

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 oprostění 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.

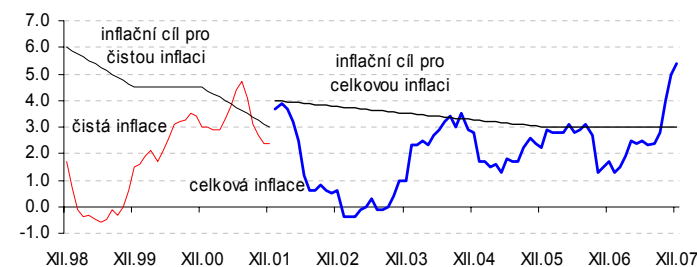
Výsledky provedených výpočtů naznačují, že jako statisticky věrohodnější se jeví vysvětlení skrze vychýlení měnové politiky ČNB. Bližší pohled na období od roku 2002 vede dále k závěru, že výchylna měnové politiky ČNB v tomto období vznikala nikoli během rozhodování bankovní rady, nýbrž už při tvorbě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

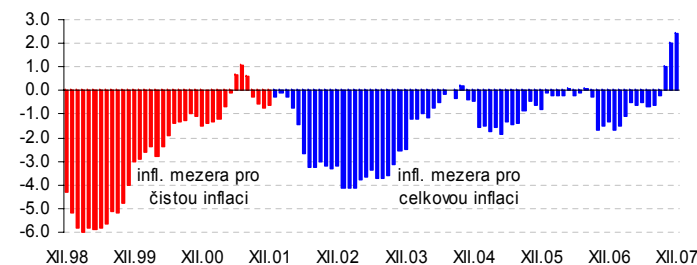
2. ZKOUMANÉ OBDOBÍ

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 zbylé 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 pro měnovou politiku velmi nepříjemných měsíců deflace. Navíc se v období let 1998–2007 postupně měnilo personální 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 mezeru 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 „rozpuštět“. Do tohoto rozpuštění 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 popsána 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 mezeru 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 apreciací 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 všimnat 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 neprojeví 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 projeveného 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 projeví 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.

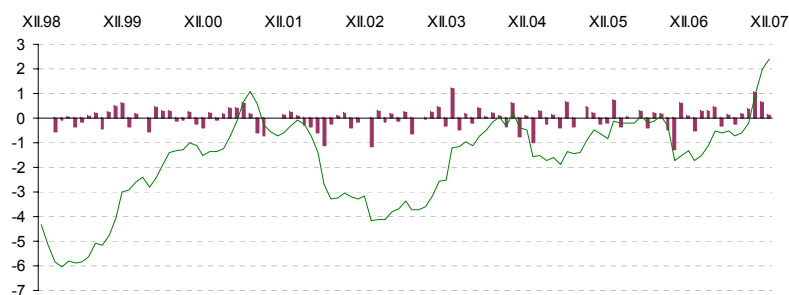
5. VÝSLEDKY

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

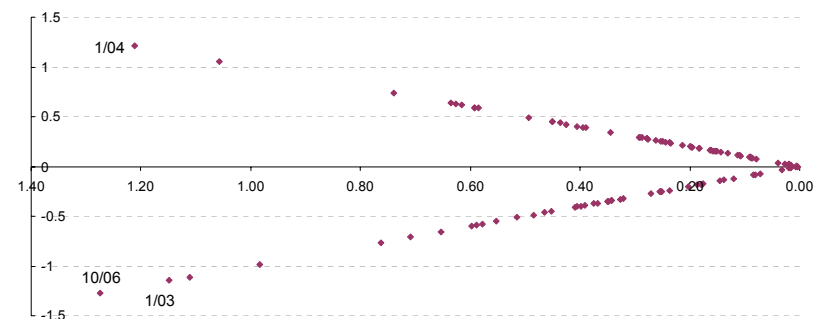
Minimalizace *standardního* AIC ukazuje na AR(2) jako nevhodnější model vývoje inflační mezery a vede k identifikaci některých šoků jako statisticky významných. Protože však pro malé vzorky je AIC_c vhodnější a pro velké vzorky konverguje AIC_c ke standardnímu AIC, je lepší se řídit hodnotami AIC_c.

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



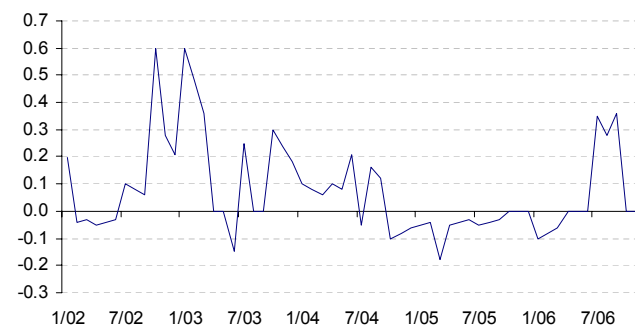
Graf 4: Rezidua AR(2) modelu inflační mezery, pořadí podle velikosti



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 použitá 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 projeveného 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>.