlášen pouze jako pásmo, se jedná o střední hodnotu pásma a v období, kdy cíl byl stanoven v čisté inflaci, jsou příslušné hodnoty převzaty z hlavního predikčního modelu ČNB – QPM), π_t^{com} je inflace cen komodit, π_t^{food} reprezentuje inflaci cen potravin, Δs_t zachycuje změnu kurzu, π_t je CPI inflace, π_t^{exp} označuje inflační očekáváníí finančního trhu na 12, resp. 36 měsíců vpřed a i_t je 3M PRIBOR.

2.2 Model vektorové autoregrese s blokovou restrikcí

Pro analýzu krátkodobých dynamických vztahů mezi inflačním cílem a inflačními očekáváníími využíváme vektorové autoregrese s blokovou restrikcí (Zha, 1999, Lutkepohl, 2005), který je definován následovně:

$$\begin{bmatrix} y_t^1 \\ y_t^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}^1 & 0 \\ A_{21}^1 & A_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^1 \\ y_{t-1}^2 \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} A_{11}^1 & 0 \\ A_{21}^1 & A_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-p}^1 \\ y_{t-p}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \end{bmatrix} \quad (2)$$

kde vektor $y_t^1 = [\pi_t^*]$, tj. vektor obsahuje pouze inflační cíl ČNB a vektor y_t^2 obsahuje zbylé proměnné, tj. $y_t^2 = [\pi_t^{com}, \pi_t^{food}, \Delta s_t, \pi_t, \pi_t^{exp}, i_t]$. Tato bloková restrikce znemožňuje, aby inflační cíl reagoval na vývoj ostatních proměnných.⁵ Tato bloková restrikce ve svém důsledku znamená, že

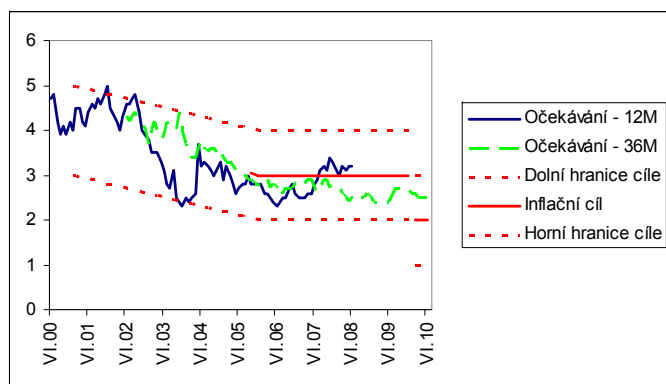
⁴ Počet zpoždění ve VECM modelu určujeme standardně dle Schwarzova informačního kritéria. V našem případě je počet zpoždění roven 1 nebo 2 v závislosti na specifikaci vektoru proměnných.

⁵ Obdobnou množinu proměnných používá i práce Holub a Hurník (2008), která se rovněž zabývá analýzou inflačních očekáváníí pomocí jednoduchého modelu vektorové autoregrese. My navíc oproti této práci přidáváme inflační cíl s blokovou restrikcí, což nám umožňuje explicitně analyzovat vliv inflačního cíle na inflační očekáváníí. Vzhledem k tomu, že v empirické části jsou využity měsíční frekvence dat, není ve vektoru proměnných zahrnuta explicitně cyklická složka. Bylo by totiž nutné interpolovat čtvrtletní mezeru výstupu na měsíční frekvenci a vytvořit tak časovou řadu, která by měla 2/3 „umělé“ vytvořených pozorování, což je obzvláště problematické v dynamických modelech jako VAR, jelikož by byla tato „umělé“ vytvořená pozorování regresována sama na sebe. Taková procedura

ostatní proměnné ve VAR jako např. inflace cen potravin v měsíci $t-1$ nemůže ovlivnit výši inflačního cíle v měsíci t . Motivací této restrikce bylo učinit inflační cíl v krátkém období exogenní vůči ostatním makroveličinám a tím i daný VAR model více realistický. Výhodou této metody je i menší náročnost na stupně volnosti, jelikož se odhaduje méně parametrů. Zdrojem dat je veřejně přístupná databáze ČNB ARAD (viz http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.STROM_KOREN).

Pro empirickou analýzu v tomto článku využíváme měsíční data od června 1999 do června 2007 o inflačních očekáváních finančního trhu v horizontu 12 a 36 měsíců v rámci šetření prováděných ČNB.⁶ Inflační očekávání finančního trhu v horizontu 12 a 36 měsíců v porovnání s inflačním cílem je zachyceno v grafu 3. Je patrné, že očekávání se dlouhodobě pohybují uvnitř cílového, resp. tolerančního pásma, nicméně očekávání v horizontu 36 měsíců se stabilizovala pod bodovým cílem. Je pochopitelně otázkou, do jaké míry lze inflační očekávání finančních analytiků brát jako ukazatel inflačních očekávání ekonomických subjektů. Vzhledem k vysoké korelaci (viz pozn. pod čarou 9) mezi inflačními očekáváními analytiků s podnikovou sférou se lze domnívat, že námi používaná očekávání jsou reprezentativní alespoň pro firemní sektor. Tuto domněnku podporují i výsledky odhadu dvourovnicového VAR modelu s inflačními očekáváními firem a analytiků, které ukazují, že očekávání analytiků statisticky významně ovlivňuje očekávání firem (výsledky jsou k dispozici na požádání).

Graf 1: Inflační očekávání (horizont 12 a 36 měsíců) a inflační cíl



Poznámka: Pro porovnání s inflačním cílem ČNB jsou inflační očekávání v horizontu 12 a 36 měsíců posunuta o 1, resp. 3 roky vpřed.

by mohla vést k problému tzv. zdánlivé regrese. V literatuře někdy používaná industriální produkce je příliš volatilní na to, aby zachytila vliv cyklu.

6 Dřívější data nejsou k dispozici. ČNB rovněž čtvrtletně provádí šetření inflačního očekávání firem a domácností. Tato data ovšem nevyužíváme z několika následujících důvodů. Za prvé, šetření se provádí pouze čtvrtletně, což významně snižuje počet pozorování pro ekonometrickou analýzu, jejíž výsledky by tím byly zajisté negativně poznamenány (mnohem vyšší nejistota odhadů). Inflační očekávání podnikové sféry jsou navíc silně korelována s inflačními očekáváními finančních trhů (v našem vzorku dat je korelace 0,93). Inflační očekávání domácností se významně míjí s realitou a jejich korelace s budoucí skutečnou inflací v našem vzorku dat byla statisticky nevýznamná.

3. VÝSLEDKY

Dlouhodobý vztah (tzv. kointegrační vektor) mezi inflačními očekáváními a ostatními veličinami prezentujeme v tabulce 1.⁷ Z tabulky je patrné, že snížení inflačního cíle o 1 p.b. bylo doprovázeno snížením inflačních očekávání na horizontu 12 měsíců o cca 0,3–0,5 p.b. V případě inflačních očekávání na horizontu 36 měsíců odhad indikuje hodnotu o něco vyšší, a to cca 0,6 p.b. Dále vidíme, že existuje dlouhodobý vztah i mezi vývojem celkové inflace a inflačních očekávání. Tabulka 1 rovněž poukazuje na to, že apreciacie kurzu byla doprovázena nižšími inflačními očekáváními. Z odhadnutých koeficientů vyplývá, že apreciacie kurzu o 1 p.b. byla doprovázena snížením inflačních očekávání o cca 0,03 až 0,04 p.b., což je překvapivě relativně malý dopad. Dále vidíme, že nastavení úrokových sazeb souvisí s tvorbou inflačních očekávání. Vyšší sazby lze předpokládat v období vyšších inflačních očekávání (i když pro inflační očekávání na horizontu 36 měsíců není tento vztah statisticky významný). Inflace cen potravin není v dlouhém období významná pro vývoj inflačních očekávání (zatímco v krátkodobém horizontu významná je, viz text dále). Rovněž inflace cen komodit se v dlouhodobém horizontu nejeví jako příliš určující pro tvorbu inflačních očekávání (v jednom případě vztah není statisticky významný, i když v druhém ano, ale odhadnutý koeficient má opačné znaménko), což vzhledem k volatilitě této veličiny asi není příliš překvapivé.

Tabulka 1: Inflační očekávání a inflační cíl, dlouhodobý vztah, 1999–2007

	Inflační očekávání - horizont 12 měsíců			Inflační očekávání - horizont 36 měsíců		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Inflační cíl	0,55*** [0,16]	0,32* [0,18]	0,33** [0,15]	0,58*** [0,02]	0,58*** [0,03]	0,62*** [0,15]
Komoditní inflace			-0,01** [0,005]			-0,004 [0,003]
Inflace cen potravin			-0,05 [0,04]			0,001 [0,05]
Změna kurzu			0,03** [0,01]			0,04*** [0,01]
Inflace		0,45*** [0,12]	0,21** [0,08]		0,05** [0,02]	0,17** [0,08]
3M PRIBOR			0,37*** [0,11]			0,12 [0,10]
Počet pozorování	94	94	94	94	94	94

Poznámka: Standardní odchylky jsou v závorkách pod odhadnutým parametrem. *, **, *** označuje signifikanci na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

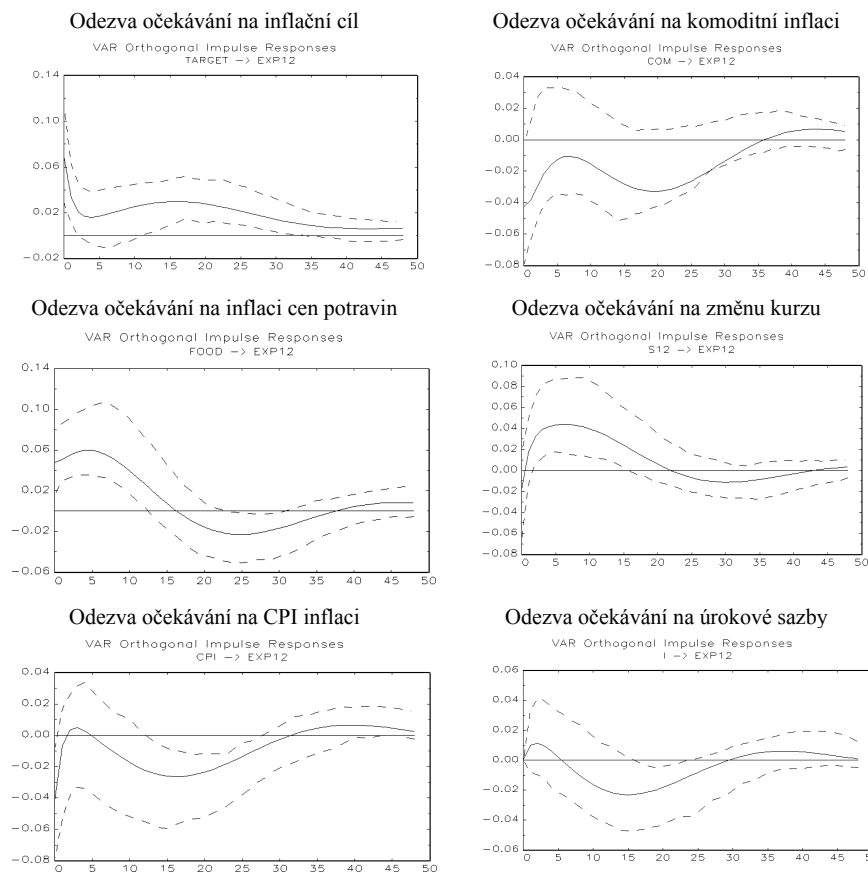
⁷ Příslušné testy indikovaly existenci jednoho kointegračního vektoru.

Dále prezentujeme odhady výše popsaného modelu VAR s blokovou restrikcí standardně ve formě impulsních odezvy a dekompozice variance (jak již bylo poznamenáno výše, tento model je na rozdíl od předchozího modelu vhodnější k analýze krátkodobých vztahů). Graf 2 znázorňuje reakci inflačních očekávání na šok ze zbylých proměnných našeho modelu. Výsledky implikují, že při snížení inflačního cíle se inflační očekávání statisticky významně snižují (obrázek v levé horní části grafu), což naznačuje, že inflační cíl ČNB ukotvoval během sledovaného období inflační očekávání finančního trhu (což potvrzuje závěry práce Holub a Humík, 2008).⁸ Zvýšení inflace cen komodit nemá statisticky významný dopad na inflační očekávání (konfidenční intervaly jsou příliš široké). Vyšší inflace cen potravin vede ke krátkodobému zvýšení inflačních očekávání (v horizontu do cca 12 měsíců se jedná o zvýšení statisticky významné). Dále výsledky VAR modelu poukazují na význam fluktuace kurzu při tvorbě inflačních očekávání. Depreciace kurzu vede k vyšším inflačním očekáváním; tento efekt je statisticky významný mezi zhruba 3 a 9 měsícem po kurzovém „šoku“. Nárůst CPI inflace dle výsledků nemá zpočátku signifikantní dopad na inflační očekávání a v horizontu okolo 18 měsíců je nárůst inflace spojen s nižšími inflačními očekáváním. To může reflektovat fakt, že ekonomické subjekty očekávají nižší inflaci v budoucnu z důvodu předpokládané reakce měnové politiky na vyšší inflaci. Podobně růst sazeb je spojen se signifikantním poklesem očekávání, jelikož trh očekává pokles budoucí inflace jakožto reakci na restriktivnější nastavení měnové politiky (odezva inflačních očekávání je signifikantní opět až po cca 6 čtvrtletích, což patrně reflektuje vnímání měnověpolitického horizontu ČNB). Toto, vedle efektu inflačního cíle na inflační očekávání, lze interpretovat jako další evidenci kredibilní měnové politiky. V Apendixu jsou prezentovány dodatečné impulsní odezvy (odezva inflace na měnověpolitický šok a na inflační cíl). Výsledky ukazují, že měnová restrikce vede k nižší inflaci a snížení inflačního cíle je doprovázeno nižší inflací.

V grafu 3 prezentujeme výsledky s inflačními očekáváním v horizontu 36 měsíců (zbytek modelu zůstává nezměněn). Výsledky do velké míry podporují interpretaci výsledku v grafu 2 (s inflačními očekáváním v horizontu 12 měsíců). Inflační cíl má systematický efekt na inflační očekávání. Poněkud překvapivě trh přehodnocuje v závislosti na vývoji cen potravin svá inflační očekávání i v tomto horizontu (i když impulsní odezva je signifikantní pouze krátkodobě). Současné kurzové fluktuace ovlivňují tvorbu inflačních očekávání, kurzová deprecie vede ke snížení očekávané inflace (tento efekt patrně reflektuje očekávání finančního trhu, že současná deprecie kurzu zvýší predikci inflace centrální banky, která poté zareaguje vyššími sazbami, jenž se zpožděním sníží inflaci, a proto i inflační očekávání na horizontu 36 měsíců). Vývoj současné CPI inflace a nastavení sazeb má spíše zanedbatelný vliv na inflační očekávání na tři roky dopředu.

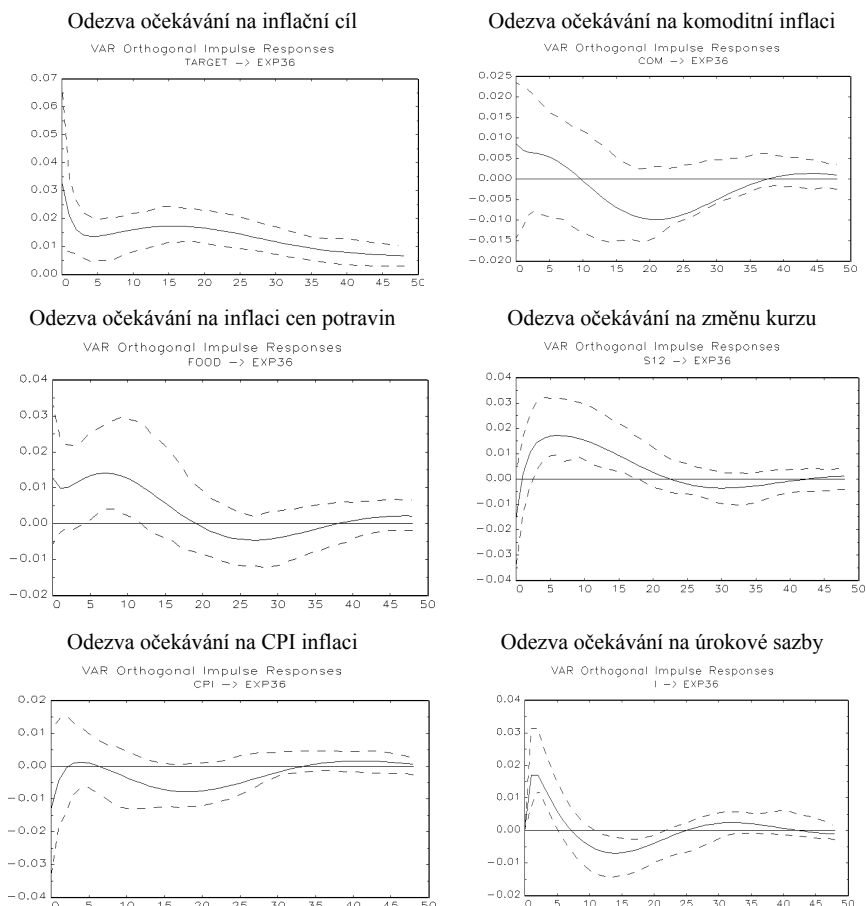
⁸ Byla spočítána taktéž i kumulovaná impulsní odezva očekávání na cíl, která indikuje, že snížení cíle o 1 p.b. snižuje očekávání o 0,35 p.b. rok po šoku a o 0,6 p.b. dva roky po šoku. Kumulované odezvy byly podobné, i v případě využití inflačních očekávání v horizontu 36 měsíců. Celkově tyto výsledky tak nepodporují hypotézu „hyperkredibilního“ cíle. Dále byly provedeny Chowovy predikční testy za účelem vyhodnotit, zda přechod z podmíněné na nepodmíněnou prognózu ČNB v polovině roku 2002 způsobil strukturální zlom v inflačních očekáváním. Pro oba horizonty inflačních očekávání výsledné testy neodmítají nulovou hypotézu – příslušné bootstrapované p-hodnoty byly 0,21, respektive 0,78 – a tedy nenalézáme podporu pro strukturální zlom. Tyto VAR modely byly odhadnuty i na základě dat 1999M6-2006M1. Výsledky jsou téměř neměnné vůči výsledkům prezentovaným v grafech 2 a 3. Důvodem této citlivosti analýzy je fakt, že hodnota inflačního cíle se od roku 2006 neměnila a měla tak nulovou variabilitu.

Graf 2: Inflační očekávání (horizont 12 měsíců): Impulsní odezvy, VAR s blokovou restrikcí



Poznámka: Osa x znázorňuje čas v měsících. Plná čára znázorňuje impulsní odezvu, přerušované čáry reprezentují 95% konfidenční interval vypočítaný Efronovou bootstrap metodou (lze tedy říci, že reakce inflačních očekávání je v daný měsíc statisticky významná, pokud se oba konfidenční intervaly nacházejí buď pod, nebo nad osou x). Identifikace šoků dle Choleského dekompozice.

Graf 3: Inflační očekávání (horizont 36 měsíců): Impulsní odezvy VAR s blokovou restrikcí

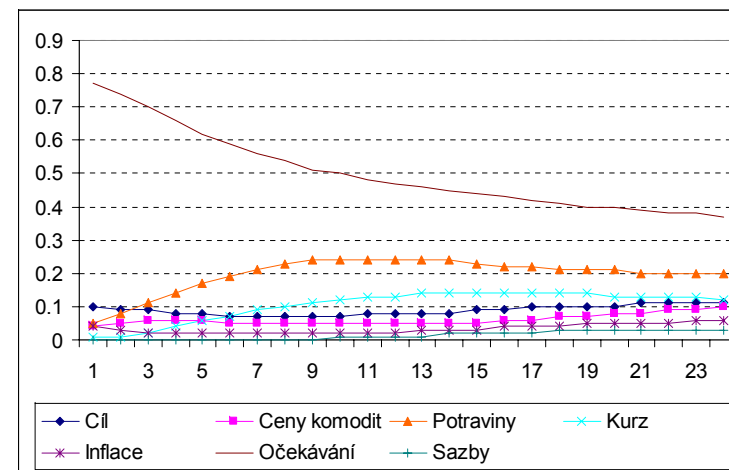


Poznámka: Osa x znázorňuje čas v měsících. Plná čára znázorňuje impulsní odezvu, přerušované čáry reprezentují 95% konfidenční interval vypočítaný Efronovou bootstrap metodou (lze tedy říci, že reakce inflačních očekávání je v daný měsíc statisticky významná, pokud se oba konfidenční intervaly nacházejí buď pod, nebo nad osou x). Identifikace šoků dle Choleského dekompozice.

Grafy 4 a 5 prezentují dekompozici variance pro inflační očekávání na horizontu 12, resp. 36 měsíců. Z grafu 4 je patrné, že za krátkodobou variabilitu inflačních očekávání na horizontu 12 měsíců stojí z cca 20-25% variabilita inflace cen potravin, z 10 % změna inflačního cíle, z cca 15 % měnové podmínky (význam kurzu je vyšší než význam sazeb). Velký význam cen potravin pro tvorbu inflačních očekávání potvrzují i nově dostupná data z přelomu 2007/2008, která vykazují

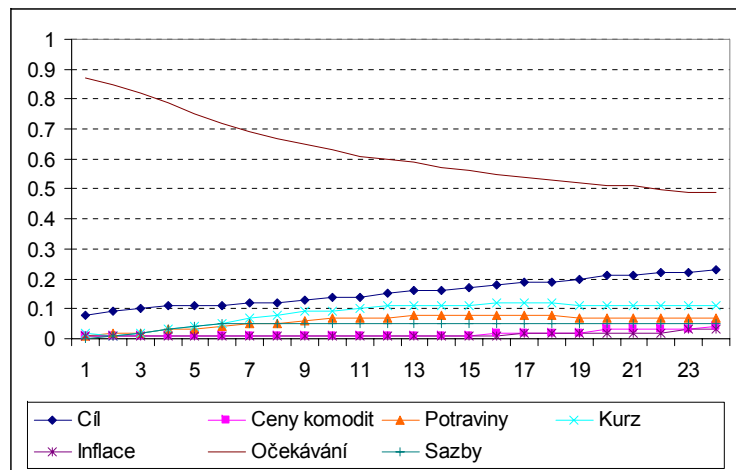
nárůst inflačních očekávání ve světle vysokého růstu cen potravin. Význam inflace cen komodit a celkové inflace dosahuje méně než 10 %. Na základě nízkého významu cen komodit lze předpokládat, že trh nepředpokládá výraznější dlouhodobé sekundární efekty cen komodit na inflaci. Zbylá variabilita připadá inflačním očekáváním samotným.

Graf 4: Inflační očekávání (horizont 12 měsíců): Dekompozice variance, VAR s blokovou restrikcí



Poznámka: Osa x znázorňuje čas v měsících.

Pro variabilitu inflačních očekávání na horizontu 36 měsíců v grafu 5 vidíme, že význam inflace cen potravin výrazně klesá (z výše zmiňovaných 20-25 % na hodnoty pod 10 %). Významnost měnových podmínek zůstává víceméně stejná okolo 15 % stejně jako ostatních veličin kromě inflačního cíle. Význam inflačního cíle pro variabilitu inflačních očekávání vzrůstá z výše zmiňovaných 10 % na cca 20 %. Zvýšení důležitosti inflačního cíle tak patrně poukazuje na kredibilitu měnové politiky ČNB, jelikož krátkodobě jako nejvýznamnější determinant je nalezen vývoj cen potravin, v delším horizontu je to inflační cíl, který ovlivňuje přehodnocování inflačních očekávání finančního trhu. Zbytkovou variabilitu dosahující vysokých 50 % lze přisoudit inflačním očekáváním samotným. To na jedné straně poukazuje na stabilitu inflačních očekávání na predikčním horizontu 36 měsíců (finanční trh „jen tak nepřehodnotí svůj náhled na vývoj inflace 3 roky vpřed“), na druhé straně to rovněž asi ukazuje, že náš model je patrně o něco vhodnější k analýze inflačních očekávání na 12 měsíců a že bychom mohli zahrnout do modelu další faktory zachycující hospodářský cyklus.

Graf 5: Inflační očekávání (horizont 36 měsíců): Dekompozice variance, VAR s blokovou restrikcí


Poznámka: Osa x znázorňuje čas v měsících.

4. ZÁVĚR

Tento článek se primárně zabývá rolí inflačního cíle pro vývoj inflačních očekávání pomocí modelu vektorové korekce chyb a vektorové autoregrese s blokovou restrikcí na základě měsíčních dat z let 1999–2007. Provedená ekonometrická analýza nenalézá podporu pro hypotézu „hyperkredibilního“ inflačního cíle, tj. že snížení inflačního cíle o 1 p.b. bylo doprovázeno snížením inflačních očekávání o více než 1 p.b. Výsledky nicméně ukazují, že inflační cíl je významným determinantem inflačních očekávání a pro tvorbu inflačních očekávání finančního trhu je důležitější než vývoj současné inflace. Další závěr je, že inflační očekávání statisticky významně klesají v reakci na zpřísnění měnové politiky i na pokles inflačního cíle. Celkově tedy výsledky indikují, že měnová politika ukotvila inflační očekávání.

REFERENCE

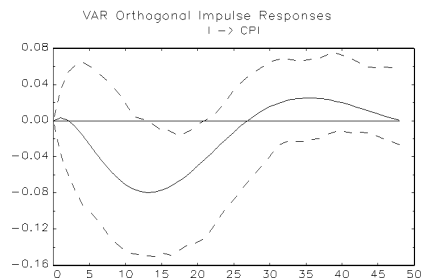
- BABETSKII, I., F. CORICELLI A R. HORVÁTH (2007): “Measuring and Explaining Inflation Persistence: Disaggregate Evidence on the Czech Republic,” Czech National Bank Working Paper, No.1.
- CERISOLA, M. A G.R. GELOS (2008): “What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis,” *Applied Economics*, v tisku.
- DE MELLO A D. MOCCERO (2006): “Monetary Policy and Inflation Expectations in Latin America: Long-Run Effects and Volatility Spillovers,” OECD Economics Department Working Papers, No. 518.
- FRANTA, M., B. SAXA, A K. ŠMÍDKOVÁ (2007): “Inflation Persistence: Euro Area and New Member States,” European Central Bank, Working Paper, No. 810.
- HOLUB, T. (2008): “Odchytky inflace od cílů ČNB – jejich příčiny a dopady do inflačních očekávání,” ČNB (tento sborník).
- HOLUB, T. A J. HURNÍK, (2008): “Ten Years of Czech Inflation Targeting: Missed Targets and Anchored Expectations,” *Emerging Markets Finance and Trade*, v tisku.
- JOHNSON, D. (2002): “The Effect of Inflation Targeting on the Behavior of Expected Inflation: Evidence from an 11 Country Panel,” *Journal of Monetary Economics*, 49, 1521-1538.
- JOHNSON, D. (2003): “The Effect of Inflation Targets on the Level of Expected Inflation in Five Countries,” *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1076-1081.
- LEVIN, A., F. NATALUCCI, A J. PIGER (2004): “Explicit Inflation Objectives and Macroeconomic Outcomes,” European Central Bank Working Paper, No. 383.
- LUTKEPOHL, H. (2005): *New Introduction to Multiple Time Series*, Springer-Verlag, Berlin.
- MISHKIN, F. A K. SCHMIDT-HEBBEL (2006): “Does Inflation Targeting Make a Difference?, Czech National Bank Working Paper, No. 13.
- VEGA, M. A D. WINKELRIED (2005): “Inflation Targeting and Inflation Behavior: A Successful Story?, *International Journal of Central Banking*, 153–175.
- YIGIT, T. (2007): “Inflation Targeting: An Indirect Approach to Assess the Direct Impact,” Bilkent University Working Paper, No. 6/2007.
- ZHA, T. (1999): “Block Recursion and Structural Vector Autoregressions,” *Journal of Econometrics*, 90, 291-316.

PŘÍLOHA: DODATEČNÉ IMPULSNÍ ODEZVY

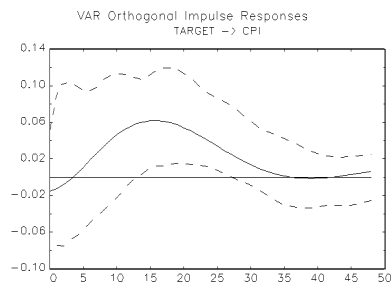
Inflační očekávání (horizont 12 měsíců): Impulsní odezvy,

VAR s blokovou restrikcí

Odezva inflace na úrokovou sazbu



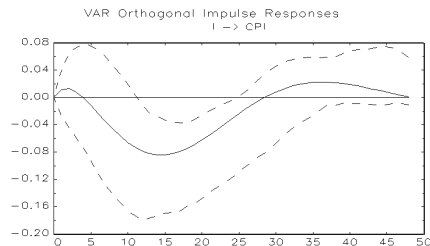
Odezva inflace na inflační cíl



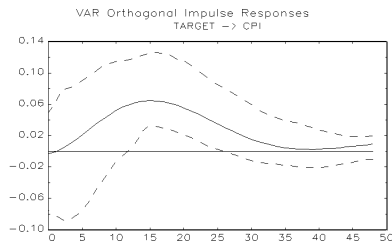
Inflační očekávání (horizont 36 měsíců): Impulsní odezvy,

VAR s blokovou restrikcí

Odezva inflace na úrokovou sazbu



Odezva inflace na inflační cíl



Vydává:

Na Příkopě 28
115 03 Praha 1
Česká republika

Kontakt:

SAMOSTATNÝ ODBOR KOMUNIKACE

Tel.: + 420 2 244 13 494

Fax.: + 420 2 244 12 179

e-mail: research@cnb.cz

<http://www.cnb.cz>

ISBN 978-80-87225-10-3

ROK VYDÁNÍ: 2008

© ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA