APLIKACE TAYLOROVA PRAVIDLA NA MĚNOVOU POLITIKU ČNB*

František Táborský[a]

Abstract

Application of the Taylor Rule to CNB Monetary Policy

This paper tests the usability of the Taylor rule under the conditions of the Czech economy using a single-equation error correction model in the period from 2000 to the second quarter of 2019 and finds key variables for the CNB's monetary policy setting. Other important monetary policy rules and their effect on the optimal monetary policy setting are also discussed. The starting point of the empirical part is a summary of the current monetary policy of the CNB and an analysis of its decision model. Since 2008, the new DSGE model g3 replaced the previous QPM model. At the end of the theoretical part, foreign experience and various approaches to the estimation of the Taylor rule are summarized. The CNB's two-week repo rate is best described by the size of the output gap in the domestic economy, the ECB's base refinancing rate, the change in the price level measured by the consumer price index and the previous value of the repo rate. The paper also analyses the relationship between the repo rate and the ECB's basic refinancing rates, confirming the historically high dependence of domestic monetary policy on the ECB's actions.

Key words: Taylor rule, CNB, monetary policy, error correction model
JEL Classification: E43, E58, C2

Úvod

Věčnou otázkou měnové politiky je, jakým způsobem měnová autorita bude implementovat svá rozhodnutí v zájmu udržení cenové stability. Dobře nastavená měnová politika může efektivně působit proti makroekonomickým výkyvům, čímž celkově zlepšuje ekonomickou stabilitu. V praxi však platí omezená dostupnost informací ohledně dynamiky ekonomiky a transmisního mechanismu měnové politiky, která vyvolává různé přístupy k nastavení měnových podmínek v ekonomice. Diskreční přístup se snaží přizpůsobovat měnovou politiku mezi jednotlivými časovými periodami bez jakéhokoli vodítka pro veřejnost a dává měnové autoritě větší volnost a možnost vlastního úsudku. Na druhou stranu ale také snižuje srozumitelnost své politiky, vytváří odlišná očekávání u veřejnosti

a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, Praha, Česká republika.
E-mail: xtabf00@vse.cz

* IGA projekt: F1/03/2020 Dynamika finančních a ekonomických veličin v kontextu vnější rovnováhy

a tím může snížit i svou efektivitu. Druhým přístupem je systematická měnová politika, založená na časové konzistenci v podobě měnověpolitického pravidla, ke kterému se měnová autorita zaváže. Tímto způsobem je možné lépe komunikovat s veřejností a vysvětlovat měnovou politiku, což zároveň zvyšuje kredibilitu budoucích kroků měnové autority a snižuje nejistotu na finančních trzích.

V návaznosti na přístup k měnové politice pomocí měnověpolitického pravidla si tato práce dává za cíl identifikovat klíčové proměnné pro rozhodování ČNB o nastavení měnové politiky a formulovat ekonometrický model měnového pravidla. Ten by měl být schopen popsat vývoj jejího hlavního nástroje – dvoutýdenní repo sazby. Odhadnuté pravidlo by také mělo potvrdit, či vyvrátit vpřed hledící charakter měnové politiky. První část práce se věnuje nejznámějším pravidlům, jejich principům a rozdílům. V druhé části je rozebrán režim měnové politiky ČNB cílování inflace, na který centrální banka přešla v roce 1998, s čímž je také spojeno používání inflační prognózy jako jednoho z nástrojů její komunikace. Od roku 2007 je pro tyto účely používán dynamický model všeobecné rovnováhy (DSGE). Dále je stručně popsáno aktuální nastavení měnové politiky v České republice a srovnání různých přístupů a problémů při odhadu měnověpolitických pravidel Taylorova typu. Třetí část se věnuje formulaci modelu samotného měnověpolitického pravidla, zdůvodňuje výběr vysvětlovaných a vysvětlujících proměnných do tohoto modelu, analyzuje vlastnosti použitých časových řad a v jejím závěru je provedena ekonometrická verifikace modelu. Samostatně je také analyzován vztah dvoutýdenní repo sazby ČNB a základní refinanční sazby ECB. V závěru jsou pak shrnuty poznatky z odhadnutých modelů.

1. Měnověpolitická pravidla

Reakce centrální banky na změny ekonomických podmínek je naprosto klíčovou informací pro jakákoli ekonomická rozhodnutí. Proto se stalo její chování předmětem zkoumání velkého množství prací a subjektů. Při pokusech systematicky popsat proces jak centrální banka používá své nástroje k ovlivnění hospodářského cyklu, vzniklo velké množství měnověpolitických reakčních funkcí nebo pravidel. Taylor (1998, 1999) definoval takové měnověpolitické pravidlo jako algebraický, numerický nebo grafický popis použití nástrojů měnové politiky v reakci na ekonomické proměnné. Rudebusch *et al.* (1998) definují měnověpolitické pravidlo jako předepsaný návod pro rozhodování o nastavení měnové politiky.

1.1 Taylorovo pravidlo

Nejznámějších z výše zmiňovaných pravidel bylo představeno v roce 1993 americkým ekonomem Johnem Taylorem (1993) a později revidováno (Taylor, 1999). Taylorovo pravidlo používá jako operativní proměnnou krátkodobou úrokovou sazbu centrální ban-

ky a říká, že by měnová autorita měla zvyšovat své krátkodobé úrokové sazby, když je míra inflace nad svým cílem nebo celkový produkt ekonomiky nad svým potenciálem, a to v závislosti na stanovených vahách jednotlivých cílů (1). V původní práci Taylor uvádí pro obě váhy hodnotu 0,5, tedy stejnou prioritu centrální banky pro oba cíle.

$$i_S = \pi + r + \alpha\left(\pi - \pi^*\right) + \beta y_P\,, \tag{1}$$

kde

i_S je krátkodobá úroková sazba centrální banky
π je míra inflace za poslední čtyři čtvrtletí
π^* je cílovaná míra inflace
r je rovnovážná reálná úroková míra
α, β je váha jednotlivých cílů měnové autority
y_P je procentní odchylka reálného produktu od potencionálního produktu.

Problémem takových pravidel je fakt, že měnové autority často nemají plně pod kontrolou jejich operativní proměnné. Jedinečnost Taylorova pravidla je právě v užití krátkodobé úrokové sazby centrální banky jakožto takové proměnné. To z něj dělá první lehce aplikovatelné pravidlo a zároveň i nástroj pro zpětné zhodnocení chování centrální banky. Obtížné ale může být nalezení správné rovnováhy mezi inflačním a produkčním gapem v podobě parametrů α a β. V případě špatného nastavení těchto parametrů hrozí nežádoucí snížení nebo zvýšení úrokové sazby, které by vedlo k nedostatku investic v ekonomice nebo k jejich neefektivní alokaci.

1.2 Další příklady měnověpolitických pravidel

Jedním z prvních měnověpolitických pravidel bylo Friedmanovo pravidlo (1968) konstantního růstu peněžní zásoby bez ohledu na stav ekonomiky. Tato myšlenka se zakládala na cyklických fluktuacích v ekonomice USA, za jejichž hlavní příčinu v 50. letech byl označen Fed. Dle Friedmana je proto nutné omezit chování centrální banky na jednoduché pravidlo, které stanovuje konstantní růst peněžní zásoby v čase. Podle tohoto pravidla by tak pro centrální banku neexistoval žádný prostor, protože zvyšování peněžní zásoby by mělo být automatické. Výhodou tak je předpovídatelné podnikatelské prostředí z pohledu měnové politiky. Pravidlo vychází z Friedmanova monetarismu a ve smyslu kvantitativní teorie peněz (2) počítá s konstantní rychlostí oběhu peněz v ekonomice a díky stabilní změně peněžní zásoby i s nulovou změnou cenové hladiny. Kritikou tohoto pravidla může být fakt, že při konstantním růstu peněžní zásoby není centrální banka schopna stabilizovat hospodářský cyklus. Naopak kladem je vysoká transparentnost a relativní stabilita inflace v obou směrech pohybu, což ovšem může být chápáno i jako zápor.

$$m = y^* + \pi^* - v\,, \tag{2}$$

kde

m je míra změny peněžní zásoby

y^* je míra změny potencionálního produktu

π^* je cílovaná míra inflace

v je míra změny rychlosti obratu peněz.

McCallum (2002) rozšířil Friedmanovo pravidlo konstantního měnového růstu o produkční gap a počítá i se změnou rychlosti oběhu peněz v ekonomice (3), která v případě Friedmanova pravidla byla chápána jako konstantní. Tento předpoklad vycházel ze skutečnosti platné až do konce 80. let minulého století[1]. Koeficient citlivosti byl pro ekonomiku USA odhadnut na úrovni 0,5. Operativním nástrojem tohoto pravidla je přímo měnová báze, kterou může centrální banka sledovat s denní frekvencí. Tu pak může upravovat dle své potřeby a skrze její změny a multiplikační efekt ovlivňovat peněžní zásobu, přičemž je předpokládán konstantní multiplikátor. Dále je v tomto pravidle oproti původní Friedmanově verzi zahrnuta i cenová hladina v podobě nominálních veličin.

$$b = y^* - v_B + \beta(y^* - y)\,, \tag{3}$$

kde

b je míra změny měnové báze

y^* je cílovaná míra růstu nominálního produktu

y je míra změny nominálního produktu

v_B je míra změny rychlosti obratu měnové báze (průměr předchozích čtyř let)

β je koeficient citlivosti změny měnového růstu na produkčním gapu.

Další pravidlo představil Mankiw (2001), kde na rozdíl od předchozích pravidel jako operativní proměnná slouží opět krátkodobá úroková sazba centrální banky (4). Z důvodu ropných a potravinových cenových šoků je zde použita míra jádrové inflace jakožto ukazatel změny cenové hladiny. Nabídkové šoky byly značnou příčinou růstu míry inflace v druhé polovině minulého století nejen v USA. Koeficienty pravidla odhadnutého pro 90. léta americké ekonomiky jsou pro $\alpha = 8{,}5$ a pro $\beta = 1{,}4$. Centrální banka by podle tohoto pravidla měla zvyšovat své krátkodobé úrokové sazby při růstu míry inflace a ochladit tak ekonomiku, a naopak snižovat své sazby při růstu nezaměstnanosti pro povzbuzení agregátní poptávky. Nezaměstnanost se v rovnici objevuje z důvodu duálního mandátu amerického Fedu, ale také proto, že lze brát nezaměstnanost jako ukazatel budoucí míry inflace.

1 Časová řada vývoje rychlosti obratu peněz v USA, viz https://fred.stlouisfed.org/series/M2V

$$i_S = \alpha + \beta(\pi - u), \tag{4}$$

kde

i_S je krátkodobá úroková sazba centrální banky

α je konstanta

β je koeficient citlivosti změny úrokové sazby na rozdílu míry jádrové inflace a míry nezaměstnanosti

π je míra jádrové inflace za posledních 12 měsíců

u je sezóně očištěná míra nezaměstnanosti.

Alternativou (Mandel a Tomšík, 2008) k těmto pravidlům, která jsou určena hlavně pro ekonomiku USA, mohou být pravidla vycházející z Polakova monetárního modelu keynesovského typu nebo Johnsonova modelu monetárního přístupu k platební bilanci, které jsou uzpůsobeny pro otevřenou ekonomiku.

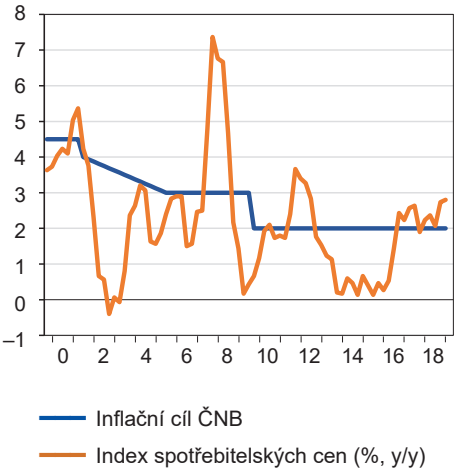
2. Měnová politika ČNB a její cíl

Počínaje rokem 1998 přešla ČNB k režimu cílování inflace. Hlavním rysem tohoto měnověpolitického režimu je střednědobý horizont, využívání inflační prognózy a veřejné explicitní vyhlášení inflačního cíle či posloupnosti cílů. Od ledna 2010 se inflační cíl ustálil na hodnotě 2 % s tolerančním pásmem jednoho procentního bodu na obě strany (obrázek 1). Zpočátku centrální banka cílovala míru inflace v podobě čisté inflace, ale už v dubnu 2001 bylo rozhodnuto o přechodu na celkovou inflaci v podobě přírůstků indexu spotřebitelských cen. Důvodem přechodu na novou cílovanou veličinu byl ukončený proces transformace ekonomiky a liberalizace cen, které výrazně ovlivňovaly index spotřebitelských cen. K dosažení cenové stability jako hlavního cíle ČNB rozhoduje sedmičlenná bankovní rada na základě inflační prognózy o nastavení měnověpolitických nástrojů. Změnami v nastavení těchto nástrojů se centrální banka snaží kompenzovat excesivní inflační, resp. dezinflační tlaky, které by vychýlily budoucí inflaci mimo inflační cíl, resp. toleranční pásmo kolem tohoto cíle. Pokud jsou však tyto tlaky způsobeny mimořádnými šoky na straně nabídky, jejichž inflační, resp. deflační, působení po určité době odezní a reakce na ně by naopak zbytečně krátkodobě rozkolísávala ekonomiku, spadají do tzv. výjimek ze závazku plnit inflační cíl.

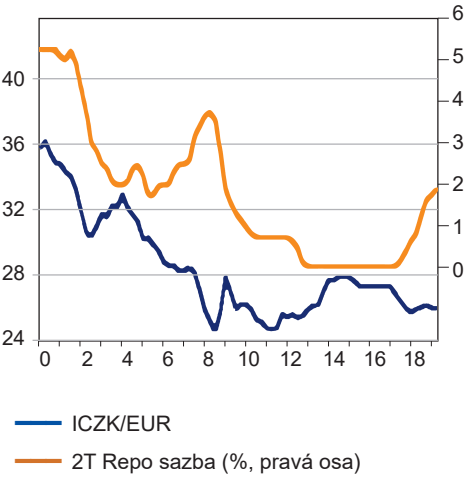
Hlavním měnovým nástrojem ČNB jsou repo operace prováděné formou tendrů, kterými reguluje přebytečnou likviditu na trhu. Úrokové sazby těchto tendrů se odvíjejí od nastavení dvoutýdenní repo sazby (obrázek 2), které májí následně dopad na celou výnosovou křivku ekonomiky. V listopadu 2013 přidala ČNB k dvoutýdenní repo sazbě a dalším měnověpolitickým nástrojům devizové intervence a kurzový závazek, které po dosažení nulové hranice úrokových sazeb slouží k dalšímu uvolnění měnových

podmínek v ekonomice. V této situaci se ČNB ocitla koncem roku 2013, kdy bankovní rada přijala kurzový závazek intervenovat na devizovém trhu pro oslabení kurzu koruny tak, aby udržovala kurz koruny vůči euru poblíž hladiny 27 CZK/EUR (obrázek 2).

Obrázek 1 | Vývoj změny cenové hladiny v ČR



Obrázek 2 | Vývoj měnového kurzu a dvoutýdenní repo sazby v ČR

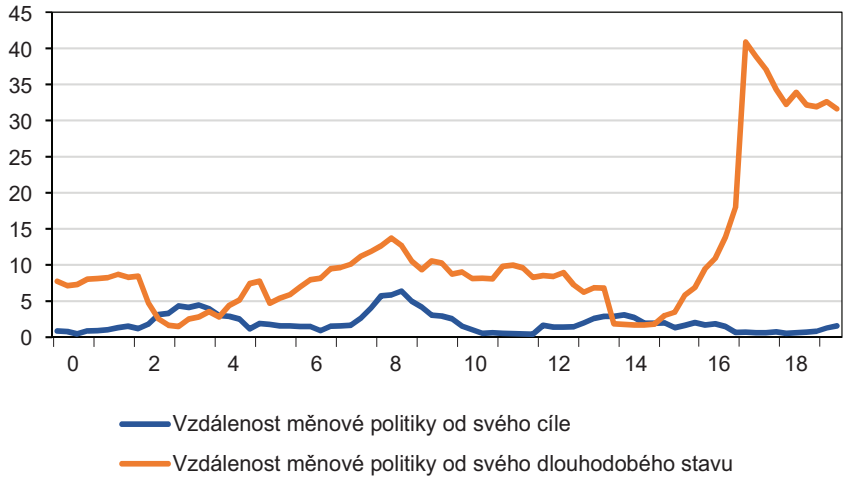


Zdroj: ČNB

Tento závazek po několika prodloužení ukončila v dubnu 2017 a následně začala postupně zvyšovat úrokové sazby z nulových úrovní. Během intervenčního režimu dosáhly devizové rezervy na hodnotu 3 323,2 mld. Kč a objem volné likvidity komerčních bank uložené u centrální banky na hodnotu 2 311,2 mld. Kč (stav ke dni 30. 4. 2017).

Dlouhodobým setrváním na nulových hodnotách úrokových sazeb a prudkým nárůstem devizových rezerv centrální banky se dostává měnová politika daleko od svého dlouhodobého stavu (obrázek 3), s čímž jsou spojeny i možné negativní dopady do reálné ekonomiky. Vzdálenost měnové politiky od svého cíle znázorňuje odchylka spotřebitelské inflace od cíle centrální banky a velikost odchylky výstupu od jeho potenciálu. Vzdálenost měnové politiky od svého dlouhodobého stavu pak znázorňuje rozdíl velikosti devizových rezerv a svého průměru a vzdálenost úrokových sazeb (tj. 3M PRIBOR) od svého průměru v daném období. Tento výpočet následně ukazuje, jak se v daném období musela centrální banka výrazně odchýlit od svého dlouhodobého stavu, aby se udržela poblíž svého cíle.

Obrázek 3 | Vývoj stavu měnové politiky ČNB



Poznámka: Čím nižší hodnota, tím blíže k dlouhodobému stavu nebo cíli měnové politiky, pro lepší škálování je v grafu použita druhá odmocnina výsledné hodnoty obou rovnic.

Zdroj: vlastní výpočty, ČNB, MF, Bullard (2014)

Vzdálenost měnové politiky od svého cíle (5) a dlouhodobého stavu (6) je dána vztahem:

$$MP_C = \left(\pi - \pi^*\right)^2 + y_P^2 , \tag{5}$$

$$MP_N = \left(r - r^*\right)^2 + \left(dr - dr^*\right)^2 , \tag{6}$$

kde

π je meziroční míra inflace

π^* je cílovaná míra inflace

r je 3M PRIBOR

r^* je průměrná hodnota 3M PRIBOR v daném období

dr je velikost devizových rezerv ČNB v poměru k HDP ČR

dr^* je průměrná velikost devizových rezerv ČNB v poměru k HDP ČR v daném období

y_P^2 je procentní odchylka reálného produktu od potencionálního produktu ČR.

3. Rozhodovací model ČNB a jeho významné proměnné

Cílování inflace představuje systém vedení měnové politiky, který je založen na maximální transparentnosti centrální banky. Podstatným prvkem transparentnosti měnové politiky

je i dostupnost informací ohledně makroekonomického modelu centrální banky, na jehož základě se vytváří inflační prognóza jakožto jeden z pilířů režimu inflačního cílení. Při sestavování měnověpolitického pravidla, podle kterého se bankovní rada rozhoduje o nastavení základní úrokové sazby, je nutné znát fungování makroekonomického modelu centrální banky a jeho předpoklady.

V lednu 2007 začala ČNB používat pro účely prognózování nový model g3 (model typu DSGE) a v červenci 2008 se stal hlavním prognostickým modelem, který nahradil předchozí model QPM. Dynamický model všeobecné rovnováhy začala ČNB používat jako hlavní nástroj měnové politiky jako jedna z prvních centrálních bank na světě.

Tento model (Beneš a kol., 2005; Andrle a kol., 2009; Clinton a kol., 2017) vychází z nového konsensu, který spojuje teorii reálných hospodářských cyklů s nominálními strnulostmi nové keynesovské teorie. Struktura ekonomiky odpovídá struktuře národních účtů. V modelu je zahrnuto celkem jedenáct sektorů: domácnosti, domácí a importovaná meziprodukce statků, finální produkce statků pro spotřebu, investice, export a vláda, monetární a fiskální autorita, devizový trh a zahraničí. Spotřebitelé a firmy mají racionální očekávání, monetární politika je součástí ekonomiky a je součástí jejich očekávání. Model zahrnuje i nedokonalou konkurenci a strnulosti mezd a cen odrážející strnulosti v reálné ekonomice a je uzpůsoben pro malou otevřenou ekonomiku s vysokou dovozní náročností exportu a neúplným průsakem kurzových změn do domácích cen.

Úrokové sazby a měnový kurz jsou standardně endogenní s výjimkou v období od listopadu 2013 do dubna 2017, kdy ČNB používala devizové intervence a kurzový závazek jako nástroj měnové politiky. Úrokové sazby v modelu vycházejí z vpřed hledícího Taylorova pravidla pro 3M PRIBOR. Sazby reagují na očekávanou odchylku inflace od cíle za poslední čtyři čtvrtletí, přičemž rovnovážná úroková sazba je nastavena na 3 % a úrokové sazby se přizpůsobují postupně. Dvoutýdenní repo sazba je odvozena na základě exogenní rizikové prémie. Měnový kurz tvoří nepokrytá úroková parita s endogenní rizikovou prémií. Kurzová rovnice obsahuje úrokový diferenciál, rizikovou prémii navázanou na vývoj čistých zahraničních aktiv, rovnovážnou reálnou apreciaci a prvek strnulosti. Vzhledem k endogenní úrokové sazbě a případně i měnovému kurzu je inflační prognóza ČNB nepodmíněná.

Model zachycuje dlouhodobé chování ekonomiky, nikoliv aktuální konjunkturu. Používá skutečné úrovně ekonomických veličin bez gapových podob nebo odstraňování trendu či filtrování. Po šoku se v dlouhém období každá proměnná postupně vrací ke svému rovnovážnému růstu nebo hodnotě. Aktuální nastavení těchto dlouhodobých trendů zveřejnuje ČNB ve svých Zprávách o inflaci (tabulka 1).

Tabulka 1 | Vývoj nastavení dlouhodobých trendů v modelu g3 a g3+ ČNB

(meziročně v %)	Původní nastavení	Nastavení od IV/2013	Aktuální hodnota od II/2019
Domácí růst	4,0	3,0	3,0
Zahraniční růst	2,1	1,8	1,6
Reálná apreciace kurzu	2,4	1,5	1,5
Domácí úroková sazba	3,0	3,0	3,0
Zahraniční úroková sazba	4,0	3,5	2,5

Zdroj: Zpráva o inflaci IV/2013, Zpráva o inflaci III/2019

4. Přístupy k odhadům Taylorova pravidla

Ačkoli původní Taylorovo pravidlo není podloženo ekonometrickou analýzou, ale je založeno pouze na vizuálním posouzení jeho autora, vzniklo od jeho publikování velké množství prací, které se je snaží dále rozpracovat a modifikovat k dalšímu použití.

Orphanides (1997) odhaduje Taylorovo pravidlo pro americký Fed v období 1987–1992 a srovnává odhady s použitím reálných dat dostupných v době rozhodování o nastavení měnové politiky a revidovaných dat. Dle jeho výsledků dávají odhady s použitím revidovaných dat přesnější popis měnové politiky. Ve zkoumaném období také vychází lépe vpřed hledící pravidlo se zahrnutím inflační predikce a statisticky významného koeficientu vyhlazovaní úrokové míry. Rudebusch (2006) naopak tendenci centrálních bank vyhlazovat změny úrokové sazby zamítá. Vyhlazenost úrokových sazeb je podle něj způsobena nepozorovanými veličinami, které ovlivňují měnovou politiku. Koeficient vyhlazování tedy charakterizuje spíše vynechané proměnné v modelu.

Kahn a Parrish (1998) zkoumají velké strukturální změny v měnové politice, které mají značný dopad na měnověpolitické pravidlo. Na příkladech centrálních bank Nového Zélandu a Velké Británie, které jako první přešly na režim cílování inflace, ukazují pokles významu měnového kurzu při rozhodování o nastavení tamní měnové politiky.

Na druhou stranu zkoumání rozvíjejících se ekonomik (Filosa, 2001) ukazuje velký význam měnového kurzu, který je dán často větší otevřeností těchto ekonomik a větší závislostí na zahraničním obchodě. Taylorovo pravidlo v původní formě vzniklo na základě parametrů americké ekonomiky, kterou lze ve srovnání s ekonomikami evropského typu považovat za relativně uzavřenou, a výkyvy měnového kurzu mají minimální vliv na měnové podmínky. V malé otevřené ekonomice jako je Česká republika, je však měnový kurz významnou proměnou měnových podmínek. Každá změna úrokové sazby se promítá do očekávání ekonomických agentů a následně i do vývoje měnového kurzu. Měnová po-

litika se tak dostává do neustálého balancování mezi změnou úrokové sazby a měnového kurzu. Taylor (2001) přichází s rozšířením své původní verze měnověpolitického pravidla o měnový kurz. Nicméně sám dochází k závěru, že takto vylepšené pravidlo nevede automaticky k silnější stabilizaci inflace a reálného výstupu ekonomiky a v některých případech dokonce snižuje efektivitu pravidla. K obdobným závěrům dochází i Leitemo a Söderström (2001). Přidání měnového kurzu do Taylorova pravidla přináší malé snížení volatility důležitých proměnných. Na druhou stranu odhadnuté modely nejsou dostatečně robustní a jejich výsledky ukazují nejen rozdílnou míru reakce na změnu ostatních proměnných, ale i směr. Ve výsledku tak standardní Taylorovo pravidlo sice poskytuje v průměru mírně horší výsledky, ale jeho odhady jsou výrazně robustnější a eliminují tak tyto náhodné chyby.

Hofmann a Bogdanova (2012) vyhodnocují chování centrálních bank ve vyspělých a rozvíjejících se ekonomikách na základě Taylorova pravidla a docházejí k závěru, že v průměru je jejich měnová politika systematicky uvolněná již od počátku milénia. Jako hlavní důvody uvádějí 1) asymetrickou reakci centrálních bank na jednotlivé fáze finančního cyklu ve vyspělých ekonomikách a 2) diskreční opatření centrálních bank rozvíjejících se ekonomik, které se snaží vzdorovat nežádoucím kapitálovým tokům a pohybům kurzu. Zároveň ale upozorňují na limitace Taylorova pravidla, které nebere v potaz řadu aktuálních témat. Konkrétně by indikace, že měnová politika byla systematicky příliš uvolněná, mohla částečně odrážet globální pokles rovnovážných reálných úrokových sazeb. Dále, tradiční Taylorovo pravidlo nemusí dostatečně zachycovat faktory, které jsou relevantní pro makroekonomickou stabilitu, a tedy i pro měnovou politiku. Zejména nejsou dostatečně zachycena rizika finanční stability a jejich makroekonomické důsledky. Z tohoto důvodu bude mít Taylorovo pravidlo pravděpodobně tendenci k větší míře utahování měnové politiky v době expanze, a naopak implikovat větší uvolňování v době poklesu ekonomiky. Dalším problémem tohoto pravidla je jednoznačně abstrahování od dalších nástrojů měnové politiky. Velikost bilanční sumy hlavních centrálních bank v posledních dvanácti letech několikanásobně narostla, což vedlo k bezprecedentní míře uvolnění měnových politik napříč jednotlivými zeměmi. To pravděpodobně ještě umocnilo pokles dlouhodobých úrokových sazeb a zmírnilo posilování měnových kurzů. Výsledkem tak jsou výrazně uvolněnější měnové podmínky, než může indikovat Taylorovo pravidlo.

Lombardi a Zhu (2014) v reakci na spuštění nekonvenčních nástrojů měnové politiky v posledních letech představují praktické využití konceptu stínových sazeb pro americkou ekonomiku ve snaze vyhnout se problému nulových úrokových sazeb. Stínová úroková sazba obsahuje i informaci o velikosti bilance centrální banky, která reflektuje použití nekonvenčních nástrojů v rámci tzv. kvantitativního uvolňování. Následné rozšíření Taylorova pravidla o tento koncept tak vyvrací, že by měnová politika v USA byla málo uvolněná. Zároveň zpětné testování tohoto konceptu potvrzuje jeho účinnost i před obdo-

bím nulových úrokových sazeb. Autoři také doporučují tento koncept použít i pro ostatní ekonomiky s rozdílnými režimy měnové politiky. To by mohlo být dalším předmětem zkoumání pro využití v podmínkách České republiky.

Mohanty a Klau (2004) ukazují mnoho centrálních bank v rozvíjejících se ekonomikách, které mění jejich úrokové sazby hlavně podle vývoje měnového kurzu a inflační a produkční gapy mají mnohem menší váhu při rozhodovaní. V dalších zemích se ukázala jako signifikantní proměnná poměr deficitu běžného účtu a HDP.

Z domácích autorů lze zmínit práci Horvátha (2008), který testuje asymetričnost měnověpolitického pravidla ČNB a dochází k závěru, že centrální banka v začátcích jejího inflačního cílování reagovala agresivněji v případě inflační prognózy nad stanoveným cílem než v případě prognózované inflace pod jejím cílem. Tato asymetričnost však postupně vymizela a od roku 2002 je už zanedbatelná. Arlt a Mandel (2012) odhadují model v období od ledna 1999 do října 2011 pro dvoutýdenní repo sazbu v měsíčních hodnotách se zahrnutím roční míry inflace, měnového kurzu koruny a eura a hlavní refinanční sazby ECB. Dále testují vpřed hledící měnovou politiku ČNB a docházejí k závěru, že při stanovení dvoutýdenní repo sazby hraje minulá výše roční míry inflace důležitější roli než její současná nebo prognózovaná úroveň.

Siklos a Wohar (2004) poukazují na problém nestacionarity použitých časových řad ve velké části empirických studií zabývající se odhady Taylorova pravidla a vzniku zdánlivé regrese, která může vést ke zkresleným výsledkům. Řešením by měla být diferenciace nebo jiná úprava použitých časových řad.

5. Formulace a empirická verifikace modelu

Při specifikaci modelu měnověpolitického pravidla bude hrát roli vysvětlované proměnné dvoutýdenní repo sazba ČNB. Některé práce volí jako vysvětlovanou proměnnou mezibankovní sazbu, tedy v případě české ekonomiky je to 3M PRIBOR. Vývoj mezibankovní úrokové sazby zahrnuje ale i další informace, jako například inflační očekávání nebo rizikovou prémii trhu, které centrální banka svým měnověpolitickými rozhodnutími může ovlivnit jen částečně a nepřímo. Z těchto důvodů by musel specifikovaný model obsahovat i vysvětlující proměnné celého trhu, a proto je vhodnější volit jako vysvětlovanou proměnnou dvoutýdenní repo sazbu centrální banky. Standardně rozhoduje bankovní rada o nastavení dvoutýdenní repo sazby a dalších nástrojích měnové politiky osmkrát ročně na měnověpolitických jednáních, nebo také může rozhodnout mimořádně na každotýdenních schůzích bankovní rady.

Základní testované vysvětlující proměnné budou vycházet z původní verze Taylorova pravidla – tedy hrubý domácí produkt, resp. jeho meziroční růst, a míra inflace a jejich gapové podoby od potenciální nebo cílované hodnoty. Hrubý domácí produkt je vyjádřen

ve stálých cenách roku 2010. Produkční mezera byla vypočtena z předem odhadnutého potenciálního produktu ekonomiky za pomocí Hodrickova-Prescottova filtru (z důvodu použití čtvrtletních dat odhadnuto s $\lambda = 1\,600$). Míra inflace je vyjádřena meziroční změnou indexu spotřebitelských cen, který je cílován v rámci režimu měnové politiky ČNB. Ta ve všech svých prohlášeních a modelech dává důraz na fakt, že její měnová politika je vpřed hledící. Tudíž se bankovní rada rozhoduje na základě prognóz a snaží se ovlivňovat budoucí míru inflace a stav ekonomiky v horizontu měnové politiky. Otázkou ale zůstává, zda je tomu opravdu tak, nebo se jen centrální banka touto formou snaží tvořit inflační očekávání trhu, která by jí pomohla při snaze dosáhnout svého cíle. K otestování vpřed hledící měnové politiky je tedy zahrnuto i inflační očekávání finančního trhu v horizontu jednoho roku. Inflační prognóza ČNB nebude zařazena mezi testované proměnné díky své konstantní hodnotě v horizontu měnové politiky odpovídající cílované hodnotě míry inflace. Tento fakt vychází z podstaty modelů typu DSGE a využívání makroekonomické prognózy jako jednoho z nástrojů měnové politiky. Růstu hrubého domácího produktu a míry inflace nebo jejich kladných odchylek by měla odpovídat vyšší hodnota vysvětlované proměnné, resp. vyšší úroková sazba.

Vzhledem k tomu, že Česká republika je otevřenou, výrazně proexportní ekonomikou, je nutné testované měnověpolitické pravidlo rozšířit o zahraniční proměnné, které by mohly vstupovat do rozhodování bankovní rady. Proto je testována základní úroková sazba ECB a nominální a reálný měnový kurz koruny vůči euru v průměrných hodnotách. Síla vztahu dvoutýdenní repo sazby ČNB a hlavní refinanční sazby ECB bude testována samostatně. Testovanou hypotézou je podobný průběh úrokových sazeb obou centrálních bank, aby se ČNB vyhnula příliš velkému úrokovému diferenciálu, který by mohl vyvolávat nežádoucí příliv nebo odliv spekulativního zahraničního kapitálu. V případě měnového kurzu by repo sazba měla být vyšší v případě depreciace koruny pod svou rovnovážnou hodnotu odpovídající konvergujícímu tempu české ekonomiky.

Testovaný model by měl dle modelu ČNB obsahovat i rovnovážnou hodnotu reálné úrokové sazby, kterou ČNB stanovila na hodnotě 3 % (tabulka 1), ke které by vývoj vysvětlované proměnné měl směřovat. Základní úroková sazba by se měla měnit postupně, aby se centrální banka vyvarovala nežádoucích výkyvů ekonomiky, a proto by aktuální hodnota vysvětlované proměnné měla vycházet z její předchozí hodnoty.

Všechny proměnné jsou testované F-testem sezónnosti a případně i očištěné metodou X-13 ARIMA-SEATS a jsou vyjádřeny ve čtvrtletních hodnotách. Testované časové řady zahrnují období od roku 2000 do druhého čtvrtletí roku 2019. Na závěr přípravy dat byly všechny časové řady podrobeny ADF testu jednotkového kořene na svých úrovních a první diferenci (tabulky 2 a 3). Délka zpoždění jednotlivých testů byla zvolena na základě Akaikeho kritéria. Následně bylo na 5% hladině významnosti rozhodnuto o jejich stacionaritě.

Tabulka 2 | Testované časové řady a ADF test jednotkového kořene

2000Q1–2019Q2		ADFc		ADFc,t	
Časová řada	**Zkratka**	***t*-stat**	**Prob.**	***t*-stat**	**Prob.**
2T repo sazba ČNB	REPO_2T	–2,0222	0,2769	–1,1955	0,9034
HDP ČR (y/y)	GDP_YY	–2,0823	0,2524	–2,3145	0,4205
HDP gap ČR	GDP_GAP	–2,0136	0,2805	–2,0030	0,5893
CPI (y/y)	INFL_CPI	–2,6154	0,0978	–2,7514	0,0953
Vzdálenost CPI od cíle ČNB	INFL_GAP	–2,2440	0,0815	–2,5003	0,0871
Inflační očekávání finančního trhu v horizontu 1Y	INFL_EXP	–2,2564	0,1887	–3,2245	0,0875
Základní úroková sazba ECB	IR_ECB	–2,0869	0,2505	–2,9903	0,1419
Nominální měnový kurz CZK/EUR	CZKEUR	–2,0869	0,2505	–2,9903	0,1419
Reálný měnový kurz CZK/EUR	REER	–2,8181	0,0605	–2,4902	0,3321

Poznámka: Hladina významnosti 5 %; model s konst. (ADF_c) a s konst. a trendem ($ADF_{c,t}$)
Zdroj: MF, ČNB

Tabulka 3 | Testované časové řady v první diferenci a ADF test jednotkového kořene

2001Q1–2019Q2		ADFc		ADFc,t	
Časová řada	**Zkratka**	***t*-Stat**	**Prob.**	***t*-stat**	**Prob.**
2T repo sazba ČNB	REPO_2T	–3,1004	0,0311	–3,5467	0,0423
HDP ČR (y/y)	GDP_YY	–3,9521	0,0029	–3,8831	0,0180
HDP gap ČR	GDP_GAP	–3,5136	0,0104	–3,6315	0,0342
CPI (y/y)	INFL_CPI	–4,9034	0,0001	–4,8106	0,0012
Vzdálenost CPI od cíle ČNB	INFL_GAP	–4,4364	0,0006	–4,3775	0,0046
Inflační očekávání finančního trhu v horizontu 1Y	INFL_EXP	–6,8611	0,0000	–6,9314	0,0000
Základní úroková sazba ECB	IR_ECB	–5,2584	0,0000	–5,2371	0,0003
Nominální měnový kurz CZK/EUR	CZKEUR	–5,2584	0,0000	–5,2371	0,0003
Reálný měnový kurz CZK/EUR	REER	–6,2656	0,0000	–6,5039	0,0000

Poznámka: Hladina významnosti 5 %; model s konst. (ADF_c) a s konst. a trendem ($ADF_{c,t}$).
Zdroj: MF, ČNB

5.1 Model

K odhadu měnověpolitického pravidla a vyšetření vztahu dvoutýdenní repo sazby ČNB a dalších proměnných je použita kointegrační analýza jednorovnicového modelu (Arlt a Arltová, 2009; Taušer a kol., 2015). Analýza vztahu mezi integrovanými časovými řadami dává smysl, pouze pokud mají společný stochastický trend. V případě že by takový trend nebyl nalezen, není možné použít regresní analýzu, protože by výsledky mohly být zatíženy problémem zdánlivé regrese. K testování vztahu kointegrace je použit Engleův-Grangerův test, který testuje stacionaritu reziduí statického regresního modelu (7).

$$Y_t = \beta X_t + a_t \,. \tag{7}$$

Pokud jsou rezidua modelu a_t stacionární I(0), dané časové řady mají kointegrační vztah, pokud ale nejsou rezidua stacionární I(1), potom je vztah testovaných časových řad založen na zdánlivé regresi. Po identifikaci kointegračního vztahu je odhadnut ADL model (Autoregressive Distributed Lag model; 8)

$$Y_t = c + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + a_t \,, \tag{8}$$

který je následně převeden na model korekce chyby (Error Correction Model; 9). Ten rozlišuje krátkodobý a dlouhodobý vztah mezi testovanými proměnnými. Pokud by parametr $\gamma = 0$, není mezi časovými řadami kointegrační vztah. Dlouhodobý vztah je vyjádřen regresorem ($Y_{t-1} - \beta^* X_{t-1}$), který obsahuje dlouhodobý multiplikátor β^*. Zbytek modelu vyjadřuje krátkodobý vztah mezi časovými řadami. Parametr γ vyjadřuje míru odlišnosti krátkodobého vztahu od vztahu prosazujícího se dlouhodobě. Lze jej interpretovat také jako rychlost, s jakou se krátkodobé vychýlení od rovnovážného stavu ztratí nebo jakou silou se prosazuje rovnovážný vztah mezi časovými řadami.

$$\Delta Y_t = c^* + \beta_1 \Delta X_t + \gamma \left(Y_{t-1} - \beta^* X_{t-1} \right) + a_t \,, \tag{9}$$

kde

$$c^* = c / (1 - \alpha_1)$$
$$\beta^* = (\beta_1 + \beta_2) / (1 - \alpha_1)$$
$$\gamma = \alpha_1 - 1.$$

Model je odhadován metodou nejmenších čtverců, přičemž jeho vysvětlující proměnné musí být statisticky významné. Diagnostika modelu je zajištěna Breuschovým-Godfreyovým testem, ARCH testem a Jarquovým-Berovým testem pro zjištění přítomnosti autokorelace, heteroskedasticity a normálního rozdělení nesystematické složky

modelu. Možnost přítomnosti multikolinearity mezi proměnnými v modelu zjišťuje korelační matice použitých časových řad. Dále prezentované výsledky tak již splňují tyto testované vlastnosti.

5.2 Empirická analýza a její výsledky

ADL model I měnověpolitického pravidla ČNB pro dvoutýdenní repo sazbu zahrnuje jako statisticky významné vysvětlující proměnné zpožděnou hodnotu samotné dvoutýdenní repo sazby, produkční mezeru, úrokovou sazbu ECB a míru inflace měřenou indexem spotřebitelských cen, případně jejich zpožděné hodnoty, přičemž všechna znaménka odpovídají předpokladům vycházejících z ekonomické teorie. Vysvětlující proměnné míra meziroční změny HDP a inflační očekávání finančního trhu v horizontu jednoho roku byly vyloučeny z analýzy vůli své stacionaritě a zbylé vysvětlující proměnné nebyly statisticky významné nebo nezlepšovaly kvalitu odhadu ve srovnání se svými ekvivalenty.

Tabulka 4 | ADL model I

Vysvětlovaná proměnná: *REPO_2T*				
Vysvětlující proměnné	**Koeficient**	**Sm. odch.**	***t*-stat**	**Prob.**
***REPO_2T*(–1)**	0,9574	0,0336	28,4571	0,0000
GDP_GAP	0,1135	0,0417	2,7199	0,0082
***GDP_GAP*(–1)**	–0,1092	0,0428	–2,5514	0,0069
IR_ECB	0,2627	0,0856	3,0692	0,0031
***IR_ECB*(–1)**	–0,2076	0,0848	–2,4481	0,0016
INFL_CPI	0,1210	0,0278	4,3501	0,0000
***INFL_CPI*(–1)**	–0,0908	0,0287	–3,1679	0,0023
R^2	0,9884			
Durbinova-Watsonova statistika	1,4920			
Akaikeho informační kritérium	–0,5421			
Diagnostika modelu	**Statistic**	**Prob.**		
Breuschův-Godfreyův test	0,3109	0,7341		
ARCH test	0,0008	0,9287		
Jarquův-Berův test	3,8715	0,1443		

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 5 | Korelační matice použitých časových řad

	REPO_2T	*HDP_GAP*	*IR_ECB*	*INFL_CPI*
REPO_2T	1,0000	–	–	–
HDP_GAP	0,3817	1,0000	–	–
IR_ECB	0,8516	0,3689	1,0000	–
INFL_CPI	0,6304	0,5636	0,6051	1,0000

Zdroj: vlastní zpracování

Error Correction Model I:

$$REPO_{2T} = 0{,}1135 \times d\left(HDP_{GAP}\right) + 0{,}2627 \times d\left(IR_{ECB}\right) + 0{,}1210 \times d\left(INFL_{CPI}\right) - \tag{10}$$
$$-0{,}0426 \times \left(REPO_{2T(-1)} - 0{,}1334 \times GDP_{GAP(-1)} - 0{,}3484 \times IR_{ECB(-1)} + 0{,}7083 \times INFL_{CPI(-1)}\right)$$

Z výsledného modelu korekce chyby (10) lze vypozorovat rychlost návratu do rovnovážného stavu v případě odchýlení současného stavu od svého dlouhodobého vztahu ($\gamma = -0{,}0426$) a dlouhodobý vliv proměnných ($\beta^*_{GDP_GAP} = 0{,}1334$, $\beta^*_{IR_ECB} = 0{,}3484$, $\beta^*_{INFL_CPI} = 0{,}7083$). Celkový dlouhodobý vztah popisuje člen korekce chyby, který lze vyjádřit:

$$EC_t = REPO_{2T} + 0{,}1334 \times GDP_{GAP} + 0{,}3484 \times IR_{ECB} + 0{,}7083 \times INFL_CPI\,. \tag{11}$$

Přítomnost produkční mezery ekonomiky a vývoje spotřebitelské inflace v modelu odpovídá původní formě Taylorova pravidla a předpokladům stanoveným v první části této kapitoly. Centrální banka tak reaguje na růst kladné produkční mezery zvyšováním úrokových sazeb ve snaze tuto mezeru opět uzavřít. Obdobně reaguje i na růst spotřebitelské inflace, což intuitivně odpovídá cíli měnové politiky. Přítomnost zpožděných hodnot těchto proměnných vyhlazuje reakci centrální banky, která se snaží postupně upravovat nastavení úrokových sazeb namísto skokových změn. Zároveň zlepšení kvality modelu zahrnutím zpožděných hodnot potvrzuje zpět hledící charakter měnové politiky namísto deklarovaného vpřed hledícího přístupu. Hlavní pozornost si však zaslouží zlepšení odhadu zahrnutím základní úrokové sazby ECB. ČNB opakovaně zdůrazňuje nezávislost své měnové politiky, nicméně k popisu jejího chování významně přispívá vývoj úrokové sazby ECB. Na druhou stranu pohled na vývoj obou zmíněných úrokových sazeb ukazuje rozvolnění jejich vztahu v posledních letech, což potvrzuje i Chowův test strukturálních změn. Odhad příslušného koeficientu tak není dostatečně robustní a pro budoucí časový horizont nemusí být zahrnutí úrokové sazby ECB do modelu statisticky významné.

I přesto však výsledný model potvrzuje závislost měnové politiky ČNB na krocích ECB v použitém časovém horizontu. Na základě standardizovaných odhadnutých koeficientů lze dokonce považovat úrokovou sazbu ECB za nejvýznamnější vysvětlující proměnou v odhadnutém modelu.

Pro hlubší analýzu tohoto vztahu byl odhadnut ADL model II, který zkoumá samotný vliv hlavní refinanční sazby ECB na rozhodování ČNB v souvislosti s nastavením její dvoutýdenní repo sazby. V tomto vztahu není pochyb o směru možné závislosti, proto není nutné tento směr testovat.

Tabulka 6 | ADL model II

Vysvětlovaná proměnná: *REPO_2T*				
Vysvětlující proměnné	**Koeficient**	**Sm. odch.**	***t*-stat**	**Prob.**
***REPO_2T*(–1)**	0,9383	0,0384	24,4176	0,0000
IR_ECB	0,4869	0,0846	5,7526	0,0000
***IR_ECB*(–1)**	–0,4477	0,0873	–5,1279	0,0000
R^2	0,9825			
Durbinova-Watsonova statistika	2,0662			
Akaikeho informační kritérium	-0,2327			
Diagnostika modelu	**Statistic**	**Prob.**		
Breuschův-Godfreyův test	0,2548	0,7759		
ARCH test	0,3866	0,5364		
Jarquův-Berův test	0,9667	0,6167		

Zdroj: vlastní zpracování

Error Correction Model II:

$$REPO_{2T} = 0,4869 \times d\left(IR_{ECB}\right) - 0,0617 \times \left(REPO_2T - 0,6353 \times IR_ECB\right). \quad (12)$$

Z výsledného modelu korekce chyby (12) lze vypozorovat rychlost návratu do rovnovážného stavu v případě odchýlení současného stavu od svého dlouhodobého vztahu ($\gamma = 0,0617$) a dlouhodobý vliv proměnných ($\beta^*_{IR_ECB} = 0,6353$). Celkový dlouhodobý vztah popisuje člen korekce chyby, který lze vyjádřit

$$EC_t = REPO_{2T} - 0,6353 \times IR_{ECB}. \quad (13)$$

Nejlepší vysvětlující schopnost jeví opět zahrnutí zpožděných hodnot obou proměnných, které opět vyhlazují pohyby obou úrokových sazeb. Koeficient determinace nabývá obdobné hodnoty jako předchozí ADL model I. Výsledný model tak implikuje, že vývoj 2T repo sazby ČNB lze v daném období velmi dobře vysvětlit pouze její zpožděnou hodnotou a hlavní refinanční sazbou ECB nezávisle na ostatních makroekonomických proměnných. Lze tak zpochybnit nezávislost měnové politiky ČNB. Na druhou stranu je nutné brát v potaz postavení tuzemské ekonomiky, která je silně závislá na makroekonomickém vývoji v eurozóně. Informaci o něm však nese zprostředkovaně právě hlavní refinanční sazba ECB. Tím se vracíme k ADL modelu I, kde měla sazba ECB největší vysvětlující hodnotu. Oba výsledky tak potvrzují závislost měnové politiky ČNB na vývoji úrokové sazby ECB, ačkoli se tento vztah v poslední době rozvolňuje. Zároveň také oba modely ukazují zpět hledící charakter měnové politiky.

Závěr

Hlavním cílem této práce bylo formulovat ekonometrický model měnověpolitického pravidla, který by identifikoval klíčové proměnné pro rozhodování centrální banky o nastavení dvoutýdenní repo sazby. K tomuto účelu byla provedena kointegrační analýza v rámci, které byl zkonstruován ADL model a následně model korekce chyby k nalezení krátkodobých a dlouhodobých vztahů mezi vysvětlujícími proměnnými a samotnou dvoutýdenní repo sazbou ČNB.

Její průběh v období od roku 2000 do druhého čtvrtletí roku 2020 lze nejlépe popsat velikostí produkční mezery ekonomiky, základní refinanční sazbou ECB, změnou cenové hladiny měřenou indexem spotřebitelských cen a předchozí hodnotou repo sazby, přičemž všechna znaménka výsledného modelu odpovídají předpokladům vycházejících z ekonomické teorie. Sledování produkční mezery a míry změny cenové hladiny vychází z podstaty původního Taylorova pravidla, ačkoli statistická nevýznamnost inflačního gapu od cíle centrální banky a nízký koeficient produkční mezery naznačuje nefunkčnost gapových veličin v podmínkách ekonomiky České republiky v případě odhadování měnověpolitického pravidla. Přítomnost předchozí hodnoty repo sazby potvrzuje snahu centrální banky vyvarovat se nežádoucím výkyvům ekonomiky skokovými změnami sazby.

Samostatně byl také testován vztah dvoutýdenní repo sazby ČNB a základní refinanční sazby ECB. Výsledek opravňuje považovat rozhodování ČNB závislé na krocích ECB. Odhadnutý model a dodatečné testy však ukazují, že toto tvrzení platí pouze pro sledované období. V posledních letech totiž dochází k rozvolňování tohoto vztahu a pro budoucí horizont tato proměnná nemusí mít statisticky významnou vysvětlující hodnotu. Závislost domácí měnové politiky na rozhodnutích ECB lze také zdůvodnit silnou vazbou tuzemské ekonomiky na eurozónu. Úroková sazba ECB tak v sobě nese informaci

o makroekonomickém prostředí v klíčovém vnějším prostředí, které následně ovlivňuje i domácí podmínky. Proto sazba ECB v odhadnutém měnověpolitickém pravidlu vykazuje známky nejdůležitější vysvětlující proměnné a zastiňuje domácí makroekonomické proměnné jako je vývoj inflace či produkční mezera.

Literatura

Andrle, M., Hlédik, T., Kameník, O., a kol. (2009). *Implementing the New Structural Model of the Czech National Bank*. ČNB. Dostupné z: https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/en/economic-research/.galleries/research_publications/cnb_wp/cnbwp_2009_02.pdf

Arlt, J., Arltová, M. (2009). *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-85-6.

Arlt, J., Mandel, M. (2012). Je možné předpovídat repo sazbu ČNB na základě zpět hledícího měnového pravidla? *Politická ekonomie*, 60(4), 484–504, https://doi.org/10.18267/j.polek.858

Beneš, J., Hlédik, T., Kumhof, M., a kol. (2005). *An Economy in Transition and DSGE: What the Czech National Bank's New Projection Model Needs*. ČNB. Dostupné z: https://www.cnb.cz/en/economic-research/research-publications/cnb-working-paper-series/An-Economy-in-Transition-and-DSGE-What-the-Czech-National-Banks-New-Projection-Model-Needs-00001

Bullard, J. (2014). *Fed Goals and the Policy Stance*. Federal Reserve Bank. Dostupné z: https://www.stlouisfed.org/~/media/Files/PDFs/Bullard/remarks/BullardOwensboroKYChamberofCommerce17July2014Final.pdf

Clinton, K., Hlédik, T., Holub, T., a kol. (2017). *Czech Magic: Implementing Inflation-Forecast Targeting at the CNB*. International Monetary Fund. Washington, D.C. Working Paper No. 17/21, https://doi.org/10.5089/9781475572971.001

ČNB (2013). *Zpráva o inflaci* IV/2013. Česká národní banka. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2013/2013_IV/index.html

ČNB (2019). *Zpráva o inflaci* III/2019. Česká národní banka. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2019/2019_III/index.html

Filosa, R. (2001). Monetary Policy Rules in Some Mature Emerging Economies. BIS. Dostupné z: http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap08b.pdf

Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1–17. Dostupné z: https://www.unibas.ch/fileadmin/wwz/redaktion/witheo/lehre/2009_FS/vwl4/doc/chapter8/Friedman_AER1968.pdf

Hofmann, B., Bogdanova, B. (2012). *Taylor Rules and Monetary Policy: A Global "Great Deviation"*? BIS. Dostupné z: https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1209f.pdf

Horváth, R. (2008). Asymmetric Monetary Policy in the Czech Republic? *Czech Journal of Economics and Finance*. Dostupné z: https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/en/economic-research/.galleries/research_publications/evaluation_infl_targets/evaluation_inf_targets_1998-2007_chap_09.pdf

Kahn, G., Parrish, K. (1998). Conducting Monetary Policy with Inflation Targets. *Economic Review - Federal Reserve Bank of Kansas City*, 83(3). Dostupné z: https://www.questia.com/library/journal/1P3-35376745/conducting-monetary-policy-with-inflation-targets

Klau, M., Mohanty, M. S. (2004). *Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence*. BIS. Working Paper No. 149, https://doi.org/10.2139/ssrn.901388

Leitemo, K., Söderström, U. (2001). *Simple Monetary Policy Rules and Exchange Rate Uncertainty*. Norges Bank. Dostupné z: https://www.frbsf.org/economic-research/files/0103conf1.pdf

Lombardi, M., Zhu, F. (2014). *A Shadow Policy Rate to Calibrate US Monetary Policy at the Zero Lower Bound*. BIS. Working Papers No. 452. Dostupné z: https://www.bis.org/publ/work452.pdf

Mandel, M., Tomšík, V. (2008). *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2. rozš. vyd. Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-185-0.

Mankiw, N. G. (2001). *U.S. Monetary Policy During the* 1990*s*. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper No. 8471, https://doi.org/10.3386/w8471

Mccallum, B. (2002). The Use of Policy Rules in Monetary Policy Analysis, Shadow Open Market Committee. Dostupné z: http://www.somc.rochester.edu/Nov02/McCallum.pdf

Orphanides, A. (1997). *Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data*. Board of Governors of the Federal Reserve System. Dostupné z: https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1998/199803/199803pap.pdf

Rudebusch, D. (2006). *Monetary Policy Inertia: Fact or Fiction*? Federal Reserve Bank of San Francisco. Dostupné z: http://www.ijcb.org/journal/ijcb06q4a4.pdf

Rudebusch, G. D., Svensson, L. E. O. (1998). *Policy Rules for Inflation Targeting*. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper No. 6512, http://doi.org/10.3386/w6512

Siklos, P. L., Wohar, M. E. (2004). *Estimating Taylor-Type Rules: An Unbalanced Regression*? Annual Conference in Econometrics: Econometric, http://doi.org/10.2139/ssrn.621244

Taušer, J., Arltová, M., Žamberský, P. (2015). Czech Exports and German GDP: A Closer Look. *Prague Economic Papers*, 24(1), 17–37, https://doi.org/10.18267/j.pep.498

Taylor, J. (1993). *Discretion versus Policy Rules in Practice*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, 195–214. Dostupné z: http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF

Taylor, J. (1998). *An Historical Analysis of Monetary Policy Rules*. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper No. 6768, https://doi.org/10.3386/w6768

Taylor, J. (2001). *The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules*. AEA Papers and Proceedings. Stanford University. Dostupné z: https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombine dbyyear/2001/The_Role_of_the_Exchange_Rate_in_Monetary-Policy_Rules.pdf