

# JE MOŽNÉ PŘEDPOVÍDAT REPO SAZBU ČNB NA ZÁKLADĚ ZPĚT HLEDÍCIHO MĚNOVÉHO PRAVIDLA?

Josef Arlt, Martin Mandel, VŠE v Praze\*

---

## 1. Úvod

Repo sazba je klíčová měnově politická sazba v úrokovém transmisním mechanismu, se kterou centrální banky zpravidla pracují při cílování inflace. Z pohledu komerčních bank, investičních fondů a ostatních portfoliových investorů hraje úspěšná predikce změn repo sazby centrální banky klíčovou roli při správném nastavení časové struktury dluhopisového portfolia. Z pohledu centrální banky je konečné rozhodnutí o změně repo sazby završením složitého vícestupňového procesu řízení, které je institucionalizováno v podobě hlasování jednotlivých členů bankovní rady. Na první pohled se může zdát, že je to relativně přímý jednosměrný proces, který začíná u analytického teamu vytvořením (ne)podmíněné inflační prognózy a končí u více méně takto předurčeného hlasování v bankovní radě. Ve skutečnosti je však tento proces daleko složitější a dá se očekávat existence řady zpětných vazeb. Z hlediska teorie a psychologie řídicích procesů mohou být zpětné vazby interaktivní povahy, kdy dochází k dodatečné úpravě původní prognózy na základě diskuse a názoru vyjádřeného řídicím orgánem, nebo mohou být dokonce empativní povahy, kdy se analytický team již dopředu snaží odhadnout pohled a názor nadřízeného řídicího orgánu. Zřejmě platí, že čím jsou zpětné vazby silnější a čím více dochází k dodatečnému „přenastavení“ výchozích parametrů modelu, tím více se omezuje význam daného prognostického modelu jako určujícího analytického nástroje. Významnou roli tak začínají hrát individuální modely uvažování jednotlivých členů řídicího orgánu, tj. bankovní rady.

Cílování inflace představuje systém vedení měnové politiky, který staví do popředí maximální transparentnost. Významným prvkem transparentnosti měnové politiky je i přístupnost a srozumitelnost prognostického aparátu centrální banky odborné veřejnosti. Makroekonomický analytik v komerční bance by za ideální zřejmě považoval situaci, kdy bude mít možnost paralelně pracovat se stejným modelem jako centrální banka. Z tohoto pohledu přechod ČNB (v r. 2007) od původní jednodušší formy prognostického modelu QPM<sup>1</sup> k modelu G3 (model typu DSGE) je krokem, který z hlediska nákladů, tj. nároků na informace a lidské zdroje, nelze v komerční sféře dost dobře následovat. Problémem je i skutečnost, že externí pozorovatelé nemají detailní

---

\* Článek vznikl v rámci projektu GAČR P402/12/G097 „DYME – Dynamické modely v ekonomii“.

1 Teoretické základy tohoto modelu formuloval Svensson (1998 a 1999). V české odborné literatuře s tímto typem modelem pracují např. Kotlán (2002), Hlédík (2004), Beneš, Hurník a Vávra (2008).

přehled o konstrukci modelu a jeho postupných inovacích. Historickým zdrojem poznání jim může být pouze výzkumná práce ČNB Beneš, Hlédik, Kumhof a Vávra (2005), kde byly publikovány metodologické a mikroekonomické základy nového modelu.

V návaznosti na tyto problémy si v tomto článku klademe otázku, zda lze formulovat a empiricky verifikovat „jednoduchý“ ekonometrický zpět hledící (backward looking) model měnového pravidla, který by byl schopen popsat vývoj repo sazby (14 dní) a to pouze na základě statisticky měřených a v daném čase dostupných informací. Článek se skládá ze dvou základních částí, v první uvádíme přehled dosavadního domácího i zahraničního výzkumu, který byl zaměřen na českou ekonomiku případně i na další země střední Evropy. Následně pak diskutujeme některé metodologické problémy spojené s „ex-post“ empirickou verifikací měnového pravidla centrální banky. Druhá část má empirický charakter. Konstruujeme jednoduchý ekonometrický model měnového pravidla, zdůvodňujeme výběr a zařazení vysvětlujících proměnných do tohoto modelu, analyzujeme statistické vlastnosti časových řad a provádíme ekonometrickou verifikaci alternativních forem modelu. V závěru potom shrneme poznatky našeho výzkumu.

## **2. Přehled dosavadního výzkumu se zaměřením na české reálie a některé metodologické úvahy**

V domácí odborné ekonomické literatuře je kvalitně zastoupena zejména analýza zabývající se stanovením optimální výše repo sazby centrální banky (např. Kotlán, 2002; Hlédik, 2004; Beneš, Hurník a Vávra, 2008). Pokud jde o práce bližší naší ekonometrické analýze, pak se jedná o starší práce Fraita a Zedníčka (1999) a Mandela a Kosmaty (2000). Další vlna již pokročilejších empirických analýz je reprezentována odbornou statí Horvátha (2008) a zejména pak výzkumnou prací Vašíčka (2011). Oba autoři testují možnost existence vpřed hledícího (forward looking) nelineárního měnového pravidla na příkladu České republiky a dalších zemích. Pracují však s tříměsíční sazbou mezibankovního trhu (PRIBOR 3M) a nikoliv tedy přímo s repo sazbou ČNB. Měnové pravidlo pro repo sazbu ČNB s využitím metod umělé inteligence (neuronové sítě) zkoumají Kukul a Van Quang (2011). Dílčí závěry vyplývající z jejich úvodní ekonometrické analýzy pro repo sazbu ČNB (lineární model, osm vysvětlujících proměnných) jsou však pesimistické, neboť parametry jsou statisticky nevýznamné, případně mají znaménka v rozporu s formulovanými hypotézami.

Ze zahraničních analytických prací, které aplikují Taylorův zpět hledící přístup k měnovému pravidlu (Taylor, 1993) nebo o něco později formulovaný vpřed hledící přístup (Mehra, 1999) na země střední Evropy, je možno uvést následující příspěvky. Mohanty a Klau (2004) rozšiřují pro případ malých otevřených ekonomik vysvětlující proměnné v Taylorově pravidle o změnu reálného měnového kursu, pracují s output gapem a potenciální produkt je kvantifikován pomocí HP filtru. Zároveň testují možnost existence nelineárního měnového pravidla. V případě ČR se parametr pro

změnu reálného měnového kursu ukázal jako statisticky nevýznamný. Maria-Dolores (2005) dochází k závěru, že parametry odhadnuté v modelu pro zpět hledící Taylorovo pravidlo mají vyšší statistickou významnost než parametry ve zvoleném vpřed hledícím modelu, kde budoucí hodnoty inflace a produkčního gapu jsou odhadnuty na základě instrumentálních proměnných. Frommel a Schobert (2006) rovněž reformulují původní Taylorovo zpět hledící pravidlo na vpřed hledící. Prognózu inflace s časovým horizontem  $t+12$  aproximují skutečnou budoucí inflací. V případě ČR jsou parametry pro inflaci statisticky nevýznamné. Naopak překvapivě vysoké významnosti dosahují parametry pro nominální měnový kurs. Paez-Farrell (2007) shrnuje dosavadní výzkum a testuje různé alternativy měnových pravidel zpět hledící, vpřed hledící, lineární a nelineární měnové pravidlo, zahrnuje měnový kurs, míru nezaměstnanosti a produkční mezeru a to v prvních diferencích.

## 2.1 Některé metodologické problémy dosavadního výzkumu

### *Volba vysvětlované proměnné*

Ve většině výzkumných prací nevolí autoři za vysvětlovanou proměnnou přímo měnově politickou úrokovou sazbu (v našem případě repo sazbu 14 dní), ale úrokovou sazbu mezibankovního peněžního trhu, která „starou“ terminologii řečeno hraje roli operativního kritéria (v našem případě PRIBOR 3 měsíce). Lze ukázat, že tento přístup má určitá úskalí. Sazby mezibankovního trhu jsou z jedné strany ovlivňovány měnově politickou sazbou centrální banky, z druhé strany pak očekáváním trhu.<sup>2</sup> Např. růst inflačních očekávání na trhu logicky vede k růstu úrokových sazeb na mezibankovním trhu. To však automaticky neznamená, že centrální banka provádí restriktivní měnovou politiku.<sup>3</sup> Smyslem „ex-post“ empirické verifikace měnového pravidla není testovat chování tržní úrokové sazby na mezibankovním trhu, ale naopak chování centrální banky. Za nezbytné proto považujeme měnové pravidlo formulovat přímo pro měnově politickou sazbu centrální banky.<sup>4</sup>

### *Malá otevřená ekonomika*

Taylorovo měnové pravidlo (Taylor, 1993) bylo empiricky verifikováno na základě hospodářských reálií USA v letech 1987–1992, tj. v případě velké uzavřené ekono-

2 Tento problém analyzují Brada a Brůna (2004), kteří zdůrazňují i vliv očekávání ohledně budoucího chování centrální banky.

3 Mezi další faktory, které mohou významně ovlivnit vývoj sazeb na mezibankovním trhu s depozity, je napjatá likviditní situace např. v době finanční krize.

4 V období finanční krize je tento problém ještě hlubší. PRIBOR 3 měsíce se stává fiktivní sazbou, za kterou nejsou realizovány skutečné obchody na mezibankovním trhu. Statisticky zaznamenaný PRIBOR reprezentuje pouze účelově zvolenou hodnotu ze strany „market makerů“ na trhu, do které mohou promítat oligopolní zájmy příslušné banky. V tomto případě se může odlišovat 3M PRIBOR od implikované 3M korunové úrokové sazby z FX swapů.

miky. V případě malé otevřené ekonomiky nebudou rozdíl mezi inflací a inflačním cílem a produkční mezera zřejmě jediné vysvětlující proměnné. V řadě výše jmenovaných prací proto autoři do měnového pravidla zahrnuli i měnový kurs v různých formách (nominální, reálný, diferencovaný). V této souvislosti se také domníváme, že je nutné testovat citlivost vlastní úrokové politiky na zahraniční dominantní úrokovou sazbu (v našem případě repo sazbu ECB). Pracovní odhady pomocí Grangerových testů kauzality a VAR modelu (Mandel, 2009) naznačují oprávněnost této úvahy.

### **Potenciální produkt a produkční mezera**

Jedním ze stěžejních empirických problémů Taylorova měnového pravidla je výpočet potenciálního produktu jako východiska pro určení produkční mezery. Autoři (např. Mohanty a Klau, 2004 a Paez-Farrell, 2007) odhadují potenciální produkt pomocí HP filtru. Využití HP filtru při odhadu vývoje potenciálního produktu je založeno na implicitním předpokladu, že agregátní poptávka se poměrně rychle přizpůsobuje vývoji agregátní nabídky reprezentované potenciálním produktem. Pokud však platí opak, tj. agregátní poptávka se nepřizpůsobuje agregátní nabídce, resp. agregátní nabídka se přizpůsobuje agregátní poptávce, pak „filtrace“ časové řady hrubého domácího produktu nevede k odhadu potenciálního produktu. Představme si mezní případ, že dlouhodobá agregátní nabídka (tj. potenciální produkt) je konstantní a krátkodobá agregátní nabídka má určitou pružnost ke změnám cenové hladiny. V tomto případě cyklický pohyb v agregátní poptávce bude vyvolávat změny produktu i cenové hladiny. Pokud vyhladíme dosažené hodnoty produktu pomocí HP filtru, výsledkem nebude odhad potenciálního produktu, ale „uhlazený“ pohyb agregátní poptávky v hospodářském cyklu.<sup>5</sup>

### **Zařazení minulé, současné nebo budoucí inflace**

Centrální banky pracují s dopředu hledícími simulačními modely založenými na mikroekonomickém přístupu, které jsou základem tzv. nepodmíněných inflačních prognóz se zapracovanou trajektorií úrokové sazby. Někteří autoři (např. Mehra, 1999; Frommel a Schobert, 2006) při „ex-post“ empirické verifikaci vpřed hledícího měnového pravidla tento problém řeší tak, že do modelu zahrnují skutečnou (tj. skutečně naměřenou) inflaci v budoucím čase  $t + h$  (měsíční časová frekvence). Tento postup považujeme za zcela chybný. Problém si lze uvědomit na následujícím příkladě. Předpokládejme, že inflace v čase  $t$  je na úrovni inflačního cíle. Zároveň prognózovaná inflace v podmíněné prognóze pro  $t + 12$  je nad inflačním cílem. Centrální banka proto zvedne svojí úrokovou sazbu. Díky tomu skutečná inflace v čase  $t + 12$  zůstane, resp. vrátí

<sup>5</sup> Analýza potenciálního HDP s využitím HP filtru je provedena v článku např. Plašil (2011). Autor dospívá k závěru, že nejnižší tempa růstu potenciálního HDP v ČR (okolo 1 %) jsou v letech 1997–1998 a 2009–2010. Naopak nejvyšší tempa růstu (mezi 4–5 %) jsou v období 2004–2006. Lze si položit otázku, zda se spíše nejedná o období s nízkými a vysokými tempy růstu agregátní poptávky.

se na úroveň inflačního cíle. Zvýšení úrokové sazby v čase  $t$  nelze pomocí skutečně dosažené inflace v čase  $t + 12$  vysvětlit.

Řešením tohoto problému by mohlo být využití tzv. podmíněné inflační prognózy.<sup>6</sup> Přesněji řečeno, jako vysvětlující proměnnou v ekonometrickém modelu lze použít rozdíl mezi inflačním cílem a prognózovanou inflací v rámci podmíněné prognózy. V současné době (resp. od r. 2002), kdy ČNB pracuje s tzv. nepodmíněnou prognózou, nejsou údaje o podmíněné prognóze veřejnosti k dispozici.

### **Zpět hledící měnové pravidlo**

Má smysl testovat zpět hledící měnová pravidla v podmínkách, kdy centrální banky se prezentují vpřed hledícími modely? Reagovat lze položením následující otázky. Jak je možné, že J. B. Taylor mohl úspěšně empiricky verifikovat zpět hledící měnové pravidlo v podmínkách, kdy Fed se řídil modely „zahleděnými“ do budoucnosti? Nabízíme tři možná vysvětlení tohoto rozporu. Za prvé, řídicí orgán se v konečné fázi při změně repo sazby nerozhoduje na základě výsledků a doporučení vpřed hledících modelů a realizuje politiku zpět hledící na základě vlastních individuálních modelů rozhodování.<sup>7</sup> Za druhé, vpřed hledící modely jsou pouze komunikačním nástrojem mezi centrální bankou a veřejností a pomocí ad hoc manipulace se základními parametry modelu analytici respektují zpět hledící pohled nadřazeného řídicího orgánu. Za třetí, řídicí orgán se skutečně rozhoduje na základě výsledků a doporučení vpřed hledících modelů, je ale logické, že i tyto modely pracují s exogenními a predeterminovanými proměnnými, jejichž hodnoty jsou známy v čase  $t$ . Ve všech případech je tedy zohledněna v minulých datech obsažená určitá statistická informace o budoucím vývoji repo sazby centrální banky.<sup>8</sup>

### **3. Formulace a empirická verifikace modelu**

Formulace ekonometrického modelu byla podřízena požadavku, že všechny vysvětlující proměnné musí být pozorovatelné a statisticky dostupné. Záměrně nepracujeme s proměnnými, které jsou získávány (odhadovány) na základě teorie a tedy i na základě řady explicitních a implicitních předpokladů. Zejména máme na mysli různé typy rovnovážných veličin (např. potenciální produkt, přirozená míra nezaměstnanosti, přirozená úroková míra apod.) nebo očekávaných veličin (očekávaná inflace,

6 K problému podmíněné a nepodmíněné inflační prognózy podrobněji Dědek (2004).

7 Např. v roce 2008 po zvýšení repo sazby z 3,50 % na 3,75 % k 8. 2. 2008 docházelo k postupnému poklesu repo sazby až na 1,00 % k 17. 12. 2009. Pokud jde o soulad změn repo sazby s prognózami ČNB publikovanými v jednotlivých „Zprávách o inflaci“ (I, II, III a IV/ 2008), pak v krátkém období byl plný soulad mezi skutečnou změnou repo sazby a prognózou. Pro delší období však prognóza hovoří 3 krát o „stabilitě repo sazby“ a 1 krát o „zvýšení repo sazby“, což bylo v rozporu s výrazným poklesem repo sazby v diskutovaném období.

8 V prvním a ve druhém případě platí, že reakční funkce centrální banky je *de facto* založena na zpět hledícím měnovém pravidlu.

očekávané HDP, očekávaný kurs apod.). Tento požadavek není pouze pragmatický, lze se odvolat i na tradiční přístupy postkeynesovské ekonomie, která principiálně odmítá využívání nepozorovaných proměnných v analýze hospodářských procesů a staví do popředí požadavek kritického realismu (např. Sojka, 2010 a Jespersen, 2011).

ČR je malá výrazně otevřená ekonomika, proto lze očekávat, že v systému cílování inflace bude mít na rozhodování bankovní rady významný vliv vývoj měnového kursu české koruny. Předpokládáme, že ČNB bude mít tendenci zvyšovat repo sazbu v případě depreciace české koruny ve vztahu k EUR a naopak, neboť vývoj měnového kursu zásadním způsobem ovlivňuje řadou transmisních kanálů budoucí inflaci v otevřené ekonomice (např. Hlédik, 2004).

ČR je ekonomika s vysokou mezinárodní mobilitou finanční kapitálu, proto lze očekávat, že naše měnová politika v oblasti stanovení repo sazby bude ve značné míře „price taker“ a bude „respektovat“ vývoj repo sazby ECB. Důvodem je, že výrazná odchylka domácích sazeb peněžního trhu od ekvivalentních zahraničních úrokových sazeb by vyvolávala destabilizační toky krátkodobého spekulativního kapitálu, které by následně zvyšovaly volatilitu měnového kursu a ohrožovaly dosažení inflačního cíle.

I v podmínkách vpřed hledící měnové politiky pracující na základě srovnání inflační prognózy a inflačního cíle lze očekávat, že svojí roli při nastavení repo sazby bude mít i „minulá“ inflace. Poslední známá hodnota inflace, resp. její minulý vývoj je s největší pravděpodobností součástí informačního portfolia při utváření racionálního „forward looking“ pohledu. Význam minulé inflace bude dále narůstat zejména v případech, kdy řídicí subjekt ztrácí důvěru k výsledkům jeho prognostického aparátu založeného na řadě teoretických proměnných, spekulativně stanovených hodnot parametrů a následných dynamických interaktivních procesech.

Hlavním cílem měnové politiky ČNB dle zákona č. 6/1993 o České národní bance je zabezpečení cenové stability. Pokud tím není dotčen tento hlavní cíl, má ČNB „podporovat obecnou hospodářskou politiku vlády vedoucí k udržitelnému hospodářskému růstu“. Apriorně nelze tedy vyloučit, že v určitých situacích a fázích hospodářského vývoje může řídicí orgán při stanovení repo sazby přihlížet i k tempu růstu HDP. V našem případě je růst HDP (pouze čtvrtletní frekvence) aproximován tempem růstu průmyslové výroby.

Poslední uvažovaná vysvětlující proměnná je tempo růstu peněžní zásoby. Jedná se o proměnnou, která je alternativním měnovým cílem v historicky předcházejícím monetárním transmisním mechanismu. V případě teoretického a modelového základu cílování inflace je peněžní zásoba považovaná za endogenní, tj. za pasivně se přizpůsobující reálným ekonomickým procesům. Měnové agregáty mohou sehrát určitou roli jako doplňkové měnové indikátory obsahující informaci o budoucím (dlouhodobém) vývoji agregátní poptávky. V tomto smyslu jsou komplementární (nikoliv tedy konkurenční) k hlavnímu prognostickému modelu, který je koncipován spíše jako střednědobý.

V souladu se standardně uvažovanými ekonomickými vztahy předpokládáme, že bankovní rada bude mít tendenci zvýšit repo sazbu, pokud domácí měna oslabuje

(tj. kurs kvantitativně roste), ECB zvyšuje repo sazbu, domácí inflace roste (resp. roste nad inflační cíl), tempo reálného růstu domácí ekonomiky a tempo růstu domácí peněžní zásoby se zvyšuje. Ve všech případech se tedy jedná o přímo úměrné vztahy.

### 3.1 Data

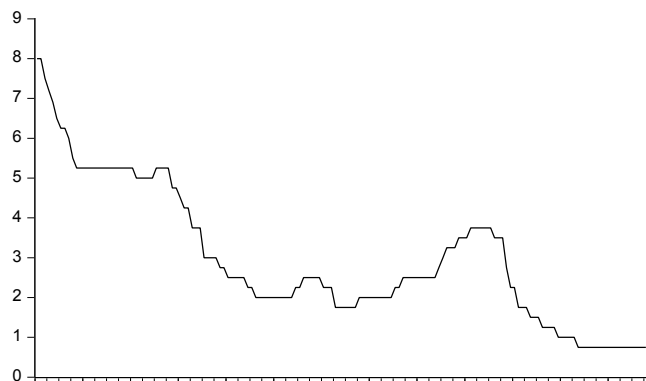
Empirická analýza je založená na měsíčních časových řadách za období od ledna 1999 do října 2011:

- repo14d<sub>CNB</sub>* – dvoutýdenní repo sazba ČNB (databáze ČNB ARAD), jsou uvažované hodnoty ke konci měsíce,
- kc/eur* – měnový kurs české koruny ve vztahu k EURO ke konci měsíce (databáze ČNB ARAD),
- m2\_rocni* – meziroční koeficient růstu M2 ke konci měsíce (databáze ČNB ARAD) počítaný jako  $M2_t/M2_{t-12}$ ,
- pp\_rocni* – meziroční koeficient růstu průmyslové produkce v ČR počítaný jako  $pp_t/pp_{t-12}$  (*pp* je bazický index průmyslové produkce v ČR – 2005=100 (databáze ČNB)),
- repo<sub>ECB</sub>* – repo sazba ECB (databáze ECB),
- mi\_rocni* – roční míra inflace počítaná jako meziroční koeficient růstu indexu spotřebitelských cen (*isc* - databáze ČNB), tj.  $isc_t/isc_{t-12}$ ,
- mi\_anual* – anualizovaná míra inflace počítaná na základě vztahu  $isc_t/isc_{t-1}$ .<sup>12</sup>

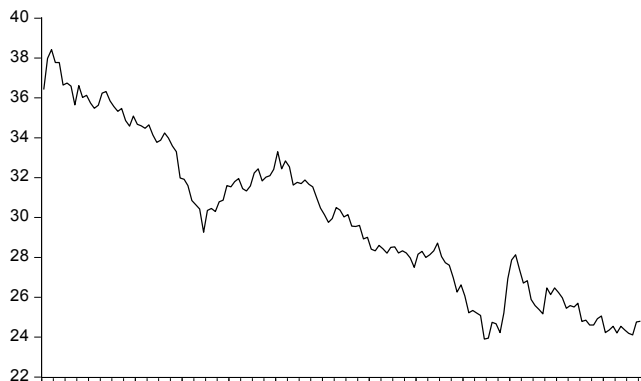
Analyzované časové řady zachycují následující obrázky 1a) – 1h). Všechny časové řady kromě anualizované míry inflace jsou nestacionární, což prokazují ADF testy jednotkového kořene, které jsou uvedené v tabulce 1 (obsahuje odhady hladin významnosti testu, který vychází z modelu bez konstanty, s konstantou, s konstantou a trendem, viz např. Arlt a Arltová, 2009).

Obrázek 1a

**Dvoutýdenní repo sazba ČNB (*repo14d*)**



Obrázek 1b  
**Měnový kurz CZK/EURO (kc/eur)**



Obrázek 1c  
**Meziroční koeficient růstu M2 ( $m2\_rocn\dot{i}$ )**

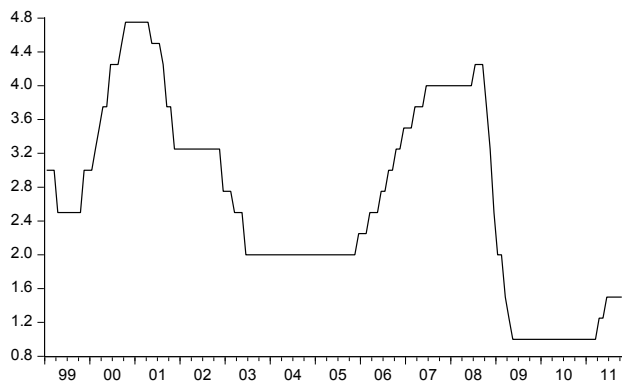


Obrázek 1d  
**Meziroční koeficient růstu prům. ( $pp\_rocn\dot{i}$ )**





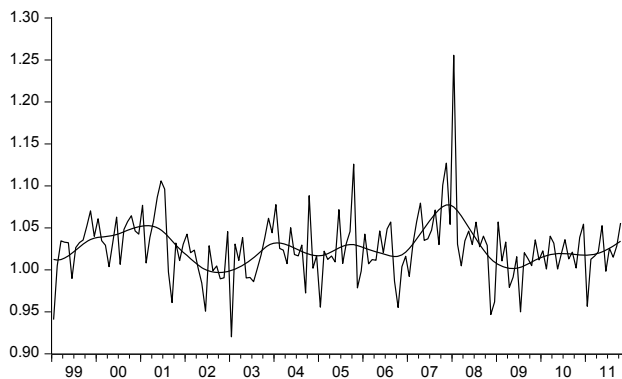
Obrázek 1e  
repo sazba ECB ( $repo_{ECB}$ )



Obrázek 1f  
roční míra inflace ( $mi_{rocn\dot{i}}$ )

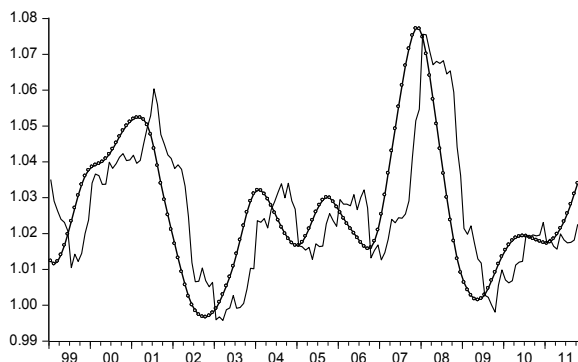


Obrázek 1g  
Anualizovaná míra inflace ( $mi_{anual}$ ), anualizovaná míra inflace „vyhlazená“ pomocí HP filtru ( $mi_{anual\_hp}$ )



Obrázek 1h

Roční míra inflace (*mi\_rocni*), anualizovaná míra inflace „vyhlazená“ pomocí HP filtru (*mi\_anual\_hp*)



Tabulka 1

ADF test jednotkového kořene

Časová řada	ADF	ADF <sub>c</sub>	ADF <sub>c,t</sub>
<i>repo14d</i>	0,0384	0,2878	0,3136
<i>mi_rocni</i>	0,6579	0,1673	0,4181
<i>mi_anual</i>	0,6784	0,0000	0,0000
<i>mi_anual_hp</i>	0,7180	0,0186	0,0833
<i>kc/eur</i>	0,0452	0,7058	0,2112
<i>repo<sub>ECB</sub></i>	0,3431	0,2109	0,1121
<i>m2_rocni</i>	0,5409	0,2071	0,3981
<i>pp_rocni</i>	0,5302	0,0871	0,2662

Pozn.: Hladina významnosti; model bez konstanty-ADF, s konstantou-ADF<sub>c</sub>, s konstantou a trendem ADF<sub>c,t</sub>

Zajímavý je vztah roční a anualizované míry inflace. Z obrázku 1g je zřejmé, že anualizovaná míra inflace je volatilní a obsahuje výraznou sezónní složku. Po jejím vyhlazení pomocí HP filtru s vyhlazovacím parametrem 140 (*mi\_anual\_hp*) lze zjistit, že tvar takto transformované časové řady je velice podobný tvaru roční míry inflace. Tato transformace vede rovněž ke změně výsledku ADF testu, který v případě zahrnutí konstanty nezamítá nestacionaritu na 1% hladině významnosti a v ostatních případech na 5% hladině významnosti. Z obrázku 1h je patrné, že roční míra inflace obsahuje ve srovnání s anualizovanou mírou inflace zpožděnou informaci o dynamice cenové úrovně přibližně o 6 měsíců. Tuto situaci lze interpretovat tak, že roční míra inflace podává o dynamice cenové úrovně v čase  $t$  obdobnou informaci, jakou poskytuje anualizovaná míra inflace o 6 měsíců dříve, tj. v čase  $t-6$ . Jinými slovy, v případě, že analyzujeme roční mírou inflace, vzdáváme se informací o vývoji cen za posledních 6 měsíců a pracujeme tedy s půl roku starou informací. Tato problematika je podle našeho názoru závažná a je detailně analyzovaná a zdůvodněná v pracích Arlt a Bašta (2008, 2010).

## 3.2 Model

Pro analýzu závislosti repo sazby ČNB na výše uvedených vysvětlujících proměnných použijeme jednorovnicový log-lineární regresní model tvaru

$$\ln y_t = \ln x_t' \beta + \varepsilon_t, \quad (1)$$

kde  $\varepsilon_t$  je nesystematická složka.

Hlavním důvodem logaritmické transformace v naší analýze je redukce heteroskedasticity nesystematické složky (např. Verbeek, 2004). Parametry log-lineárního modelu obsažené v parametrickém vektoru  $\beta$  se označují jako elasticity a interpretují se jako relativní (procentuální) změny vysvětlované proměnné při jednotkové relativní (procentuální) změně odpovídajících vysvětlujících proměnných.

Volba jednorovnicového modelu vyplývá z výše formulovaných hypotéz, které ověřujeme. Bankovní rada na základě informací, které má k dispozici a samozřejmě znalosti dané problematiky rozhoduje o úrovni repo sazby. Je tedy zřejmé, že v tomto případě je repo sazba endogenní proměnná a ostatní proměnné mají exogenní charakter. K zachycení vztahu mezi proměnnými je tedy postačující jednorovnicový model.

Při modelování vztahů časových řad velice často vzniká problém autokorelace zbytkové složky modelu. Při odhadu parametrů modelu pomocí metody nejmenších čtverců vede přítomnost autokorelace mimo jiné k nadhodnocení indexu determinace a k podhodnocení směrodatných chyb odhadů a tím k nadhodnocení  $t$ -testů, což může vést k mylným závěrům při testování parametrů modelu. Pro tento případ, jakož i pro případ přítomnosti heteroskedasticity zbytkové složky navrhli Newey a West (1987) opravu směrodatných chyb odhadů parametrů. Tyto korigované odhady se označují jako HAC směrodatné chyby („heteroscedasticity and autocorrelation consistent standard errors“) a vycházejí za předpokladu, že  $E\{x_t \varepsilon_t\} = 0$  a  $E\{\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}\} = 0$  pro  $s = K, K+1, \dots$  z odhadu kovarianční matice odhadů parametrů ve formě  $V(b) = \left( \sum_{t=1}^T \ln x_t' \ln x_t \right)^{-1} TG \left( \sum_{t=1}^T \ln x_t' \ln x_t \right)^{-1}$ , kde  $T$  je počet pozorování časových řad a  $G$  je tzv. dlouhodobá kovarianční matice (detailní informace viz Andrews, 1991, Den Haan and Levin, 1997, Andrews a Monahan, 1992).

## 3.3 Empirická analýza a její výsledky

Tabulka 2 obsahuje korelační koeficienty dvojic analyzovaných časových řad. Kromě výše uvedených časových řad je do této tabulky zařazen ještě rozdíl logaritmované roční míry inflace a logaritmovaného inflačního cíle ( $mi\_rocn\_g = \ln(mi\_rocn) - \ln(mi\_cil)$ ) a logaritmované anualizované míry inflace a logaritmovaného inflačního cíle ( $mi\_an\_hp\_g = \ln(mi\_anual\_hp) - \ln(mi\_cil)$ ). Korelační koeficienty časových řad s repo sazbou ČNB jsou ve většině případů poměrně vysoké. Výjimkou jsou časové řady rozdílů měr inflace od inflačního cíle a časová řada meziročního koeficientu růstu průmyslové produkce (v případě průmyslové produkce a rozdílů anualizované míry inflace a inflačního cíle jsou korelační koeficienty dokonce mírně záporné). S nízkými

korelačními koeficienty měr inflace v „diferenční“ formě a repo sazby kontrastují vysoké korelační koeficienty těchto měr inflace s odpovídajícími netransformovanými mírami inflace, což potvrzuje jejich velice podobný průběh (vzhledem k charakteru průběhu časové řady inflačního cíle je tento závěr logický). Protože jsou časové řady nestacionární, může vzniknout problém zdánlivé korelace. Tento problém se zřejmě netýká uvedených tří časových řad a není tedy možné předpokládat, že by mohly vysvětlovat dynamiku repo sazby ČNB, proto nebudou do modelu zařazené.

Tabulka 2

**Korelační matice logaritmovaných časových řad**

	<i>repo14d</i>	<i>mi_rocni</i>	<i>mi_anual_hp</i>	<i>mi_rocni_g</i>	<i>mi_an_hp_g</i>	<i>kc/eur</i>	<i>repo<sub>ECB</sub></i>	<i>m2_rocni</i>	<i>pp_rocni</i>
<i>repo14d</i>	1,0000								
<i>mi_rocni</i>	0,4780	1,0000							
<i>mi_anual_hp</i>	0,3317	0,6401	1,0000						
<i>mi_rocni_g</i>	0,1822	0,9518	0,6316	1,0000					
<i>mi_an_hp_g</i>	-0,0324	0,5560	0,9586	0,6646	1,0000				
<i>kc/eur</i>	0,7519	0,0066	0,0833	-0,5392	-0,4272	1,0000			
<i>repo<sub>ECB</sub></i>	0,8417	0,6010	0,5188	0,3107	0,1955	0,4809	1,0000		
<i>m2_rocni</i>	0,6150	0,5813	0,4459	0,4509	0,3696	0,2850	0,6189	1,0000	
<i>pp_rocni</i>	-0,0221	0,0593	0,3422	0,0621	0,3287	0,1604	0,1575	0,0371	1,0000

Model, jehož odhady parametrů obsahuje tabulka 3, vysvětluje chování repo sazby ČNB pomocí roční míry inflace, měnového kurzu CZK/EUR a repo sazby ECB. Původně byla do tohoto modelu zahrnuta také časová řada meziročního koeficientu růstu peněžní zásoby M2 v logaritmické transformaci. Zahrnutí peněžní zásoby však nevedlo ke kvalitnějšímu modelu, odhadnutý parametr byl statisticky nevýznamný.

Časové řady roční míry inflace a repo ECB jakož i kurzu CZK/EUR a repo ECB jsou relativně silně korelované (0,6010 resp. 0,4809), což by mohlo vést k multikolinearitě. Z empirických výsledků však nevyplývá, že by příp. multikolinearita příliš nadohodovala odhady směrodatných chyb odhadů parametrů, proto v modelu zůstanou zařazené všechny tři časové řady.

Empirická analýza ukazuje, že vztah uvedený v tabulce 3 a v následujících tabulkách 4, 5, 6 má blízko ke vztahu kointegračnímu. Parametry těchto modelů by potom bylo možné interpretovat jako kointegrační parametry.

Závisle proměnná: $\ln(repo14d)$ Období: 1999m01 2011m10 HAC směrodatné chyby (Bartlettův kernel)				
Proměnná	Odhad	Sm. chyba	t-test	Hl. význ.
$c$	-8,3564	1,3316	-6,2754	0,0000
$\ln(mi\_rocni)$	6,9765	1,7888	3,9001	0,0001
$\ln(kc/eur)$	2,5186	0,4043	6,2296	0,0000
$\ln(repo_{ECB})$	0,6308	0,0915	6,8924	0,0000

$R^2 = 0,8837$   $s = 0,2199$   $F = 380,03(0,0000)$   $DW = 0,1660$   $AIC = -0,1653$

Durbinova-Watsonova ( $DW$ ) statistika indikuje u tohoto modelu přítomnost autokorelace, což vede k nadhodnocení indexu determinace  $R^2$ ,  $F$ -testu a  $t$ -testů. Deformace  $t$ -testů však byla eliminována použitím HAC směrodatných chyb při jejich výpočtu. Odhady parametrů u vysvětlujících proměnných měnový kurs a repo sazba ECB mají znaménka v souladu s ekonomickou teorií a jsou statisticky významné. Odhad parametru u roční míry inflace má rovněž správné znaménko a je také statisticky významný.

Zajímavou informaci o vysvětlující „síle“ jednotlivých nezávisle proměnných pro závisle proměnnou podává tzv. pákový graf na obrázku 2. Tento graf je vytvořen transformací vícerozměrné regrese na skupinu jednorozměrných regresí. Například pro proměnnou  $\ln(kc/eur)$  se pákový graf vytvoří jako bodový diagram („scatter plot“) proměnných  $u$  a  $v$ , kde  $u$  jsou rezidua regrese s konstantou, ve které je  $\ln(repo14d)$  závisle proměnná a  $\ln(mi\_rocni)$  a  $\ln(repo_{ECB})$  jsou nezávisle proměnné,  $v$  jsou rezidua regrese s konstantou, ve které je  $\ln(kc/eur)$  závisle proměnná a  $\ln(mi\_rocni)$  a  $\ln(repo_{ECB})$  jsou nezávisle proměnné. Na jednotlivé obrázky se lze dívat jako na rezidua jednoduchých regresí, jejich rozptýlenost okolo přímky charakterizuje „sílu“ vztahu jednotlivých vysvětlujících proměnných a repo sazby ČNB.

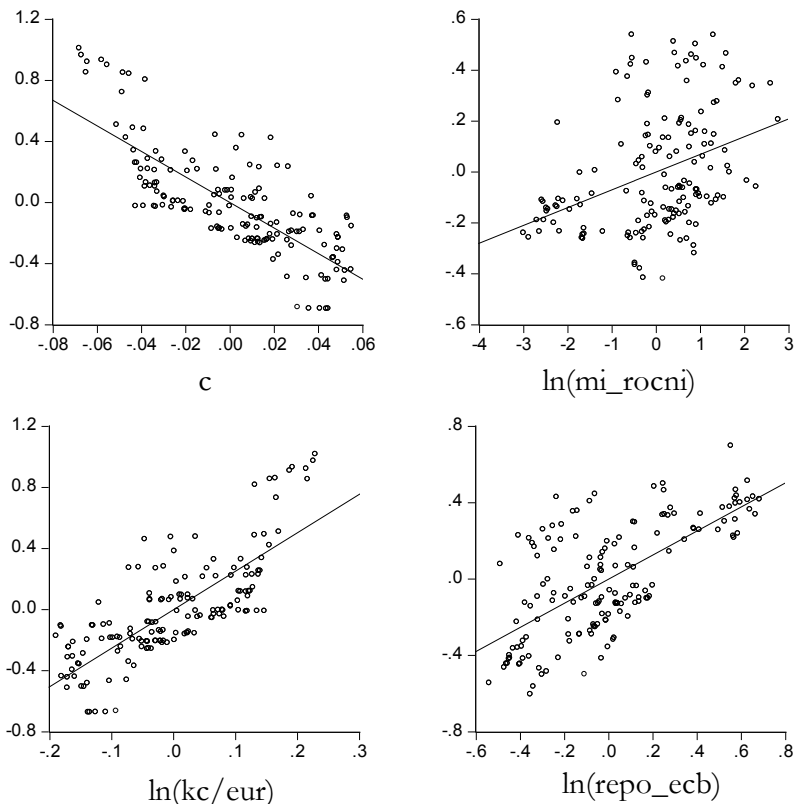
Z obrázku 2 je patrné, že všechny vysvětlující proměnné (kromě konstanty) jsou v přímo úměrném vztahu s repo sazbou ČNB. Relativně „těsně“ okolo přímky jsou rozptýlena rezidua u měnového kurzu. Zdá se, že nejméně systematicky jsou rozptýlena rezidua u roční míry inflace, stále je zde však patrný přímo úměrný vztah této proměnné s repo sazbou ČNB.

V modelu v tabulce 4 je místo roční míry inflace zařazená anualizovaná míra inflace vyhlazená HP filtrem. Je zřejmé, že model je celkově z hlediska indexu determinace, reziduální směrodatné odchylky  $s$ , i z hlediska kritéria  $AIC$  (Akaikeho informační kritérium) horší než první model. Odhad parametru u anualizované míry inflace je statisticky nevýznamný, což potvrzuje skutečnost, že při rozhodování o repo sazbě ČNB není tato míra inflace uvažovaná (také korelační koeficient této časové řady a repo sazby ČNB je nižší než v případě roční míry inflace, viz tabulka 2). Tento závěr je však možné interpretovat ještě jinak. V souladu s tím, co bylo uvedeno v části 3.1, platí přibližně vztah  $\ln(mi\_rocni)_t \approx \ln(mi\_anual\_hp)_{t-6}$ , a tedy  $\ln(mi\_rocni)_{t+6} \approx \ln(mi\_anual\_hp)_t$ , což znamená, že anualizovaná míra inflace v čase  $t$  je velice dobrou předpovědí roční

míry inflace v čase  $t+6$ . Statisticky nevýznamný odhad parametru u anualizované míry inflace lze také chápat jako přijetí hypotézy, že při rozhodování o repo sazbě není uvažovaná předpověď budoucího vývoje inflace s předpovědním horizontem 6 měsíců.

Obrázek 2

**Pákový graf ( $\ln(repo14d)$  vs. vysvětlující proměnné), tabulka 3**



Tabulka 4

**Odhad MNČ – model s anualizovanou mírou inflace**

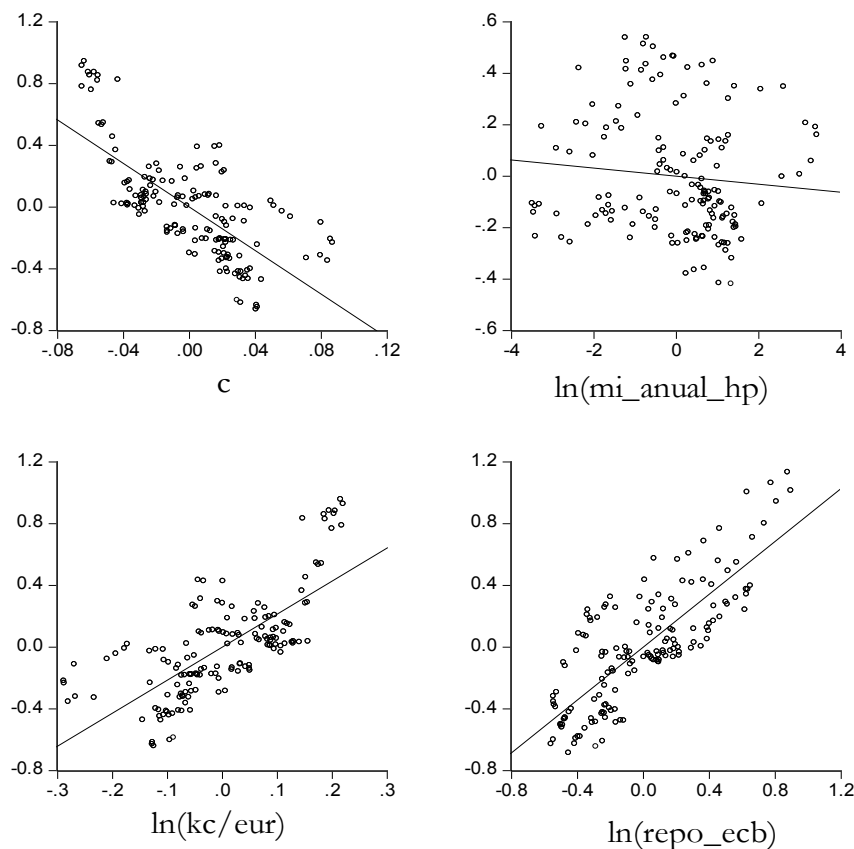
Závisle proměnná: $\ln(repo14d)$ Období: 1999m01 2011m10 HAC směrodatné chyby (Bartlettův kernel)				
Proměnná	Odhad	Sm. chyba	t-test	Hl. význam.
$c$	-7,0618	1,5142	-4,6638	0,0000
$\ln(mi\_anual\_hp)$	-1,5673	2,3344	-0,6714	0,5030
$\ln(kc/eur)$	2,1420	0,4641	4,6156	0,0000
$\ln(repo_{ECB})$	0,8567	0,1119	7,6575	0,0000

$R^2 = 0,8664$   $s = 0,2357$   $F = 324,35(0,0000)$   $DW = 0,1449$   $AIC = -0,0266$

Situaci potvrzuje pákový graf. Z tohoto grafu je zřejmá vysvětlující „síla“ měnového kursu a repo sazby ECB. Rezidua u modelu s vysvětlující anualizovanou mírou inflace jsou výrazně nesystematicky (kruhově) rozptýlena kolem mírně klesající přímky, což indikuje nepřítomnost vazby repo sazby na anualizovanou míru inflace. A navíc klesající přímka znamená nepřímo úměrný vztah, což není v souladu s ekonomickou teorií.

Obrázek 3

**Pákový graf ( $\ln(repo14d)$  vs. vysvětlující proměnné), tabulka 4**



V tabulce 5 jsou odhady parametrů hypotetického modelu, ve kterém jsou všechny časové řady kromě anualizované míry inflace posunuty v čase vpřed o 6 měsíců, tyto časové řady jsou tedy v čase  $t+6$ , zatímco anualizovaná míra inflace je v čase  $t$ . Ani do tohoto modelu není možné zařadit meziroční koeficient růstu průmyslové produkce, meziroční koeficient růstu peněžní zásoby z modelu „vypadne“, protože odhad jeho parametru je statisticky nevýznamný.

Vzhledem ke vztahu anualizované a roční míry inflace není překvapující, že odhady parametrů tohoto modelu jsou blízké odhadům parametrů modelu v tabulce 3.

Podobnost obou modelů potvrzují také pákové grafy na obrázku 2 a 4. Tato skutečnost potvrzuje, že roční míra inflace obsahuje prakticky stejnou informaci o dynamice cenové úrovně jako anualizovaná míra inflace, rozdíl je „pouze“ v jejím půlročním zpoždění.

Tabulka 5

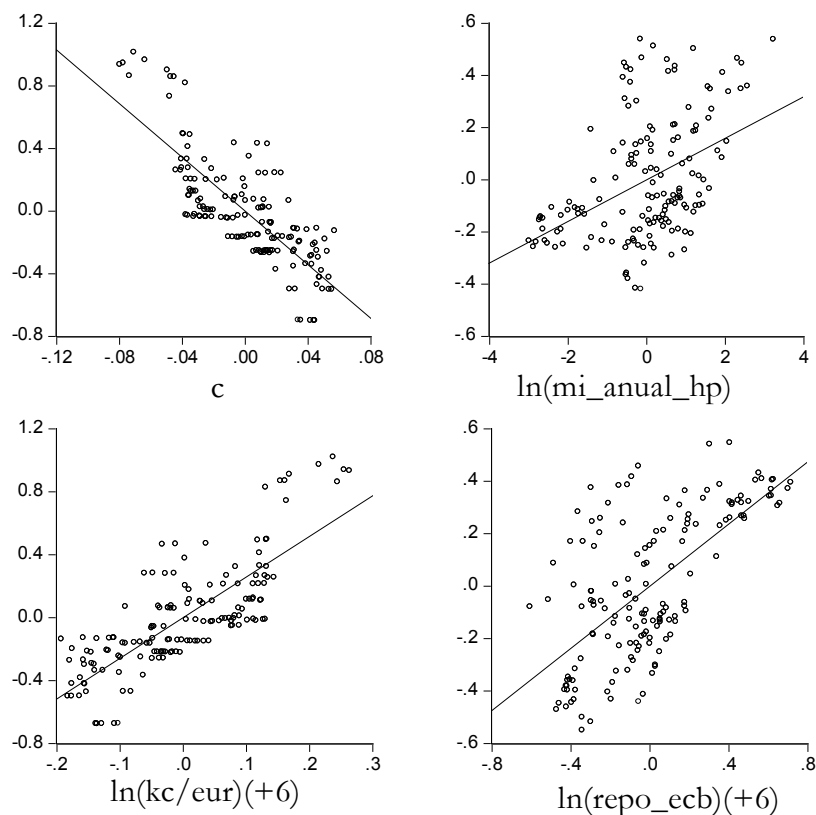
**Odhad MNČ – model s anualizovanou mírou inflace**

<b>Závisle proměnná: <math>\ln(\text{repo14d})(+6)</math>  Období: 1998m07 2011m04  HAC směrodatné chyby (Bartlettův kernel)</b>				
Proměnná	Odhad	Sm. chyba	t-test	Hl. význ.
<b>c</b>	-8,5702	1,2567	-6,8195	0,0000
<b><math>\ln(\text{mi\_anual\_hp})</math></b>	7,9640	1,7118	4,6524	0,0000
<b><math>\ln(\text{kc/eur})(+6)</math></b>	2,5828	0,3814	6,7721	0,0000
<b><math>\ln(\text{repo}_{\text{ECB}})(+6)</math></b>	0,5927	0,0905	6,5506	0,0000

$R^2 = 0,8910$   $s = 0,2130$   $F = 408,57(0,0000)$   $DW = 0,170$   $AIC = -0,230$

Obrázek 4

**Pákový graf  $\ln(\text{repo14d})(+6)$  vs. vysvětlující proměnné), tabulka 5**





Další hypotetický model se od modelu předchozího liší tím, že místo anualizované míry inflace obsahuje roční míru inflace. Model uvedený v tabulce 3 indikuje, že při stanovení repo sazby ČNB je aktuální roční míra inflace důležitým zdrojem informací. Na rozdíl od tohoto modelu je roční míra inflace v modelu v tabulce 6 ve srovnání s ostatními proměnnými zpožděná o 6 měsíců (model je identický s modelem z tabulky 3 se zpožděnou roční mírou inflace o půl roku). Je zajímavé pozorovat, že všechny odhady parametrů mají správné znaménko a jsou statisticky významně odlišné od nuly. Porovnáním obou modelů, tj. modelu v tabulce 3 a v tabulce 6 lze snadno zjistit, že druhý model je z hlediska indexu determinace  $R^2$ , reziduální směrodatné odchylky  $s$ , reziduálního rozptylu i kritéria  $AIC$  lepší než model první, lze dokonce pozorovat, že i směrodatné chyby odhadů parametrů jsou menší a tyto odhady jsou tedy přesnější. Tyto výsledky ukazují, že při stanovení repo sazby ČNB hraje minulá výše roční míry inflace důležitější roli než její současná úroveň, což potvrzuje i pákový graf. Porovnáním grafu pro roční míru inflace v obrázku 2 a obrázku 5 lze vidět, že rezidua jsou v případě zpožděné roční míry inflace méně variabilní a výrazněji koncentrovaná kolem rostoucí přímky.

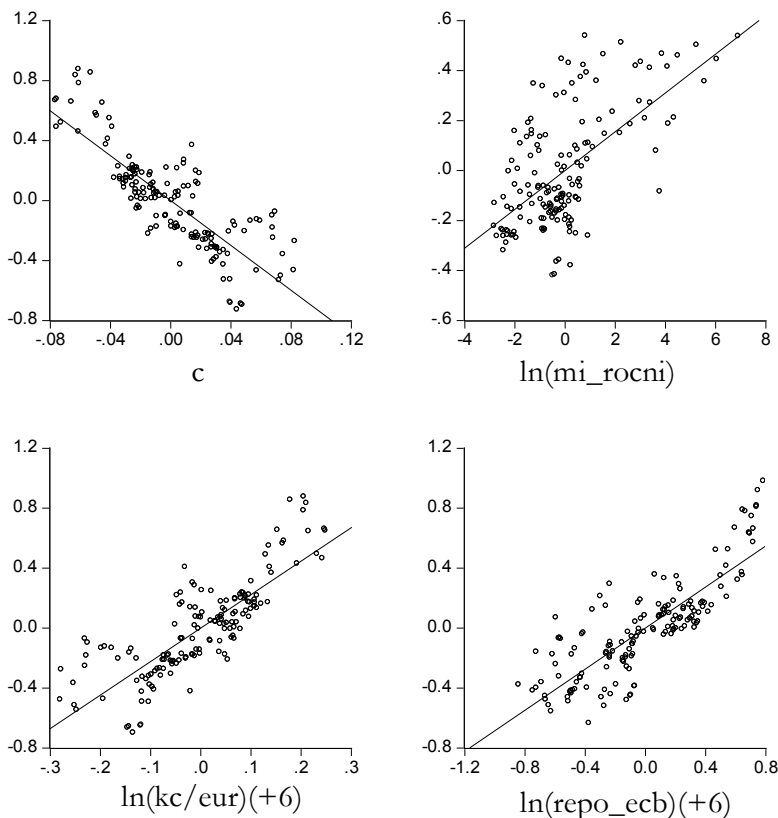
Tabulka 6

**Odhad MNČ – model s roční mírou inflace**

<b>Závisle proměnná: <math>\ln(\text{repo14d})(+6)</math>  Období: 1998m07 2011m04  HAC směrodatné chyby (Bartlettův kernel)</b>				
Proměnná	Odhad	Sm. chyba	t-test	Hl. význ.
<b>c</b>	-7,4756	1,0808	-6,9165	0,0000
<b><math>\ln(mi\_rocn)</math></b>	7,7674	0,9253	8,3941	0,0000
<b><math>\ln(kc/eur)(+6)</math></b>	2,2331	0,3283	6,8026	0,0000
<b><math>\ln(repo_{ECB})(+6)</math></b>	0,6853	0,0887	7,7299	0,0000

$R^2=0,9167$   $s=0,1862$   $F=550,06(0,0000)$   $DW=0,2708$   $AIC=-0,4985$

Obrázek 5

Pákový graf  $\ln(\text{repo14d})(+6)$  vs vysvětlující proměnné, tabulka 6

#### 4. Závěr

V naší analýze si klademe otázku, zda je možné úspěšně empiricky verifikovat zpět hledící měnové pravidlo v podmínkách, kdy centrální banka deklaruje realizaci měnové politiky na základě vpřed hledícího měnového pravidla. K této analýze nás vede zkušenost, že analytici v komerční sféře nemají možnost si ověřit chování centrální banky při změnách repo sazby na základě strukturálního dynamického modelu, který v současné době ČNB využívá (model G3). Vycházíme z představy následujících možných situací. Za první, řídicí orgán se v konečné fázi při změně repo sazby nerozhoduje na základě výsledků a doporučení vpřed hledících modelů a realizuje politiku zpět hledící na základě vlastních individuálních modelů rozhodování. Za druhé, vpřed hledící modely jsou pouze „komunikačním nástrojem“ mezi centrální bankou a veřejností a pomocí „ad hoc“ manipulace se základními parametry modelu analytici respektují zpět hledící pohled nadřazeného řídicího orgánu. Za třetí, řídicí orgán se skutečně

rozhoduje na základě výsledků a doporučení vpřed hledících modelů, je ale logické, že i tyto modely pracují s exogenními a predeterminovanými proměnnými, jejichž hodnoty jsou známy v čase rozhodování.

Empirická analýza je založená na měsíčních časových řadách za období od ledna 1999 do října 2011 a zahrnuje následující proměnné: dvoutýdenní repo sazba ČNB, měnový kurs CZK/EUR, repo sazba ECB, roční míra inflace, anualizovaná míra inflace, rozdíl roční míry inflace a inflačního cíle a rozdíl anualizované míry inflace a inflačního cíle, meziroční koeficient růstu M2, meziroční koeficient růstu průmyslové produkce. Náš empirický výzkum ukazuje, že korelační koeficienty jednotlivých časových řad s repo sazbou ČNB jsou ve většině případů poměrně vysoké. Výjimkou jsou časové řady rozdílů měr inflace od inflačního cíle a časová řada meziročního koeficientu růstu průmyslové produkce. Tyto proměnné se ukázaly jako statisticky nevýznamné i v dále testovaných ekonometrických modelech.

Naše analýza ukázala, že odhady parametrů u vysvětlujících proměnných roční míra inflace, měnový kurs a repo sazba ECB mají znaménka v souladu s ekonomickou teorií a jsou statisticky významné. V alternativním modelu byla místo roční míry inflace zařazená anualizovaná míra inflace vyhlazená HP filtrem, kterou lze také chápat jako velmi dobrou předpověď budoucího vývoje roční míry inflace s horizontem 6 měsíců. Tento alternativní model je celkově z hlediska indexu determinace, reziduální směrodatné odchylky i z hlediska Akaikeho informačního kritéria horší než základní model. Odhad parametru u anualizované míry inflace byl statisticky nevýznamný, což potvrzuje skutečnost, že při rozhodování o repo sazbě ČNB není tato míra inflace uvažovaná. Za překvapivé považujeme zjištění, že statistická významnost odhadovaného modelu se dále naopak zvýšila po šestiměsíčním zpoždění roční míry inflace. Tuto skutečnost signalizují lepší dosažené hodnoty u indexu determinace, reziduální směrodatné odchylky, Akaikeho informačního kritéria a směrodatné chyby odhadů parametrů. Dosažené výsledky tedy signalizují, že při stanovení repo sazby ČNB hraje minulá výše roční míry inflace důležitější roli než její současná úroveň.

## Literatura

- ANDREWS, D. W. K. 1991. Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. *Econometrica*, 1991, Vol. 59, pp. 817–858.
- ANDREWS, D. W. K.; MONAHAN, J. CH. 1992. An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator. *Econometrica*, 1992, Vol. 60, pp. 953–966.
- ARLT, J.; ARLTOVÁ, M. 2009. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009.
- ARLT, J.; BAŠTA, M. 2008. Časové řady měsíční a roční míry inflace a jejich vlastnosti. *Politická ekonomie*, 2008, Vol. 56, No. 4, pp. 536–556.
- ARLT, J.; BAŠTA, M. 2010. The Problem Of The Yearly Inflation Rate And Its Implications For The Monetary Policy Of The Czech National Bank. *Prague Economic Papers*, 2010, Vol. 19, No. 2, pp. 99–117.
- BENEŠ, J.; HLÉDIK, T.; KUMHOF, M.; VÁVRA, D. 2005. An Economy in Transition and DSGE: What the Czech National Bank's New Projection Model Needs. [Working Paper No.12], CNB, 2005.

- BENEŠ, J.; HURNÍK, J.; VÁVRA, D. 2008. Exchange Rate Management and Inflation Targeting: Modeling the Exchange Rate in Reduced-Form New Keynesian Models. *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a úvěr)*, 2008, Vol. 58, No. 3–4, pp. 166–194.
- BRADA, J.; BRŮNA, K. 2004. Analýza citlivosti referenčních úrokových sazeb PRIBOR na změny repo sazby České národní banky. *Politická ekonomie*, 2004, Vol. 52, No. 5, pp. 601–621.
- DEN HAAN, W. J.; LEVIN, A. 1997. A Practitioner's Guide to Robust Covariance Matrix Estimation. In MADDALA, G. S.; RAO, C. R. (eds.), *Handbook of Statistics Vol. 15, Robust Inference*, North-Holland: Amsterdam, pp. 291–341.
- DĚDEK, O. 2004. Čtyři zamyšlení nad cílováním inflace v České republice. *Politická ekonomie*, 2004, Vol. 52, No. 2, pp. 147–170.
- FRAIT, J.; ZEDNÍČEK, R. 1999. Taylor-type and McCallum-type indicators of monetary policy stance. In *Banking and Short-term Prognoses of the Economic Development*. Proceedings from the International Conference „Future of the Banking after the Year 2000 in the World and in the Czech Republic (IV)“. Karviná: OPF SU, 1999, pp. 41–49.
- FROMMEL, M.; SCHOBERT, V. 2006. Monetary Policy Rules in Central and Eastern Europe. [Deutsche Bundesbank Discussion Paper No. 341], 2006.
- HLÉDIK, T. 2004. Quantifying the Second – round Effects of Supply – side Shocks on Inflation. *Prague Economic Papers*, 2004, Vol. 13, No. 2, pp. 125–141.
- HORVÁTH, R. 2008. Asymmetric Monetary Policy in the Czech Republic? *Czech Journal of Economics and Finance*, 2008, Vol. 58, No. 9–10, pp. 470–481.
- JESPERSEN, J. 2011. *Macroeconomic Methodology: A Post-Keynesian Perspective*. UK, Amazon 2011.
- KOTLÁN, V. 2002. Časová struktura úrokových sazeb a měnová politika v malém makroekonomickém modelu. *Finance a úvěr*, 2002, Vol. 52, No. 4, pp. 232–254.
- KUKAL, J.; VAN QUANG, T. 2011. Modelování měnově politické úrokové míry ČNB neuronovými sítěmi. *Politická ekonomie*, 2011, Vol. 59, No. 6, pp. 810–829.
- MANDEL, M.; KOSMATA, V. 2000. The Czech Embarrassment of Inflation Targeting in Transition. *Prague Economic Papers*, 2000, Vol. 9, No. 3, pp. 230–241.
- MANDEL, M. 2009. Milníky české měnové politiky. Sborník z konference „20 let finančních a bankovních reforem v České republice.“ Praha: nakl. Oeconomica VŠE v Praze, 2009.
- MARIA-DOLORES, R. 2005. Monetary Policy Rules in Accession Countries to EU: Is the Taylor Rule a Pattern? *Economics Bulletin*, 2005, Vol. 5, No. 5, pp. 1–16.
- MEHRA, Y. P. 1999. A Forward-Looking Monetary Policy Reaction Function. FRB of Richmond *Economic Quarterly* 1999, Vol. 85, No. 2, pp. 33–53.
- MOHANTY, M. S.; KLAU, M. 2004. Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence. [Working Paper No. 149]. BIS, 2004.
- NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. 1987. A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 1987, Vol. 55, pp. 703–708.
- PAEZ-FARRELL, J. 2007. Understanding Monetary Policy in Central European Countries Using Taylor-Type Rules: The Case of the Visegrad Four. *Economics Bulletin*, 2007, Vol. 5, No. 3, pp. 1–11.
- PLAŠIL, M. 2011. Potenciální produkt, mezera výstupu a míra nejistoty spojená s jejich určením při použití Hodrick Prescottova filtru. *Politická ekonomie*, 2011, Vol. 59, No. 4, pp. 490–507.
- SOJKA, M. 2010. *Dějiny ekonomických teorií*. Praha: HBT, 2010.
- SVENSSON, L. E. O. 1998. Open-economy Inflation Targeting. [NBER Working Paper Series 6545], May 1998.
- SVENSSON, L. E. O. 1999. Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. *Journal of Monetary Economics*, 1999, Vol. 43, pp. 607–654.
- ŠKOP, J. 2012. Central Bank Reaction Functions in CEE. Societe Generale, *Cross Asset Research*, March 2011, pp. 10–14.
- TAYLOR, J. B. 1993. Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy*, 1993, Vol. 39, pp. 195–214.

- TAYLOR, J. B. 2001. The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 2001, Vol. 91, pp. 263–267.
- VÁŠÍČEK, B. 2011. Is Monetary Policy in the New EU Member States Asymmetric? [Working Paper No. 5]. CNB 2011.
- VERBEEK, M. 2004. *A Guide to Modern Econometrics*. Chichester: John Wiley and Sons, Ltd., 2004.

## IS IT POSSIBLE TO PREDICT THE CNB REPO RATE ON THE BASIS OF THE BACKWARD-LOOKING MONETARY RULE?

**Josef Arlt, Martin Mandel**, University of Economics, Prague, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3 (arlt@vse.cz; mandel@vse.cz)

---

### Abstract

The aim of our paper is to formulate and empirically verify the simple backward looking econometric model of the monetary rule, which would be able to describe the development of CNB repo rate, namely only on the basis of statistically measured and in the given time available information. We focus on the period after 1998, when the CNB's inflation targeting policy is implemented and the repo rate (14 days) plays the role of the monetary policy rate. In the paper we discuss some methodological problems associated with the „ex post“ empirical verification of the central bank monetary rule. We construct an empirical model of the monetary rule, justify the choice and the inclusion of explanatory variables, we analyze the statistical properties of time series and verify the alternative forms of econometric models. Our analysis showed that the development of CNB repo rate in the reporting period can be explained by the past and present evolution of three explanatory variables: the yearly inflation rate, the exchange rate and the ECB repo rate. The annualized inflation rate proved to be statistically insignificant in the model. We find interesting that the statistical quality of the estimated model was further increased after a six-month delay of the yearly inflation rate. The obtained results indicate that in determining the CNB repo rate the expected future level of the yearly inflation rate does not play important role and the last yearly inflation rate is more important than its present level.

### Keywords

repo rate, monetary-policy rules, yearly inflation rate, econometric model

### JEL Classification

E43, E47, E52, C12, C22