



**Ministerstvo financí
České republiky**

Výzkumná studie

Inflační očekávání

Marián Vávra

č. 1/2005

Inflační očekávání

Marián Vávra

Abstrakt

Inflační očekávání hrají klíčovou roli v ekonomice, neboť ekonomické subjekty ji v určité míře využívají při svých rozhodnutích. Vzhledem k faktu, že centrální banky v novodobé historii mají explicitní či implicitní cíl zejména v podobě cenové stability stává se pro ně inflační očekávání velmi důležitým aspektem při řízení měnové politiky. Přestože o důležitosti inflačních očekávání existuje všeobecný konsensus, spory přetrvávají zejména v tom, jakým mechanismem jsou inflační očekávání formována a jakým způsobem lze získat jejich věrohodné odhady. Pro odvození inflačních očekávání se v praxi využívá celá řada metod: konjunkturální průzkumy, informace z finančního trhu, předstihové ukazatele apod. Ze zahraniční literatury vyplývá, že konjunkturální průzkumy, prováděné u domácností či ekonomických odborníků, mohou být poměrně zajímavým nástrojem pro odvození nejen inflačních očekávání subjektů. Z tohoto důvodu jsme se rozhodli popsat teoretické zázemí metody, která dokáže s jistým omezením pracovat s výsledky konjunkturálních průzkumů. Metoda se nazývá CP metoda podle autorů J. Carlsona a M. Parkina, kteří v roce 1975 finalizovali teoretické odvození celého modelu. Důvodů proč jsme se zaměřili právě na vysvětlení tohoto přístupu je pochopitelně více. Prvním je poměrně dlouhá tradice konjunkturálních šetření v ČR, které ovšem nejsou, dle našeho názoru, plně využity při makroekonomických analýzách či predikcích. Druhým důvodem je, že tato metoda dokáže s určitým omezením převádět původní data (tzv. salda) konjunkturálních šetření na kvantitativní hodnoty srovnatelné s referenční řadou. Dalším důvodem je, že v české literatuře nebyl dosud tento přístup prezentován.

Inflation Expectations

Marián Vávra

Abstract

A new method of estimation of inflation expectations based on probability approach developed by Carlson and Parkin in 1975 is presented in this paper. There are three basic reasons of our interest in this topic. The first one is a quite long history of business survey data in the Czech Republic that have not been, however, fully used for the purposes of macroeconomic analysis or forecasts so far. The second reason is that the mentioned method can convert, with some limitations, the raw business survey data (in a form of balances) into the quantitative data comparable with the reference series (e.g. inflation rate, industrial production growth, etc.). The third one is that this probability approach has not been published in the Czech economic literature so far.

Inflační očekávání

Marián Vávra*
Ministerstvo financí
Letenská 15
Praha 1
118 10
marian.vavra@mfcz.cz

leden 2005

*Studie je výsledkem práce odboru Finanční politiky, oddělení Makroekonomického modelování Ministerstva financí České republiky (MF ČR). Upozorňujeme však, že názory zde prezentované se nutně nemusí shodovat s oficiálními názory MF ČR na tuto problematiku.
Autor by rád poděkoval Kateřině Šmídkové z ČNB za cenné připomínky a rady, které přispěly ke zkvalitnění této studie.

Shrnutí

Inflační očekávání hrají klíčovou roli v ekonomice, neboť ekonomické subjekty ji v určité míře využívají při svých rozhodnutích. Vzhledem k faktu, že centrální banky v novodobé historii mají explicitní či implicitní cíl zejména v podobě cenové stability stává se pro ně inflační očekávání velmi důležitým aspektem při řízení měnové politiky. Přestože o důležitosti inflačních očekávání existuje všeobecný konsensus, spory přetrvávají zejména v tom, jakým mechanismem jsou inflační očekávání formována a jakým způsobem lze získat jejich věrohodné odhady. Pro odvození inflačních očekávání se v praxi využívá celá řada metod: konjunkturální průzkumy, informace z finančního trhu, předstihové ukazatele apod.

Ze zahraniční literatury vyplývá, že konjunkturální průzkumy, prováděné u domácností či ekonomických odborníků, mohou být poměrně zajímavým nástrojem pro odvození nejen inflačních očekávání subjektů. Z tohoto důvodu jsme se rozhodli popsat teoretické zázemí metody, která dokáže s jistým omezením pracovat s výsledky konjunkturálních průzkumů. Metoda se nazývá CP metoda podle autorů J. Carlsona a M. Parkina, kteří v roce 1975 finalizovali teoretické odvození celého modelu.

Důvodů proč jsme se zaměřili právě na vysvětlení tohoto přístupu je pochopitelně více. Prvním je poměrně dlouhá tradice konjunkturálních šetření v ČR, které ovšem nejsou, dle našeho názoru, plně využity při makroekonomických analýzách či predikcích. Druhým důvodem je, že tato metoda dokáže s určitým omezením převádět původní data (tzv. salda) konjunkturálních šetření na kvantitativní hodnoty srovnatelné s referenční řadou. Dalším důvodem je, že v české literatuře nebyl dosud tento přístup prezentován.

Oponentury se zúčastnili: Milena Horčicová (MF ČR), Drahomíra Vašková (MF ČR), František Cvendroš (MF ČR), Ivan Bílý (MF ČR) a Kateřina Šmídková (ČNB).

1 Úvod

Inflační očekávání hrají klíčovou roli v ekonomice, neboť ekonomické subjekty ji v určité míře využívají při svých rozhodnutích. Inflační očekávání tak více či méně ovlivňuje např. mzdová vyjednávání, rozhodování o investicích, výši úrokových sazeb, hospodaření veřejných rozpočtů, strukturu portfolií apod. a tím i vývoj reálné ekonomiky. Vzhledem k faktu, že centrální banky v novodobé historii mají explicitní či implicitní cíl zejména v podobě cenové stability stává se pro ně inflační očekávání velmi důležitým aspektem při řízení měnové politiky. Tato důležitost je umocněna v případech, kdy centrální banky přijaly strategii měnové politiky založenou na cílování inflace. To je pochopitelně od roku 1998 i případ České národní banky (ČNB)¹. Z výše uvedených skutečností jsme se rozhodli věnovat více pozornosti tomuto zajímavému tématu.

Prezentovaná stať je koncipována následovně: Ve druhé kapitole zhodnotíme zahraniční zkušenosti s jednotlivými typy inflačních očekávání. Třetí kapitola je věnována odvození inflačních očekávání vycházející z konjunkturálních průzkumů aplikující pravděpodobnostní přístup detailně rozpracovaný Carlsonem a Parkinem [7] a dvou aproximací, logistické a lineární. Čtvrtá kapitola pak spočívá v odhadu jednotlivých metod.

2 Zkušenosti s inflačním očekáváním

Přestože o důležitosti inflačních očekávání existuje všeobecný konsensus, spory přetrvávají zejména v tom, jakým mechanismem jsou inflační očekávání formována a jakým způsobem lze získat jejich věrohodné odhady. Pro odvození inflačních očekávání se v praxi využívá celá řada metod lišících se zejména typem informací, které získáme². Spíše kvantitativní informaci o očekávané inflaci můžeme získat například z úrokových sazeb, tedy zkoumáním časové struktury úrokových sazeb. Naopak primárně nekvantitativní informaci o budoucím pohybu inflace můžeme získat z konjunkturálních průzkumů či předstihových indikátorů.

Odpověď na otázku, jakou metodu pro extrakci inflačních očekávání použít, je poměrně obtížná. Určitým vodítkem v tomto směru mohou být zahraniční zkušenosti s různými metodami odhadu inflačních očekávání. A zahraniční literatura nám v tomto směru nabízí celou řadu výsledků. Např. Bryan a Gavin [5] testovali vychýlenost inflačních očekávání domácností (průzkum prováděný Michiganskou univerzitou) a odborníků v USA (Livingstonův průzkum). Komplexněji se testováním pro USA zabýval Lloyd [15], který testoval čtyři různé odhady inflačních očekávání v období 1960 - 1997 jak z hlediska přesnosti, tak

¹Cíl ČNB je legislativně vymezen v Ústavě ČR (hlava 6, článek 98), podle níž má ČNB zajišťovat cenovou stabilitu. Zákon č. 6/1993 Sb. (§2, odst. 1.) zároveň doplňuje, že ČNB, pokud není ohrožen její hlavní cíl v podobě stability cen, má podporovat hospodářskou politiku vlády vedoucí k udržitelnému hospodářskému růstu.

²Je třeba upozornit, že všechny výše uvedené metody poskytují numerické informace. Problém ovšem je, že číselné vyjádření zejména předstihových ukazatelů a výsledků konjunkturálních průzkumů nejsou plně konsistentní s vyjádřením inflace, jako referenční řady. Z tohoto důvodu využíváme těchto indikátorů spíše jako informaci o budoucích akceleračních a deceleračních fázích míry inflace než pro konkrétní numerické vyjádření budoucího cenového vývoje.

i z hlediska teoretických vlastností. Forsells a Kenny [10] na základě obdobného modelu testovali inflační očekávání pro EMU, Brischetto a de Brouwer [4] prezentují zase výsledky pro Austrálii. Všechny testy spočívají přibližně v odhadu párové regrese ve formě

$$\pi_t = a + bE_{t-1}\pi_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

kde π_t je meziroční inflace v čase t , $E_{t-1}\pi_t$ inflační očekávání získané v čase $t - 1$ a ε_t náhodná složka: $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. V naprosto ideálním případě by parametr a , který vystihuje míru vychýlení, měl být roven nule a naopak parametr b zase roven jedné. Výsledky jednotlivých autorů jsou uvedeny v následující tabulce.

Tabulka 1: Odhad rovnice inflačních očekávání

autor	data	a	b	R^2	období
Forsells a Kenny	Konjunkturální průzkum	0.55	0.90	0.41	1986 - 2000
Bryan a Gavin	Livingstonv průzkum	0.60	1.32	0.77	1956 - 1979
	Michiganský průzkum	-0.04	1.12	0.79	1956 - 1980
Lloyd	Livingstonv průzkum	0.13	1.12	0.62	1960 - 1997
	Michiganský průzkum	-1.02	1.14	0.72	1960 - 1997
	Naivní předpověď	1.00	0.78	0.62	1960 - 1997
	Fisherova rovnice	2.16	0.53	0.50	1960 - 1997
Brischetto a de Brouwer	Konjunkturální průzkum	-2.27	1.01	0.77	1980 - 1997

Z tabulky je zřejmé, že vychýlenost odhadů se v čase liší, a to poměrně výrazně, i u stejného typu inflačních očekávání (viz výsledky Brian a Gavin vs. Lloyd). V rámci různých typů inflačních očekávání jsou difference ještě výraznější. Není proto možné jednoduše určit tu nejlepší metodu z hlediska teoretických vlastností.

Tabulka 2: Srovnání přesnosti vybraných typů inflačních očekávání

	Lloyd(1999)		Hvidding(1988)	
	MAE	RMSE	MAE	RMSE
Livingstonův průzkum	1.39	2.01	2.30	3.00
Michiganský průzkum	1.34	1.70	1.87	2.36
Naivní očekávání	1.47	2.02	2.25	2.74
Fisherova rovnice	2.09	2.93	–	–
Model časových řad	–	–	1.87	2.33

Z hlediska přesnosti, tedy minimální chyby odhadu měřenou pomocí střední absolutní chyby (MAE) a standardní odchylky (RMSE), se jeví jako nejlepší výsledky z konjunkturálních průzkumů, konkrétně Michiganský průzkum. Velmi dobré výsledky prokazují ovšem i jednorozměrné modely časových řad³. Naopak nejhůře z tohoto srovnání vychází inflační

³Ačkoliv jednorozměrné metody představují velmi efektivní modelový, resp. predikční aparát, je třeba ale upozornit na fakt, že jejich použití je spíše nevhodné v situaci, kdy je našim primárním cílem odhad bodu zvratu ve vývoji referenční řady.

očekávání získané z úrokových sazeb, které je charakteristické cca dvojnásobnou chybou ve srovnání s výsledky Michiganského průzkumu. Zdálo by se, že v dlouhém období jsou odhady inflačních očekávání "lepší" u domácností (Michiganský průzkum) než v případě ekonomů/profesionálů (Livingstonův index). Pokud bychom ovšem provedli srovnání Michiganského průzkumu a tzv. SPF průzkumu (Survey of Professional Forecasters) v období 1982 - 2002, zjistili bychom, že SPF svoji přesností Michiganský průzkum nejen výrazně předstihuje, ale jeho výsledky jsou podstatně stabilnější, což je velmi důležitý aspekt pro správné využití očekávání měnovou politikou (viz grafická příloha B, Obrázek 5 a,b). Ze zahraniční literatury vyplývá, že konjunkturální průzkumy, prováděné u domácností či ekonomických odborníků, tak mohou být poměrně zajímavým nástrojem pro odvození očekávání jednotlivých subjektů.

3 Odvození modelu

3.1 Carlson – Parkin metoda

Konjunkturální průzkumy v ČR provádí od počátku 90. let Český statistický úřad (ČSÚ)⁴ formou anket, což znamená, že odpovědi jsou dobrovolné. V případě maloobchodu je zjišťována nejen současná situace (stav zásob, konjunktury apod.), ale i očekávání vybraných ukazatelů na 3 měsíce dopředu (počet zaměstnanců, objednávky, prodejní ceny aj.). Nejčastěji se setkáváme s výsledky konjunkturálních průzkumů ve formě tzv. sald, což je rozdíl podílu osob očekávajících zlepšení oproti podílu osob očekávajících naopak zhoršení ve vývoji daného ukazatele. Velkou nevýhodou těchto konjunkturálních sald je, že nám poskytují výhradně "kvalitativní" informace, které jsou do určité míry zkreslené⁵. Proto se v této části zaměřím na popis metody, která dokáže s určitým omezením převádět "kvalitativní" informace z výsledků konjunkturálních průzkumů na informace kvantitativního charakteru. Tato metoda byla rozpracována podrobně Carlsonem a Parkinem (proto získala označení CP metoda) v roce 1975 a jde ve své podstatě o aplikaci pravděpodobnostního přístupu při odvození inflačních očekávání.

⁴S implementací cílování inflace se ČNB v roce 1999 rozhodla přistoupit k provádění vlastního pravidelného šetření u domácností, firem a analytiků finančních institucí. Šetření je prováděno čtvrtletně formou dotazníků či e-mailů, v případě finančních institucí je periodicita zjišťování měsíční. Šetření je sestaveno jako tzv. kvótní výběr o rozsahu cca 600 domácností, 118 manažerů firem a 14 finančních institucí. Očekávání prodejních cen na následujících 12 a 36 měsíců je získáváno z odpovědí na následující otázky:

- jaký meziroční přírůstek spotřebitelských cen v %, resp. jakou změnu meziročního indexu spotřebitelských cen v % očekáváte v nejbližších 12 měsících,
- jaký meziroční přírůstek spotřebitelských cen v %, resp. jakou změnu meziročního indexu spotřebitelských cen v % očekáváte v horizontu příštích 36 měsíců.

Hodnota očekávané inflace je pak získána jako aritmetický průměr jednotlivých odpovědí, korigovaný o extrémní hodnoty (trimmed mean), viz www.cnb.cz.

⁵Zkreslení ve své podstatě vyplývá právě z konstrukce salda jako rozdílu dvou veličin, který ovšem nezahrnuje celou informační množinu. Konkrétně nepracuje s informací o podílu osob, kteří neočekávají změnu ve vývoji určitého ukazatele. Takto vypočtené saldo tedy může primárně poskytovat relevantní informaci pouze v případě, že se podíl osob neočekávajících změnu vývoje vybraného ukazatele nemění.

Zcela klíčovou otázkou se zde stává volba vhodného spojitého rozdělení, na kterém můžeme zmíněnou metodu odvodit. Carlson [6] ve svém článku testoval rozdělení inflačních očekávání publikované philadelphským novinářem Josephem Livingstonem⁶. Došel k názoru, že inflační očekávání v USA v období 1958 až 1971 se neřídí výhradně normálním rozdělením, nicméně toto rozdělení není špatnou aproximací⁷. Velkou výhodou normálního rozdělení je jeho značná teoretická propracovanost, praktická použitelnost a všeobecná znalost. Carlson však doporučuje, že by bylo lepší použít například Studentovo rozdělení, které je zejména při malém počtu stupňů volnosti špičatější než Gaussovo rozdělení. V našem případě je však toto doporučení nadbytečné, protože v konjunkturálním šetření ČSÚ je zahrnuto 324 maloobchodních prodejců⁸, můžeme tedy využít vlastností centrální limitní věty⁹ a aplikovat přímo normální rozdělení. Pro jistotu jsem však ověřoval, zda se meziměsíční změny indexu čisté inflace řídí alespoň aproximativně normálním rozdělením¹⁰, protože jinak by níže popsaná metoda nutně vedla k vychýleným výsledkům.

⁶Tato inflační očekávání jsou sestavována pololetně ve formě bazického indexu spotřebitelských cen na základě odhadů ekonomů. Časová řada je dostupná od roku 1947 až do současnosti. Nevýhodou Livingstonova indexu je, podle mého názoru, fakt, že je sestavován odborníky, jejichž očekávání se může do značné míry lišit od inflačních očekávání ostatních ekonomických subjektů - cenových tvůrců či spotřebitelů. Podstatně větším problémem je však časová nekonzistence jednotlivých údajů. Ve výběrovém šetření, které je řešeno dotazníkovým způsobem, není totiž zajištěna alespoň základní stabilita počtu respondentů. Počet respondentů ve výběru se pohyboval v rozmezí 37 - 64, což mohlo ovlivnit kvalitu Carlsonových odhadů.

⁷Z podrobnějších výsledků vyčteme velmi zajímavé informace. Rozdělení inflačních očekávání bylo charakteristické větší špičatostí ve srovnání s normálním rozdělením - mělo tedy tzv. tlusté konce, které znamenají přítomnost extrémních hodnot, i přesto, že šlo o ekonomické odborníky. V případě decelerace inflace navíc bylo rozdělení záporně sešikmeno, v případě akcelerace inflace právě naopak. Tuto vlastnost lze jednoznačně spojit s backward - looking očekáváním, resp. s "neschopností" či nemožností s předstihem správně odhalit decelerační a akcelerační fáze cenové dynamiky.

⁸Poměrně důležitým faktorem ovlivňujícím kvalitu získaných inflačních očekávání z konjunkturálních šetření je rozsah a struktura šetření. Je třeba však konstatovat, že rozsah šetření (tedy průměrný počet respondentů) není možné v tomto případě odvodit pomocí matematické statistiky, resp. teoretického zázemí výběrových šetření, neboť data o inflaci a inflačních očekáváním nejsou primárně srovnatelná (viz pozn. 2). Michiganská univerzita (USA) zahrnovala do roku 1977 do svého konjunkturálního šetření 1000 - 3000 respondentů, v současné době pracuje s cca 500 - 700 respondenty. Průzkumy Melbournského institutu (Austrálie) zahrnují cca 1200 respondentů. Z tohoto pohledu se domnívám, že v případě České republiky je rozsah 324 maloobchodních prodejců naprosto dostatečný. Avšak podstatně důležitější než samotný rozsah výběrových šetření je jeho struktura (viz [17])

⁹Centrální limitní věta nám říká, že za určitých podmínek konvergují vybraná pravděpodobnostní rozdělení (Studentovo, Chí-kvadrát, Snedecorovo aj.) k normálnímu rozdělení. Normální rozdělení tedy plní funkci limitního rozdělení. Základní podmínkou je nezávislost náhodných veličin, v našem případě odpovědí maloobchodních prodejců, což je předpoklad vcelku realistický.

¹⁰Vzhledem k tomu, že pracuji s jinou formou dat než Livingston, resp. Carlson, rozhodl jsem se otestovat vybrané statistické charakteristiky na meziměsíčních změnách čisté inflace. Střední hodnota meziměsíční inflace (po sezónním očištění) v období leden 1994 - červen 2004 je 0,32; směrodatná odchylka 0,42; šikmost 0,49 a špičatost 4,09. Na základě Kolmogorova testu jsem nemohl zamítnout hypotézu H_0 : pro $\mu = 0.3$ a $\sigma = 0.4$, tedy hypotézu o normalitě ani na hladině významnosti větší než 0,7. Je tedy možné považovat meziměsíční změny indexu čisté inflace za normálně rozdělené.

Očekávání prodejních cen na následující 3 měsíce je získáváno z odpovědi na následující otázku¹¹. **Prodejní ceny se ve srovnání s předchozím měsícem:**

- zvýší
- nezmění
- klesnou

a pokud se zvýší tak porostou:

- rychleji
- stejně
- pomaleji

Pro pochopení výsledků konjunkturálních průzkumů a odvození inflačních očekávání je velmi důležité rozumět chování respondentů. Respondenty jsou v našem případě manažeri maloobchodních firem, tedy subjekty, které jsou cenovými tvůrci na trhu zboží a služeb. Otázkou však je, na základě čeho vytvářejí tyto subjekty svá inflační očekávání. Carlson a Parkin [7], Batchelor a Orr [2], Berk [3], Seitz [18] a další nabízejí hypotézu, že budoucí inflační očekávání ekonomických subjektů jsou vytvářena na základě získaných minulých informací a vlastních zkušeností. Podle těchto autorů tedy existuje určitá hranice míry inflace, která pokud je viditelně překročena, tak ekonomické subjekty začínají očekávat růst cen a v konjunkturálním průzkumu se vyjadřují ve prospěch budoucího růstu. Tuto hypotézu můžeme formálně zapsat takto

$$\Delta p_t > \delta^+ \Rightarrow E_t \Delta p_{t+1} > 0, \quad (2)$$

kde $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$ je míra inflace, δ^+ je prahová hodnota, $E_t \Delta p_{t+1} = E_t p_{t+1} - p_t$ je očekávaná míra inflace¹². Naopak při určité hranici začnou ekonomické subjekty očekávat pokles cenové hladiny, což je zachyceno v následující rovnici

$$\Delta p_t \leq \delta^- \Rightarrow E_t \Delta p_{t+1} < 0, \quad (3)$$

a pokud se inflace pohybovala ve výše zmíněných intervalech, tak subjekty očekávají stagnaci cen¹³

$$\delta^- < \Delta p_t \leq \delta^+ \Rightarrow E_t \Delta p_{t+1} = 0. \quad (4)$$

Někteří autoři předpokládali, že se prahové hodnoty δ^- a δ^+ v absolutní hodnotě rovnají. Naopak Seitz [18] ukázal jednoduchým odhadem, že tomu tak být vždy nemusí. Všichni

¹¹Vzhledem k položení otázky musíme odvodit inflační očekávání nejprve pro meziměsíční inflaci a následně ji agregovat na meziroční. Konjunkturální průzkum v ČR se tak částečně liší od zvyklostí v EU či šetřením ČNB, kde se zajímají zejména o vývoj meziroční inflace viz Forsells and Kenny [10] či Berk [3].

¹²Pouze pro jednoduchost odvození předpokládáme okamžitý dopad vnímané dynamiky cenové hladiny do budoucí inflace. Ve skutečnosti však mezi vnímanou dynamikou cen a dopadem do cen může být jisté zpoždění. Tento problém však bude předmětem ekonometrické analýzy.

¹³Nerovnosti jsou nastaveny pro správný zápis a využití integračních metod, viz níže.

dosavadní autoři ale předpokládali, že $\delta^+ > 0$ a $\delta^- < 0$, což je příliš silný předpoklad. Podle mého názoru je možné, že obě prahové hodnoty mohou ležet jak v inflační, tak i deflační oblasti. Záleží na konkrétní zkušenosti ekonomických subjektů s inflací¹⁴ a na jejich schopnostech s těmito informacemi pracovat.

Na výše zmíněné odpovědi ohledně budoucí očekávané inflace může být tedy nahlíženo z pohledu pravděpodobnosti. Procentní podíl ekonomických subjektů, kteří očekávají růst cen, se dá vlastně vyjádřit jako pravděpodobnost, že inflace¹⁵ byla větší než prahová hodnota $\delta^+ > 0$

$$\Pr(\Delta p_t > \delta^+) = \int_{\delta^+}^{\infty} f(\Delta p_t) d\Delta p_t = \int_{S_t^+}^{\infty} \phi(S_t) dS_t = 1 - \Phi(S_t^+), \quad (5)$$

kde Δp_t je meziměsíční inflace, $f(\cdot)$ je hustota pravděpodobnosti normálního rozdělení, $\phi(\cdot)$ je hustota normovaného normálního rozdělení, $\Phi(\cdot)$ je distribuční funkce normovaného normálního rozdělení. Protože v praxi jsou tabelovány hodnoty nikoliv přímo pro distribuční funkci normálního rozdělení, ale pro normované normální rozdělení, bylo v rovnici (5) využito klasické transformace, kdy je původní náhodná veličina transformována pomocí střední hodnoty a směrodatné odchylky. Prahová hodnota byla transformována dle následující rovnice

$$S_t^+ = \frac{\delta^+ - \mu_t}{\sigma_t}. \quad (6)$$

Naopak podíl osob očekávajících v tříměsíčním horizontu pokles cen se rovná pravděpodobnosti, že míra inflace, na základě které se subjekty rozhodovaly, byla nižší než δ^- , což lze formálně napsat jako

$$\Pr(\Delta p_t \leq \delta^-) = \int_{-\infty}^{\delta^-} f(\Delta p_t) d\Delta p_t = \int_{-\infty}^{S_t^-} \phi(S_t) dS_t = \Phi(S_t^-), \quad (7)$$

při obdobné transformaci prahové hodnoty δ^- . Z rozdílu dvou výše uvedených prahových transformačních rovnic S_t^+ a S_t^- lze získat odhad směrodatné odchylky očekávané inflace, který pak dosadíme do jedné z transformačních rovnic. Po několika jednoduchých úpravách získáme rovnici pro odhad očekávané inflace¹⁶ ve tvaru

$$\mu_t = E_t \Delta p_{t+1} = \delta^- \left(\frac{S_t^+}{S_t^+ - S_t^-} \right) + \delta^+ \left(\frac{-S_t^-}{S_t^+ - S_t^-} \right) \quad (8)$$

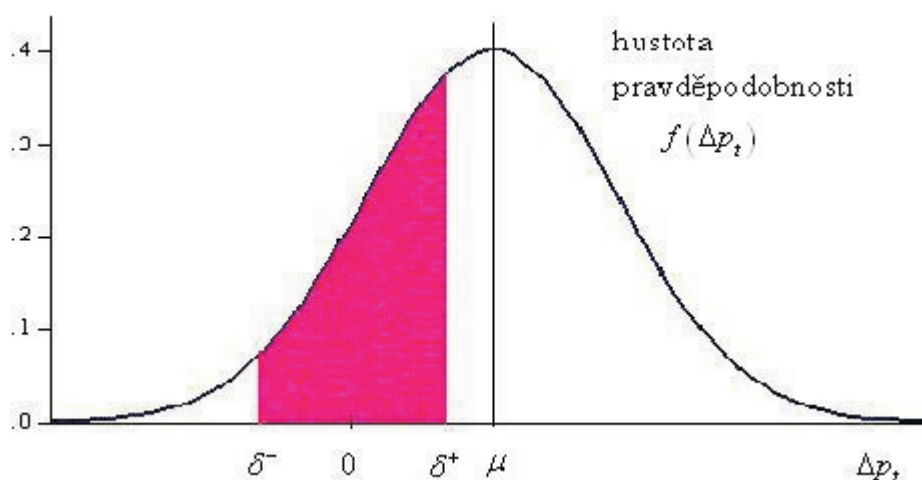
a pokud bychom předpokládali shodu prahů v absolutní hodnotě, tedy $|\delta^-| = |\delta^+|$, výše uvedená rovnice se výrazně redukuje. Rovnice (8) je klíčovou rovnicí, která bude v následující části předmětem ekonometrické analýzy.

¹⁴Srovnajme např. převážně inflační zkušenosti ekonomických subjektů ve střední a východní Evropě a např. zkušenosti v Japonsku, které má zkušenosti s deflací.

¹⁵Někteří autoři dokonce rozlišují mezi skutečnou mírou inflace a tzv. vnímanou mírou inflace (perceived inflation), což je inflace, se kterou jsou maloobchodní prodejci v daném období konfrontováni. Lze však vyjádřit předpoklad, že vnímaná inflace by se neměla dlouhodobě systematicky odlišovat od inflace skutečné, naměřené příslušným statistickým úřadem. Pokud tedy nebude uvedeno jinak, budeme používat skutečnou inflaci.

¹⁶Tento tvar rovnice již zohledňuje časovou dimenzi celého odvození.

Obrázek 1: Hustota pravděpodobnosti normálního rozdělení



3.2 Logistická a Cauchyho transformace

Gaussovo neboli normální rozdělení můžeme charakterizovat pomocí hustoty pravděpodobnosti a distribuční funkce. Hustota pravděpodobnosti normálního rozdělení, kterou označujeme $f(x)$, je derivací distribuční funkce a vyjadřuje, pravděpodobnost, že náhodná veličina X nabude právě hodnoty x . Hustota je formálně definována následujícím předpisem

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}, \quad x \in \mathbb{R}. \quad (9)$$

V praxi však nepracujeme přímo s hustotou, ale spíše s distribuční funkcí

$$\Phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt, \quad u \in \mathbb{R}, \quad u = \frac{x-\mu}{\sigma}, \quad (10)$$

kteřá je oním slabým místem naší analýzy, protože z tohoto výrazu není možné získat distribuční funkci normovaného normálního rozdělení v explicitním tvaru, což znesnadňuje analytické využití tohoto rozdělení. Hodnoty distribuční funkce, které jsou běžně tabulovány v učebních textech či tabulkových knihovnách statistických paketů, nejsou ovšem výsledkem řešení výrazu (10), ale jsou vypočteny z tzv. ztrátové (chybové) funkce, což je vlastně modifikovaná (neúplná) gamma funkce, viz Johnson, Kotz a Balakrishnan [13] a [14] či Čermák [9]. Samotná práce s distribuční funkcí může být v určitých případech značně komplikovaná a těžkopádná. S ohledem na průběh distribuční funkce se nabízí otázka, do jaké míry by bylo možné ji nahradit např. distribuční funkcí logistického rozdělení. Toto rozdělení je možné definovat opět pomocí hustoty pravděpodobnosti ve formě

$$f(x) = \frac{1}{b} \left[\exp\left\{-\left(\frac{x-m}{b}\right)\right\} \right] \left[1 + \exp\left\{-\left(\frac{x-m}{b}\right)\right\} \right]^{-2}, \quad x, m \in \mathbb{R}, b > 0, \quad (11)$$

a pomocí distribuční funkce

$$F(x) = \left[1 + \exp\left\{-\left(\frac{x-m}{b}\right)\right\} \right]^{-1} = \frac{1}{2} \left[1 + \tanh\left\{\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{b}\right)\right\} \right], \quad x, m \in \mathbb{R}, b > 0, \quad (12)$$

kde parametr m reprezentuje parametr polohy, parametr b zase parametr škály a \tanh je hyperbolický tangens. Budeme-li pracovat s normovaným normálním rozdělením $N(0, 1)$, lze distribuční funkci definovanou v rovnici (12) mírně modifikovat. Platí totiž, že střední hodnota $\mu = m = 0$ a $\sigma^2 = b^2\pi^2/3 = 1 \Rightarrow b = \sqrt{3}/\pi$. Vzhledem k tomu, že normované normální rozdělení má střední hodnotu 0 a rouptyl 1, je nutné logistické rozdělení upravit pomocí škalovacího parametru s hodnotou $\sqrt{3}/\pi$. Nicméně např. Greene [11] upozorňuje na fakt, že by bylo vhodnější odvodit škalovací parametr nikoliv pro celé rozdělení, ale pouze pro jisté okolí mediánu. Podstatou této myšlenky je menší důležitost "extrémních" hodnot ve srovnání s hodnotami v okolí mediánu. Doporučuje proto použít místo $\pi/\sqrt{3} \doteq 1.8$ konstantu získanou z podílu hustot pravděpodobností normálního a logistického rozdělení v 0, tedy $\phi(0)/f(0) = 4/\sqrt{2\pi} \doteq 1.6$. Nicméně i tento přístup má své kritiky, my proto budeme využívat škalovací konstantu beroucí do úvahy celé rozdělení. Funkční tvar logistické distribuční funkce byl formulován tak, aby se shodoval v kritických bodech s klasickou distribuční funkcí normovaného normálního rozdělení $\Phi(u)$. Platí tedy, že $F(0) = 0.5$, $\lim_{u \rightarrow \infty} F(u) = 1$ a $\lim_{u \rightarrow -\infty} F(u) = 0$. Tato funkce pochopitelně nemůže plně korespondovat s původní distribuční funkcí, nicméně tím, že její tvar je explicitně vyjádřitelný, umožňuje nám podrobnější analýzu a hlavně jednodušší odhad inflačních očekávání. Aproximaci distribuční funkce $\Phi(u)$ lze v konečné fázi vyjádřit jako

$$\Phi(u) \approx \frac{1}{1 + \exp(-1.8u)}. \quad (13)$$

Celkovou shodu mezi distribuční funkcí normovaného normálního a korigovaného logistického rozdělení při různém počtu pozorování vidíme v následujících grafech. Je tedy zřejmé, že při dostatečném počtu pozorování distribuční funkce logistického dostatečně dobře pokrývá distribuční funkci normálního rozdělení. Využijeme-li této aproximace, můžeme odvodit explicitní podobu proměnných S_t^+ a S_t^- jako

$$S_t^+ = -\ln\left(\frac{1}{\Phi(S_t^+)} - 1\right)/1.8, \quad S_t^- = -\ln\left(\frac{1}{\Phi(S_t^-)} - 1\right)/1.8. \quad (14)$$

Hodnoty těchto proměnných následně dosadíme do rovnice (8) a můžeme odhadnout parametry rovnice. Pouze pro úplnost lze uvést, že kromě logistického rozdělení je možné použít i řadu dalších zajímavých rozdělení, např. Cauchyho pravděpodobnostní rozdělení. Toto rozdělení je definováno pomocí hustoty pravděpodobnosti

$$f(x) = (\pi\lambda)^{-1} \left[1 + \left(\frac{x - \theta}{\lambda}\right)^2\right]^{-1} \quad x, \theta \in \mathbb{R}, \lambda > 0, \quad (15)$$

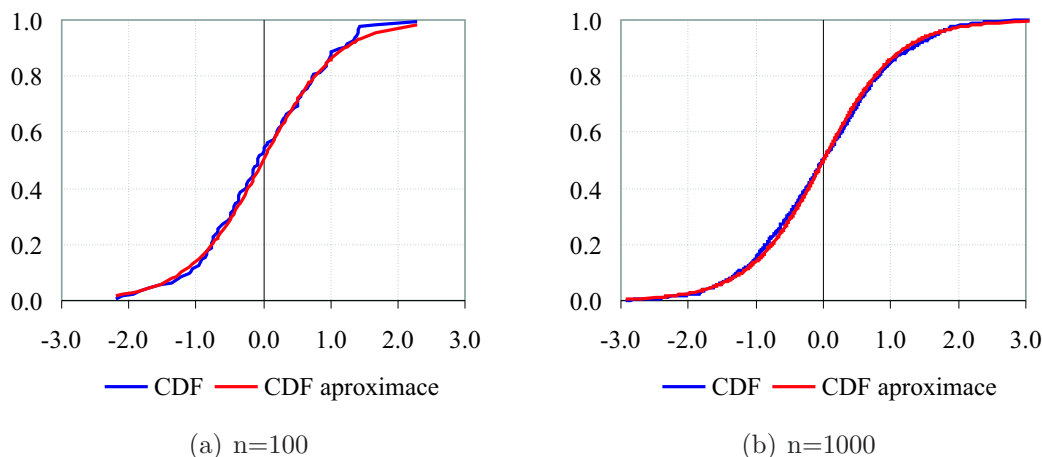
kde θ je parametr polohy, λ škály a u je normovaná náhodná veličina. Distribuční funkce standardizovaného Cauchyho rozdělení, při $\theta = 0$ a $\lambda = 1$, nabývá velice zajímavý tvar v podobě

$$F(u) = \frac{1}{2} + \frac{\arctan u}{\pi}. \quad (16)$$

Tato funkce se pochopitelně shoduje v kritických bodech s distribuční funkcí normovaného normálního rozdělení. Platí tedy, že $F(0) = 0.5$, neboť $\arctan 0 = 0$, $\lim_{u \rightarrow \infty} F(u) = 1$, neboť $\lim_{u \rightarrow \infty} \arctan u = \pi/2$ a $\lim_{u \rightarrow -\infty} F(u) = 0$, neboť $\lim_{u \rightarrow -\infty} \arctan u = -\pi/2$. Je korektní ale upozornit, že v případě Cauchyho rozdělení není tak jednoduché nalézt škalovací parametr,

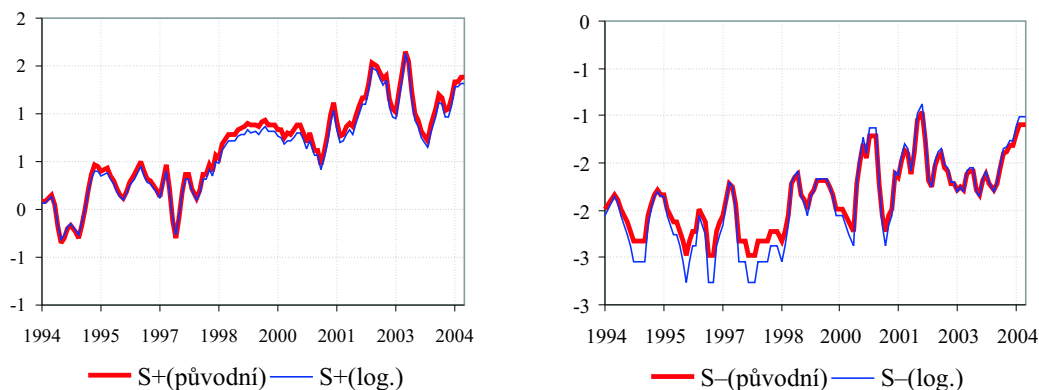
nutný pro lepší aproximaci normovaného normálního rozdělení (viz Johnson, Kotz a Balakrishnan [13] či Čermák [9]). V další části našeho textu však budeme pracovat pouze s odvozenou logistickou aproximací normovaného normálního rozdělení.

Obrázek 2: Aproximace distribuční funkce Φ logistickým rozdělením



Z uvedeného grafu je patrné, že takto upravené rozdělení představuje poměrně dobrou aproximaci jak při malých, tak i rozsáhlejších výběrech. Pouze pro informaci prezentujeme hodnoty proměnných S^+ a S^- získané z konjunkturálního šetření při použití normálního a logistického rozdělení v grafické podobě. Z nich je zřejmé, že pro praktické využití nám logistická transformace značně urychluje výše uvedený algoritmus výpočtu.

Obrázek 3: Výpočet proměnných S^+ a S^- v čase



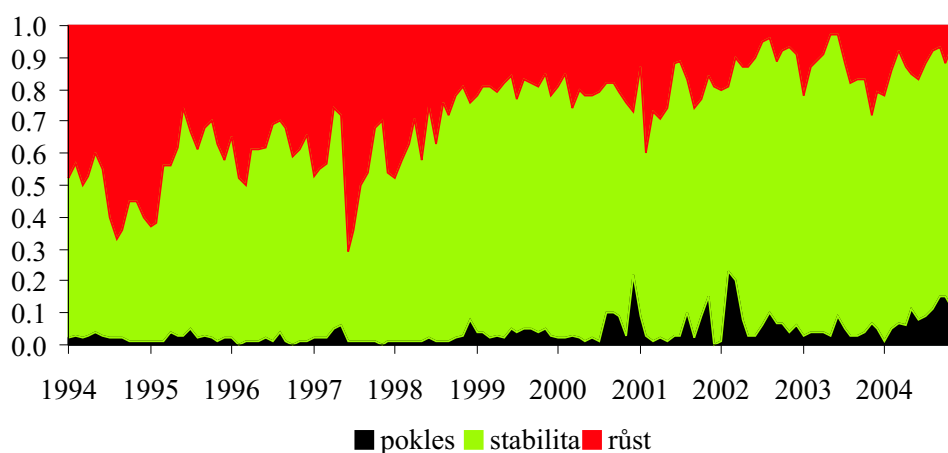
3.3 Lineární aproximace

Vezmeme-li v úvahu, že distribuční funkce normovaného normálního rozdělení nabývá hodnot od 0 do 1 pro transformované hodnoty náhodné veličiny S_t , a fakt, že část distribuční funkce můžeme okolo nuly nahradit přímkou

$$S_t = g(\Phi(S_t)), \quad (17)$$

lze za hodnoty S_t^+ a S_t^- využít přímo výše zmíněné pravděpodobnosti z konjunkturálních průzkumů. Tato aproximace je však použitelná pouze v případě, že rozložení odpovědí v konjunkturálním průzkumu (podíly jednotlivých typů odpovědí) je stabilní a zároveň se pohybuje v určitém intervalu, řekněme např. $\langle \Phi(0) - \epsilon, \epsilon + \Phi(0) \rangle$, kde $\epsilon \in (0, 0.25)^{17}$. Z konjunkturálních výsledků tedy plyne, že výše uvedená podmínka pro lineární aproximaci distribuční funkce cenových změn byla splněna za více než 10 let pouze ve dvou měsících. Odbornou literaturou doporučená lineární aproximace tak může vést k vychýleným či nestabilním výsledkům.

Obrázek 4: Struktura konjunkturálního průzkumu o cenovém očekávání



4 Odhady odvozených modelů

Carlson a Parkin [7] a Seitz [18] se sice pokoušejí navrhnout analytický postup pro odhad parametrů δ^+ a δ^- v rovnici (8), avšak výsledky tohoto přístupu nejsou příliš uspokojivé. V našem případě byly parametry odvozené rovnice

$$\Delta p_t = \delta^- \left(\frac{S_{t-i}^+}{S_{t-i}^+ - S_{t-i}^-} \right) + \delta^+ \left(\frac{-S_{t-i}^-}{S_{t-i}^+ - S_{t-i}^-} \right) + \epsilon_t$$

odhadnuty metodou nejmenších čtverců¹⁸ pro $i = 1, \dots, 6$. Odhad byl aplikován nejen na původní CP model, ale také na model využívající logistickou a lineární aproximaci.

¹⁷V našem případě však tato základní podmínka není splněna jednoznačně. Např. v roce 1994 dosáhl podíl osob očekávajících pokles cen cca 2 %, naopak růst cen v následujících 3 měsících očekávalo ve stejném období cca 53 %. V průběhu hospodářské transformace se však výsledky konjunkturálních průzkumů mění. Po velmi rychlé deceleraci inflace ve druhé polovině roku 1998 došlo ke snížení podílu odpovědí očekávajících růst cen ve prospěch odpovědí o očekávané stabilitě či poklesu cen. V roce 2002 očekávalo růst cen už jen cca 11 % respondentů a naopak pokles cen cca 8 % respondentů.

¹⁸Vzhledem k omezenému počtu vysvětlujících proměnných a navíc jejich vztahu k ostatním makroekonomickým veličinám, by bylo vhodné aplikovat metodu instrumentálních proměnných (IV). Podstatou této metody je rozšíření a zkvalitnění informační množiny pro odhad parametrů. Správná aplikace metody instrumentálních proměnných vede k redukcí vychýlenosti odhadovaných parametrů. V našem případě, kdy množina vysvětlujících proměnných je tvořena daty z konjunkturálních průzkumů, by bylo správné

V České republice existuje řada cenových indexů snažících se zachycující růst životních nákladů např. standardní index spotřebitelských cen (CPI), index čisté inflace (NET), index korigované inflace (ADJ) či index jádrové inflace (CORE). Za očekávanou inflaci byla proto využita meziměsíční míra inflace vypočtená z výše zmíněných sezónně očištěných cenových indexů. Jde tedy o postup, ve kterém se snažíme testovat, zda výsledky konjunkturálních průzkumů mohou být s určitou mírou spolehlivosti využity pro konstrukci inflačních očekávání jistého cenového indexu s určitým předstihem.

V praxi se využívají dva způsoby pro stanovení délky předstihu. První z nich je založen na výpočtu střední hodnoty předstihu vyplývajícího z konjunkturálních šetření. V případě ČR ekonomické subjekty v konjunkturálním průzkumu prezentují očekávání prodejních cen na 3 měsíce dopředu, což znamená, že např. o dubnovém vývoji cen získáváme určité informace již v lednu, únoru a březnu - použili bychom tedy 2-měsíční předstih. Tento způsob je sice konzistentní z hlediska průzkumů, avšak nemusí být konzistentní s vývojem skutečné míry inflace. Nastavení cen se totiž nemusí řídit výhradně stavem ekonomiky (tzv. state-dependent price setting), kdy cenoví tvůrci reagují na jednotlivé šoky úpravou vlastních cen dle možností, ale může být formováno fixováním cen na určité období dopředu. V takovém případě mluvíme o časově závislém modelu nastavení cen (time-dependent price setting). Proto někteří autoři stanovují předstih na základě nejlepších výsledků regresní analýzy. Této metody je využito i v tomto příspěvku. Výsledky jsou v níže uvedené tabulce.

Vzhledem k povaze použitých dat, kdy je jejich transformace velmi omezená, bylo nezbytné posoudit jejich stacionaritu (viz tabulková příloha A), abychom si vytvořili představu o možném zkreslení výsledků regresní analýzy zaviněném zdánlivou regresí (spurious regression). Z tabulky je patrné, že stacionární z hlediska střední hodnoty je jednoznačně meziměsíční inflace. Údaje z konjunkturálních průzkumů, které již ve své podstatě v první diferenci jsou, vykazují značnou nestacionaritu. Je třeba proto regresní odhady hodnotit opatrně. Z diagnostických testů navíc vyplynulo, že rezidua jsou zatížena pozitivní autokorelací prvního řádu, která byla odstraněna zavedením zpožděného chybového členu.

Podrobné výsledky odhadů včetně vybraných diagnostických testů pro jednotlivé cenové indexy jsou prezentovány v tabulkové příloze (Tabulky 5 – 8). V níže uvedené tabulce jsou prezentovány pro přehlednost pouze odhady parametrů δ^+ a δ^- . Z tabulky je patrné, že odhady parametrů logistického modelu jsou velmi podobné parametrům modelu původního pro daný typ inflace při daném zpoždění vysvětlujících proměnných v regresní rovnici. Odhadnuté parametry mají teoreticky správná znaménka, tedy $\delta^+ > 0$ a $\delta^- < 0$. Vyjímkou jsou odhady modelu využívajícího lineární aproximace, které nemají očekávaná znaménka a rovněž jsou spojeny s největší chybou odhadu. Z tohoto pohledu se nejeví rychlá lineární transformace jako vhodná. Ačkoliv jsou odhady parametrů pro jednotlivé míry inflace velmi podobné při daném zpoždění, z hlediska měnové politiky a praktické implementace inflačního očekávání se zdá být smysluplnější zaměřit se na inflační očekávání odvozené pro čistou či jádrovou inflaci, tedy pro upravené cenové indexy, nikoliv pro inflaci spotřebitelskou, která je stále zatěžována regulovanými cenami či dopadem změn nepřímých

doplnit tuto informační množinu právě o dodatečné informace z průzkumů. To by ale znamenalo definovat a transformovat tyto proměnné, což přesahuje náš původní záměr. Za tento námět děkuji Kateřině Šmídkové z ČNB a doufám, že se k němu v budoucnu ještě vrátíme.

daní. Z detailních výsledků navíc vyplývá, že konjunkturální průzkumy vysvětlují meziměsíční inflaci nejlépe s cca jednoměsíčním předstihem. Tento fakt ovšem do značné míry snižuje použitelnost těchto dat pro správné a stabilní odvození inflačních očekávání. Pouze pro úplnost je v grafické příloze (viz Obrázky 7 a 8) prezentována shoda mezi skutečnou a modelovou inflací v kvartální podobě při zpoždění 1 a 3 měsíců. Z obrázků plyne, že výše uvedenou metodu při použití stávajících dat je možné využít pro odhad inflačních očekávání ve velmi krátkém horizontu.

Tabulka 3: Odhad parametrů vybraných modelů

model	zpoždění	CPI		NET		ADJ		CORE	
		δ^-	δ^+	δ^-	δ^+	δ^-	δ^+	δ^-	δ^+
původní	$t - 1$	-0.79	0.82	-0.83	0.68	-0.72	0.67	-0.71	0.56
	$t - 2$	-0.62	0.76	-0.68	0.62	-0.66	0.64	-0.62	0.52
	$t - 3$	-0.50	0.71	-0.43	0.53	-0.54	0.60	-0.41	0.44
	$t - 4$	-0.58	0.74	-0.32	0.49	-0.54	0.60	-0.30	0.41
	$t - 5$	-0.62	0.74	-0.35	0.48	-0.56	0.61	-0.35	0.41
	$t - 6$	-0.56	0.70	-0.39	0.47	-0.53	0.58	-0.37	0.40
logistický	$t - 1$	-0.84	0.81	-0.87	0.66	-0.75	0.66	-0.74	0.54
	$t - 2$	-0.68	0.75	-0.71	0.61	-0.69	0.63	-0.65	0.51
	$t - 3$	-0.56	0.70	-0.46	0.52	-0.58	0.59	-0.43	0.44
	$t - 4$	-0.62	0.73	-0.34	0.48	-0.57	0.59	-0.32	0.40
	$t - 5$	-0.65	0.72	-0.36	0.47	-0.59	0.59	-0.36	0.40
	$t - 6$	-0.59	0.69	-0.41	0.46	-0.56	0.57	-0.39	0.39
lineární	$t - 1$	0.55	2.79	0.42	2.43	0.49	3.38	0.35	2.19
	$t - 2$	0.54	2.66	0.39	2.01	0.45	2.59	0.34	2.02
	$t - 3$	0.50	2.08	0.31	0.56	0.35	0.92	0.25	0.50
	$t - 4$	0.47	1.40	0.23	-0.76	0.34	0.52	0.19	-0.49
	$t - 5$	0.48	1.67	0.24	-0.33	0.35	0.84	0.20	-0.24
	$t - 6$	0.48	1.94	0.29	0.85	0.37	1.55	0.25	1.04

Vysvětlivky: δ^+ , δ^- jsou odhadované parametry.

5 Závěr

Závěrem lze konstatovat, že data z konjunkturálních průzkumů, přestože primárně neposkytují kvantitativní informace o budoucí inflaci, lze vhodnou metodou transformovat a získat tak informace převážně kvantitativního rázu, srovnatelnou s referenční řadou. Bohužel však z konjunkturálních šetření prováděných ČSÚ tímto způsobem lze získat představu výhradně o dynamice cenové hladiny pouze ve velmi krátkém horizontu, což pochopitelně omezuje použitelnost tohoto typu dat pro praktické účely, neboť měnová strategie cílování inflace vyžaduje odvození stabilních inflačních očekávání na cca 1 rok dopředu. Zdá se, že vhodnost konjunkturálních šetření ČSÚ pro účely makroekonomické analýzy a predikce bude muset být testována podstatně podrobněji, tedy testováním celé řady ukazatelů a za použití sofistikovanějších metod. Nicméně se domnívám, že výsledky šetření dle současné metodiky nebudou přinášet kýžený efekt, bohužel. Jistým řešením může být modifikace konjunkturálního šetření, resp. horizontu očekávaného vývoje vybraných ukazatelů, na který se ČSÚ dotazuje. To by ovšem znamenalo čekat opět několik řadu let na dostatečnou délku nové a pro makroekonomické analýzy použitelné řady. Z tohoto pohledu se jeví zavedení vlastních konjunkturálních šetření ČNB s daným horizontem očekávání jako krok správným směrem.

Reference

- [1] **Banerjee, A. – Dolado, J. – Galbraith, J. – Hendry, D. (1993):** *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford University Press. ISBN 0-19-828700-3.
- [2] **Batchelor, R. – Orr, A. (1987):** Inflation Expectations Revised. *Economica*, Vol. 55.
- [3] **Berk, J. (1999):** Measuring Inflation Expectations: A Survey Data Approach. *Applied Economics*, Vol. 31.
- [4] **Brischetto, A. – de Brouwer, G. (1999):** Householders Inflation Expectations. *Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper*, No. 3.
- [5] **Bryan, M. – Gavin, W. (1986):** Models of Inflation Expectations Formation. *Journal of Money, Banking, and Credit*, Vol. 18.
- [6] **Carlson, J. (1970):** Are Expectations Normally Distributed? *Journal of American Statistical Association*, Vol. 70.
- [7] **Carlson, J. – Parkin, M. (1975):** Inflation Expectations. *Economica*, Vol. 42.
- [8] **Cipra, A. (1986):** *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. SNTL/ALFA.
- [9] **Čermák, V. (1993):** *Diskrétní a spojitá rozdělení*. Skripta VŠE. ISBN 80-7079-711-8.
- [10] **Forsells, M. – Kenny, G. (2002):** The Rationality of Consumers' Expectations: Survey Based Evidence for Eura area. *ECB, Working Paper*, No. 163.
- [11] **Greene, W. (1990):** *Econometric analysis*. Macmillan. ISBN 0-13-0115679-5.
- [12] **Hvidding, J. (1988):** Comparing Inflation Expectations of Households and Economists. *Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Review*, Vol. 24.
- [13] **Johnson, N. – Kotz, S. – Balakrishnan, N. (1994):** *Continuous Univariate Distribution: Volume 1*. Wiley. ISBN 0-471-58495-9.
- [14] **Johnson, N. – Kotz, S. – Balakrishnan, N. (1994):** *Continuous Univariate Distribution: Volume 2*. Wiley. ISBN 0-471-58494-0.
- [15] **Lloyd, T. (1999):** Survey Measures of US Expected Inflation. *Journal of Economic Perspective*, Vol. 13.
- [16] **Maddala, G. (1999):** *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press. ISBN 0-521-33825-5.
- [17] **Mankiw, G. – Reis, R. – Wolfers, J. (2003):** Disagreement About Inflation Expectations. *National Bureau of Economic Research*, No. 9796.
- [18] **Seitz, H. (1988):** The Estimation of Inflation Forecast from Business Survey Data. *Applied Economics*, Vol. 20.

A Tabulky

Tabulka 4: Srovnání ADF testů

proměnná	transformace	t-stat	α	zpoždění	parametry
S^+	původní	-2.84	0.06	4	C
	logistická	-2.77	0.07	4	C
	lineární	-2.29	0.18	5	C
S^-	původní	-1.32	0.62	3	C
	logistická	-1.38	0.59	3	C
	lineární	-1.25	0.65	3	C
spotřebitelská inflace (CPI)	logaritmická	-5.83	0.00	0	C
čistá inflace (NET)	logaritmická	-4.88	0.00	1	C
korigovaná inflace (ADJ)	logaritmická	-6.54	0.00	0	C
jádrová inflace (CORE)	logaritmická	-5.28	0.00	1	C

Vysvětlivky: C konstanta, t-stat hodnota testové statistiky, α hladina významnosti

Tabulka 5: Odhad parametrů vybraných modelů (spotřebitelská inflace)

model	zpoždění	δ^-	α	δ^+	α	R^2	SE	LB(1)	α
původní	$t-1$	-0.79	0.00	0.82	0.00	0.30	0.44	0.00	0.99
	$t-2$	-0.62	0.00	0.76	0.00	0.24	0.46	0.00	0.95
	$t-3$	-0.50	0.03	0.71	0.00	0.21	0.47	0.08	0.78
	$t-4$	-0.58	0.01	0.74	0.00	0.24	0.46	0.08	0.78
	$t-5$	-0.62	0.01	0.74	0.00	0.26	0.45	0.22	0.64
	$t-6$	-0.56	0.02	0.70	0.00	0.24	0.44	0.27	0.60
logistický	$t-1$	-0.84	0.00	0.81	0.00	0.30	0.44	0.00	0.99
	$t-2$	-0.68	0.00	0.75	0.00	0.24	0.46	0.00	0.95
	$t-3$	-0.56	0.02	0.70	0.00	0.21	0.47	0.08	0.78
	$t-4$	-0.62	0.01	0.73	0.00	0.24	0.46	0.08	0.78
	$t-5$	-0.65	0.01	0.72	0.00	0.25	0.45	0.22	0.64
	$t-6$	-0.59	0.02	0.69	0.00	0.24	0.44	0.26	0.61
lineární	$t-1$	0.55	0.00	2.79	0.04	0.14	0.49	0.28	0.59
	$t-2$	0.54	0.00	2.66	0.06	0.14	0.49	0.35	0.55
	$t-3$	0.50	0.00	2.08	0.16	0.13	0.49	0.08	0.77
	$t-4$	0.47	0.00	1.40	0.36	0.15	0.48	0.07	0.79
	$t-5$	0.48	0.00	1.67	0.28	0.17	0.48	1.14	0.29
	$t-6$	0.48	0.00	1.94	0.19	0.16	0.47	0.91	0.34

Vysvětlivky: δ^+ , δ^- jsou odhadované parametry, α hladina významnosti, R^2 koeficient determinace, SE standardní odchylka regrese, $LBQ(1)$ Ljung-Boxova Q statistika autokorelace prvního řádu.

Tabulka 6: Odhad parametrů vybraných modelů (čistá inflace)

model	zpoždění	δ^-	α	δ^+	α	R^2	SE	LB(1)	α
původní	$t-1$	-0.83	0.00	0.68	0.00	0.45	0.32	0.02	0.88
	$t-2$	-0.68	0.00	0.62	0.00	0.40	0.33	0.00	0.99
	$t-3$	-0.43	0.07	0.53	0.00	0.35	0.35	0.01	0.93
	$t-4$	-0.32	0.20	0.49	0.00	0.34	0.35	0.05	0.82
	$t-5$	-0.35	0.16	0.48	0.00	0.34	0.34	0.96	0.33
	$t-6$	-0.39	0.08	0.47	0.00	0.33	0.33	0.59	0.44
logistický	$t-1$	-0.87	0.00	0.66	0.00	0.45	0.32	0.03	0.86
	$t-2$	-0.71	0.00	0.61	0.00	0.40	0.33	0.00	0.98
	$t-3$	-0.46	0.06	0.52	0.00	0.35	0.35	0.01	0.91
	$t-4$	-0.34	0.19	0.48	0.00	0.34	0.35	0.06	0.80
	$t-5$	-0.36	0.16	0.47	0.00	0.34	0.34	0.99	0.32
	$t-6$	-0.41	0.08	0.46	0.00	0.33	0.33	0.59	0.44
lineární	$t-1$	0.42	0.00	2.43	0.04	0.33	0.35	0.75	0.39
	$t-2$	0.39	0.00	2.01	0.11	0.32	0.35	0.82	0.36
	$t-3$	0.31	0.00	0.56	0.67	0.32	0.35	0.95	0.33
	$t-4$	0.23	0.02	-0.76	0.57	0.32	0.36	1.42	0.23
	$t-5$	0.24	0.01	-0.33	0.79	0.31	0.35	2.81	0.09
	$t-6$	0.29	0.00	0.85	0.48	0.28	0.34	1.27	0.26

Vysvětlivky: δ^+ , δ^- jsou odhadované parametry, α hladina významnosti, R^2 koeficient determinace, SE standardní odchylka regrese, $LBQ(1)$ Ljung-Boxova Q statistika autokorelace prvního řádu.

Tabulka 7: Odhad parametrů vybraných modelů (korigovaná inflace)

model	zpoždění	δ^-	α	δ^+	α	R^2	SE	LB(1)	α
původní	$t-1$	-0.72	0.00	0.67	0.00	0.34	0.34	0.00	1.00
	$t-2$	-0.66	0.00	0.64	0.00	0.30	0.36	0.01	0.94
	$t-3$	-0.54	0.00	0.60	0.00	0.24	0.37	0.02	0.90
	$t-4$	-0.54	0.00	0.60	0.00	0.24	0.37	0.06	0.80
	$t-5$	-0.56	0.00	0.61	0.00	0.25	0.37	0.01	0.91
	$t-6$	-0.53	0.00	0.58	0.00	0.25	0.35	0.11	0.75
logistický	$t-1$	-0.75	0.00	0.66	0.00	0.33	0.35	0.00	0.99
	$t-2$	-0.69	0.00	0.63	0.00	0.29	0.36	0.01	0.93
	$t-3$	-0.58	0.00	0.59	0.00	0.24	0.37	0.02	0.90
	$t-4$	-0.57	0.00	0.59	0.00	0.24	0.37	0.06	0.80
	$t-5$	-0.59	0.00	0.59	0.00	0.24	0.37	0.01	0.92
	$t-6$	-0.56	0.00	0.57	0.00	0.24	0.35	0.11	0.74
lineární	$t-1$	0.49	0.00	3.38	0.00	0.16	0.39	0.01	0.91
	$t-2$	0.45	0.00	2.59	0.02	0.14	0.39	0.03	0.87
	$t-3$	0.35	0.00	0.92	0.45	0.11	0.40	0.05	0.83
	$t-4$	0.34	0.00	0.52	0.67	0.11	0.40	0.02	0.88
	$t-5$	0.35	0.00	0.84	0.50	0.12	0.40	0.37	0.54
	$t-6$	0.37	0.00	1.55	0.19	0.13	0.38	0.55	0.46

Vysvětlivky: δ^+ , δ^- jsou odhadované parametry, α hladina významnosti, R^2 koeficient determinace, SE standardní odchylka regrese, $LBQ(1)$ Ljung-Boxova Q statistika autokorelace prvního řádu.

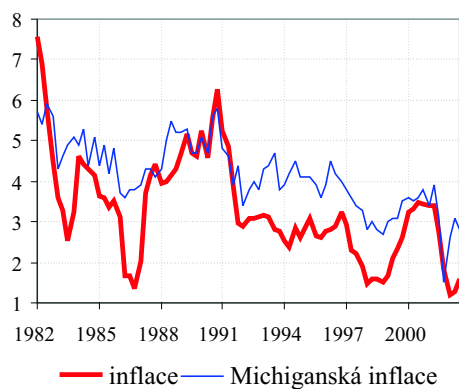
Tabulka 8: Odhad parametrů vybraných modelů (jádrová inflace)

model	zpoždění	δ^-	α	δ^+	α	R^2	SE	LB(1)	α
původní	$t-1$	-0.71	0.00	0.56	0.00	0.46	0.25	0.05	0.82
	$t-2$	-0.62	0.00	0.52	0.00	0.41	0.26	0.01	0.92
	$t-3$	-0.41	0.02	0.44	0.00	0.35	0.28	0.04	0.83
	$t-4$	-0.30	0.11	0.41	0.00	0.33	0.28	0.13	0.72
	$t-5$	-0.35	0.06	0.41	0.00	0.33	0.28	1.01	0.31
	$t-6$	-0.37	0.03	0.40	0.00	0.33	0.26	0.94	0.33
logistický	$t-1$	-0.74	0.00	0.54	0.00	0.46	0.25	0.07	0.80
	$t-2$	-0.65	0.00	0.51	0.00	0.41	0.26	0.02	0.88
	$t-3$	-0.43	0.02	0.44	0.00	0.35	0.28	0.06	0.81
	$t-4$	-0.32	0.11	0.40	0.00	0.32	0.28	0.15	0.70
	$t-5$	-0.36	0.07	0.40	0.00	0.33	0.28	1.06	0.30
	$t-6$	-0.39	0.03	0.39	0.00	0.33	0.26	0.95	0.33
lineární	$t-1$	0.35	0.00	2.19	0.02	0.32	0.28	1.38	0.24
	$t-2$	0.34	0.00	2.02	0.04	0.31	0.28	1.42	0.23
	$t-3$	0.25	0.00	0.50	0.63	0.30	0.29	1.67	0.20
	$t-4$	0.19	0.02	-0.49	0.64	0.30	0.29	2.30	0.13
	$t-5$	0.20	0.01	-0.24	0.82	0.29	0.29	3.56	0.06
	$t-6$	0.25	0.00	1.04	0.28	0.28	0.27	2.01	0.16

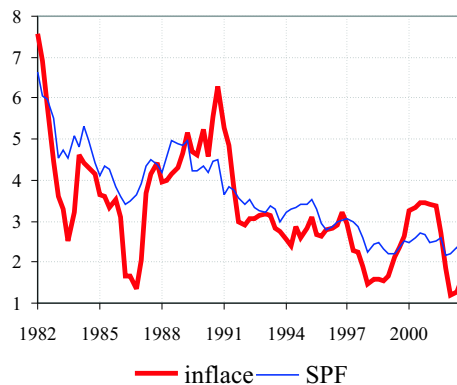
Vysvětlivky: δ^+ , δ^- jsou odhadované parametry, α hladina významnosti, R^2 koeficient determinace, SE standardní odchylka regrese, $LBQ(1)$ Ljung-Boxova Q statistika autokorelace prvního řádu.

B Grafy

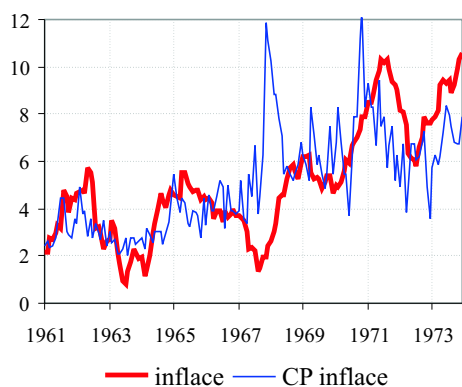
Obrázek 5: Srovnání zahraničních zkušeností



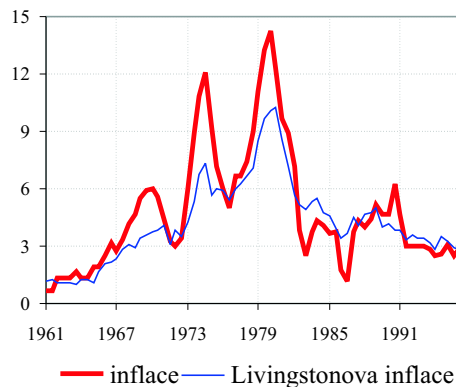
(a) Skutečná inflace a Michiganský průzkum



(b) Skutečná inflace a odhady profesionálů

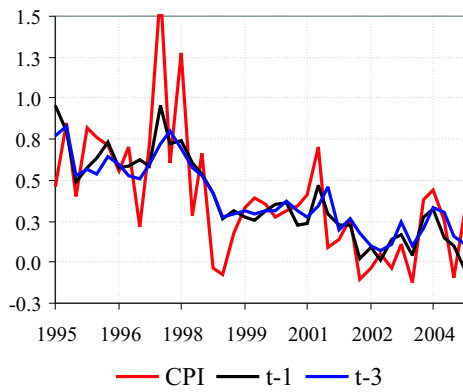


(c) Skutečná inflace a Carlson-Parkin metoda

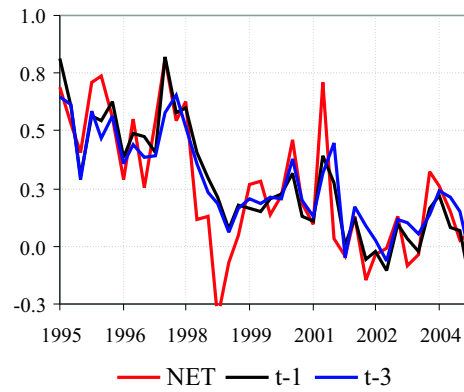


(d) Skutečná inflace a Livingstonský průzkum

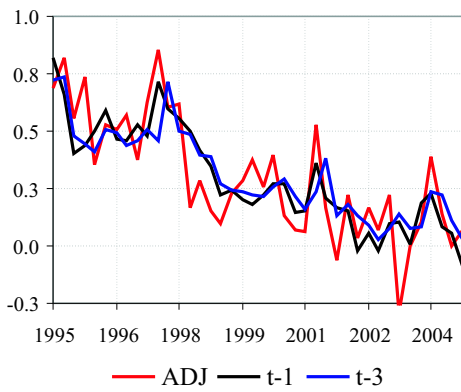
Obrázek 6: Srovnání odhadovaných modelů



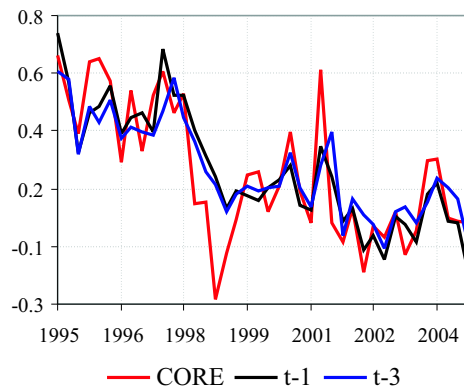
(a) Spotřebitelská inflace



(b) Čistá inflace



(c) Korigovaná inflace



(d) Jádrová inflace