

Ondřej Čížek\*

## Abstract

### The Reaction Function of the European Central Bank

The forecast-based reaction function of the European Central Bank (ECB) is estimated in this paper and the change in the monetary policy regime is discussed in the context of the current economic crisis. ECB/Eurosystem staff projections database is utilized in order to estimate the rule. The advantage of using this database is demonstrated by comparing the results of econometric estimation utilizing these data on projections with the results obtained by popular method of using future values as proxies for expectations. This popular method is shown to be inadequate in this paper not only by econometric verification of alternative forms of the estimated reaction function. Its inadequacy is demonstrated also by analyzing statistical properties of the time series and by showing that standard econometric assumptions do not hold when using future values as proxies for expectations. It is further shown that current values are more suitable proxies for expectations than values actually observed in the future. This fact provides an answer to the question analyzed recently by Arlt, Mandel (2012), (2014) who investigated how is it possible that simple backward-looking rules perform extremely well when describing forward-looking behavior of central banks.

**Keywords:** monetary policy, reaction function, backward-looking, forward-looking, forecast-based, rational expectations, shadow rate

**JEL Classification:** E58, E37

## Úvod

Cílem článku je ekonometrický odhad reakční funkce Evropské centrální banky (ECB) s využitím databáze prognóz, přičemž bude charakterizována taktéž změna úrokové politiky ECB v době současné ekonomické krize oproti období před touto krizí. Z důvodu zpoždění v transmisních mechanismech má úroková politika centrálních bank vpřed hledící charakter. Z tohoto důvodu využívá ECB při svém rozhodování nejen aktuální ekonomické veličiny, ale také prognózy. Analýza úrokové politiky ECB by ideálně měla být založena na prognózách, které měla ECB k dispozici v době svého rozhodování o úrokové politice. Jedním z cílů tohoto článku je použít databázi prognóz, kterých Evropská centrální banka využívá při svém rozhodování při určování měnové politiky. Konkrétně bude využita databáze prognóz expertů ECB a Eurosystemu. Tyto databáze prognóz byly doposud využity za účelem odhadu reakční funkce ECB např. ve studii, kterou publikoval Lento (2011), či Belke, Klose (2011).

\* **Ondřej Čížek** (ondrej.cizek@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky. Článek vznikl za finanční podpory grantu VŠE IGA F4/93/2017 Vysoké školy ekonomické v Praze a byl zpracován za podpory prostředků dlouhodobého koncepčního rozvoje vědy a výzkumu Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze (IP400040).

Při neexistenci databáze prognóz se v empirické literatuře ekonometrický odhad vpřed hledících reakčních funkcí realizuje zpravidla s využitím předpokladu racionálních očekávání, dle kterého jsou predikce jednak nestranné a jednak chyba predikce není korelována s budoucí skutečnou hodnotou, což umožní nahradit (nepozorovatelná) očekávání skutečnými budoucími hodnotami a regresi odhadnout metodou nejmenších čtverců či metodou zobecněných momentů. Tento postup byl teoreticky rozpracován v článcích Clarida, Galí, Gertler (1998, 1999, 2000) a aplikován při empirické verifikaci vpřed hledícího měnového pravidla např. v textech Mehra (1999) či Frommela, Schoberta (2006).

Uvedený postup je sice standardní, ovšem má také celou řadu kritiků. Kromě samotného odhadu reakční funkce ECB a diskusí nad charakterem změny úrokové politiky ECB v období současné krize si tento článek klade za cíl navázat na odbornou literaturu kritizující uvedený standardní postup. Především budou v tomto článku diskutovány výhody související s využitím databáze prognóz, bude doložena nevhodnost standardního postupu nahrazení očekávaných hodnot skutečnými budoucími hodnotami a v neposlední řadě bude navázáno na práce Arlta a Mandela (2012, 2014) a s využitím databáze prognóz bude zodpovězena jejich otázka, čím je dána schopnost nazpět hledících pravidel popsat uspokojivě vpřed hledící měnovou politiku centrálních bank.

## **1. Dosavadní výzkum a metodologická východiska**

### **1.1 Stručný přehled literatury**

Oblíbeným nástrojem pro modelování reakční funkce centrálních bank jsou jednoduchá pravidla Taylorova typu. Existuje velké množství empirické literatury zabývající se těmito pravidly. Ucelený popis odlišných specifikací uvádí například Lento (2011), který je taktéž odhaduje na datech evropské ekonomiky. Pro americkou ekonomiku diskutuje výsledky odhadu odlišných specifikací reakčních funkcí v podobě jednoduchých pravidel Taylorova typu např. Hamalainen (2004), Orphanides (2003), Judd, Rudebusch (1998). Pro českou ekonomiku odhadují reakční funkci ve formě jednoduchého pravidla Arlt, Mandel (2012, 2014), kteří taktéž shrnují výsledky výzkumu v této oblasti v české odborné literatuře. Složitější přístup modelování reakční funkce centrální banky aplikovali Kukal, Van Quang (2011), kteří odhadli reakční funkci České národní banky (ČNB) pomocí neuronových sítí a metod umělé inteligence.

### **1.2 Nazpět, či vpřed hledící měnové pravidlo?**

Původní Taylorovo pravidlo, které Taylor zformuloval v roce 1993, mělo „nazpět hledící“ (backward-looking) charakter. Tento fakt je často zmiňován jakožto nevýhoda Taylorova pravidla, neboť centrální banky usilují o „vpřed hledící“ (forward-looking) charakter měnové politiky vzhledem ke zpoždění v transmisních mechanismech. Tato často zmiňovaná kritika nazpět hledícího pravidla však poukazuje na nepochopení pravého smyslu Taylorovy analýzy. Arlt, Mandel (2014) v této souvislosti zdůrazňují, že Taylor chtěl pomocí jednoduchého nazpět hledícího pravidla popsat historický vývoj úrokové sazby

centrální banky USA, což se mu také podařilo. Tímto vznikla velmi zásadní otázka, jak je možné úspěšně popsat historický vývoj úrokových sazeb jednoduchým nazpět hledícím pravidlem, když centrální banky pracují s velmi sofistikovanými modely a vpřed hledícími reakčními funkcemi. Arlt, Mandel (2014) pomocí jednoduchého nazpět hledícího pravidla měnové politiky úspěšně popsali dynamiku úrokových sazeb centrálních bank České republiky, Polska a Maďarska a podali vysvětlení právě uvedené otázky. V tomto článku bude na práci Arlta a Mandela navázáno a uvedená otázka bude zkoumána s využitím databáze prognóz.

### 1.3 Specifika související se současnou ekonomickou krizí

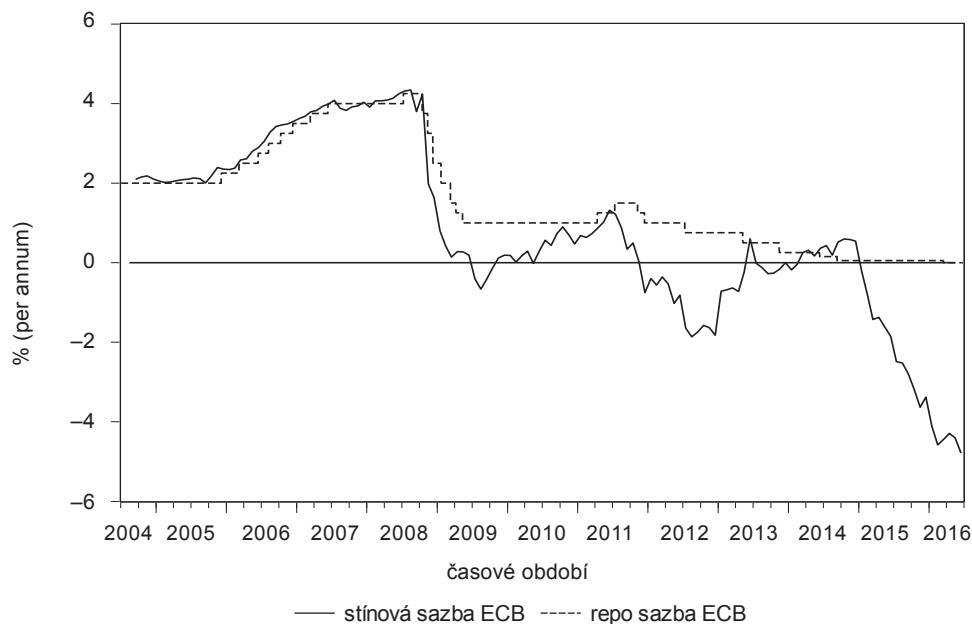
Často diskutovaným tématem je v současnosti nulová dolní mez pro nominální krátkodobou úrokovou sazbu, která omezuje schopnost centrálních bank snížit úrokové sazby v situaci hospodářské krize a nízké inflace. Z tohoto důvodu centrální banky přistupují k nestandardním nástrojům měnové politiky (např. kvantitativní uvolňování). Babecká Kuchařová *et al.* (2015) diskutují vliv těchto nestandardních nástrojů Evropské centrální banky jak na eurozónu, tak na vybrané okolní ekonomiky.

V odborné literatuře lze nalézt také argumenty podporující názor, že pro analýzu monetární politiky ECB není třeba zabírat se problematikou nestandardních nástrojů a nulové dolní meze. Tento postoj by bylo možné podepřít skutečností, že nominální repo sazba ECB klesla velmi blízko k nule až v roce 2014 a nulové hodnoty dosáhla až začátkem roku 2016. Rovněž tak Giannone *et al.* (2011) argumentují, že ECB sice používá nestandardní nástroje, ovšem současně uvádějí, že jejich použití bylo motivováno snahou zajistit fungování standardních transmisních mechanismů úrokové politiky v podmínkách finanční a ekonomické krize. V odborné literatuře se tedy objevují argumenty, že smyslem nestandardních nástrojů v eurozóně nebylo nahradit úrokovou politiku, nýbrž zabezpečit její správné fungování.

Přes uvedené argumenty nicméně převládá názor, že v případě používání nestandardních nástrojů měnové politiky ztrácí používání základní sazby ECB smysl. Používat by se měla tzv. stínová úroková sazba tak, jak to učinili Wu, Xia (2016). Autoři tohoto článku ukázali, že Federální rezervní systém používal od roku 2009 nekonvenční měnové nástroje, čímž snížil stínovou sazbu, která je použita jakožto měřítko intenzity působení nestandardních měnových nástrojů. Výpočet stínové sazby pro ECB dle metodiky popsané v právě zmíněném článku (viz obrázek 1) ukazuje, že stínová sazba ECB se dostala do záporných hodnot již v roce 2009.

Obrázek 1 rovněž ilustruje, že stínová úroková sazba ECB zaznamenala výrazný pokles především v posledních dvou letech, což je odrazem skutečnosti, že v současné době je ECB v oblasti nestandardních nástrojů měnové politiky velmi aktivní. Zatímco v prvních fázích krize byla Evropská centrální banka oproti Federálnímu rezervnímu systému méně flexibilní, v současné době je ECB v oblasti nestandardních nástrojů dokonce aktivnější než Federální rezervní systém. Z právě uvedených důvodů bude v tomto článku při odhadu reakční funkce ECB aplikován koncept stínové úrokové sazby.

**Obrázek 1 | Porovnání nominální repo sazby ECB s odpovídající stínovou sazbou vypočtenou dle metodiky Wu, Xia (2016)**



Zdroj: databáze ECB, <https://www.quandl.com/data/SHADOWS/EUROPE-European-Central-Bank-Shadow-Rate>

## 2. Formulace modelu reakční funkce

### 2.1 Výběr proměnných

Před samotnou formulací modelu je třeba provést výběr a zdůvodnění použitých proměnných. Arlt, Mandel (2012, 2014) při formulaci vycházejí z požadavku na přímou pozorovatelnost a statistickou dostupnost všech proměnných s cílem vyhnout se použití různých typů rovnovážných veličin (potenciální produkt, přirozená míra nezaměstnanosti, rovnovážná úroková míra apod.) či očekávaných veličin (očekávaná inflace, očekávané HDP apod.). Podobný přístup bude využit i v tomto článku. Na rozdíl od prací Arlta a Mandela budou očekávané veličiny zahrnuty do mého modelu, neboť jejich empirické protějšky v podobě prognóz jsou statisticky dostupné pro eurozónu, a to přímo v databázi prognóz ECB.

Rovnovážné veličiny modelované v tomto článku ovšem (až na drobné výjimky) nebudou. Nejedná se o snahu ulehčit si práci, neboť získat rovnovážné veličiny standardními nástroji typu HP filtr je v současnosti triviální záležitostí. Použití těchto nástrojů lze však kritizovat z řady hledisek, viz např. Arlt, Mandel (2012, 2014), nehledě na skutečnost, že odhad rovnovážných veličin v současné době ekonomické krize je ještě mnohem více problematický než v situaci standardních ekonomických podmínek. Z těchto důvodů bude HP filtr za účelem modelování rovnovážných veličin v tomto článku použit zcela výjimečně, a to pouze pro účely ověření robustnosti získaných výsledků.

Vysvětlovanou proměnnou ve všech formulovaných modelech reakční funkce bude stínová nominální sazba Evropské centrální banky.

První vysvětlující proměnnou bude tempo růstu reálného HDP, což je veličina, která je nejen přímo měřitelná, ale je také k dispozici v databázi prognóz ECB. Za ukazatel inflace je zvolena roční míra celkové inflace měřená pomocí harmonizovaného indexu spotřebitelských cen (HICP, Harmonised Index of Consumer Prices), což je standardní volba, která má taktéž výhodu v tom, že je k dispozici v databázi prognóz ECB.

Kromě právě uvedených veličin byl uvažován jakožto regresor také růst měnového agregátu M3 a nominální měnový kurz EUR/USD. Obě uvažované proměnné se ovšem při ekonometrickém odhadu ukázaly být statisticky nevýznamné, a proto nebudou nadále uvažovány.

Statistické zkoumání použitých časových řad pomocí ADF testů prokázalo, že stínová sazba ECB a očekávání roční míry inflace jsou nestacionární. Pro účely dosažení stacionarity byly uvedené dvě veličiny diferencovány. Očekávaný roční růst HDP se dle ADF testů ukázal být stacionární.

## 2.2 Regresní model

Vzhledem k současné ekonomické krizi je zapotřebí zabývat se otázkou možné změny režimu úrokové politiky ECB, která by se projevila nestabilitou parametrů odhadnutého regresního modelu. Takováto nestabilita byla statistickými testy skutečně potvrzena a změna režimu úrokové politiky ECB bude proto v modelu explicitně popsána, a to s využitím pomocné proměnné nabývající hodnoty 0 v období před ekonomickou krizí a hodnoty 1 pro období současné krize:

$$\kappa_t = \begin{cases} 0, & \text{pro } t = 1999Q1, \dots, t^* - 1, \\ 1, & \text{pro } t = t^*, \dots, 2016Q2, \end{cases} \quad (1)$$

přičemž časový okamžik  $t^*$  bude určen empiricky na základě provedených statistických testů.

Reakční funkce ECB je konkrétně modelována v následující podobě<sup>1</sup>

$$\Delta i_t = \alpha + (\beta_1 + \beta_2 \cdot \kappa_t) \cdot dy_{t+4|t} + (\gamma_1 + \gamma_2 \cdot \kappa_t) \cdot \Delta \pi_{t+4|t} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

resp.

$$\Delta i_t = \alpha + (\beta_1 + \beta_2 \cdot \kappa_t) \cdot dy_{t+4|t} + (\gamma_1 + \gamma_2 \cdot \kappa_t) \cdot \Delta_4 \pi_{t+8|t} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

kde  $i_t$  je nominální stínová sazba ECB vyjádřena v procentech (per annum),

$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$  je kvartální diference proměnné  $x$ ,

$\Delta_4 x_t = x_t - x_{t-4}$  je roční diference proměnné  $x$ ,

$x_{t+k|t}$  značí podmíněnou prognózu veličiny  $x$  pro budoucí období  $t+k$ , přičemž prognóza je činěna v období  $t$ ,

1 Zvolená délka horizontu prognóz je podrobně diskutována v následující subkapitole 2.3.

$dy_t = 100 \cdot (y_t - y_{t-4}) / y_{t-4}$  je roční tempo růstu reálné produkce,

$\pi_t$  je roční míra HICP inflace vyjádřena v procentech,

$\varepsilon_t$  je nesystematická náhodná chyba,

$$\beta_1 > 0, \beta_1 + \beta_2 > 0, \gamma_1 > 1, \gamma_1 + \gamma_2 > 1.^2$$

## 2.3 Specifikace prognóz

Podmíněností prognóz použitých v regresních rovnicích (2) a (3) je míněna skutečnost, že predikce jsou činěny za podmínky, že se měnově politická sazba ECB v časovém horizontu predikce bude vyvíjet určitým, předem daným způsobem. V článku bude využita databáze prognóz expertů ECB a Eurosystemu<sup>3</sup>, v rámci které byly prognózy až do března 2006 počítány s využitím předpokladu neměnné repo sazby ECB. Poté se způsob vytváření podmíněných prognóz metodicky mírně změnil a trajektorie repo sazby ECB v časovém horizontu predikce se nyní odvíjí od tržních očekávání. Předpovědi v této databázi nicméně mají charakter podmíněných prognóz.

Horizont prognózy vysvětlujících proměnných v uvedených regresních rovnicích se odvíjí od horizontu měnové politiky, a to s přihlédnutím k dostupnosti disponibilních dat. Je všeobecně známo, že úroková politika působí na inflaci se zpožděním přibližně jeden a půl až dvou let. Vliv úrokové sazby na produkci je rychlejší a pohybuje se přibližně kolem jednoho roku. V regresní rovnici (2) je horizont prognózy stanoven na 4 čtvrtletí nejen u produkce, ale také pro inflaci, a to z důvodu dostupnosti dat. V databázi prognóz expertů ECB a Eurosystemu jsou totiž ve čtvrtletní periodicitě k dispozici pouze predikce na jeden rok napřed.

Predikce na dva roky dopředu jsou ve čtvrtletní periodicitě k dispozici v použité databázi až od časového okamžiku 2014 Q1. Před rokem 2014 jsou předpovědi s dvouletým horizontem prognózy k dispozici pouze jednou ročně pro čtvrtá čtvrtletí. Použití dvouletého horizontu prognózy u míry inflace v rovnici (3) si proto vyžaduje aplikaci roční diference  $\Delta_4$  u této vysvětlující proměnné a vede k menšímu počtu pozorování využitého při ekonometrickém odhadu.

V empirických člancích je často využívána také databáze Survey of Professional Forecasters (SPF). Předností této databáze je, že obsahuje predikce s delšími horizonty prognóz než jeden rok, a to ve čtvrtletní periodicitě i před rokem 2014. Databáze prognóz expertů ECB a Eurosystemu je ovšem pro účely odhadu reakční funkce ECB mnohem vhodnější, neboť obsahuje prognózy samotné ECB a Eurosystemu (a nikoli jiných subjektů), díky čemuž je tato databáze při praktickém uplatňování měnové politiky Evropské centrální banky základem pro její rozhodování.

Významnou nevýhodou databáze SPF je také skutečnost, že předpovědi z této databáze nemají charakter podmíněných prognóz, zatímco předpovědi expertů ECB a Eurosystemu charakter podmíněných prognóz mají. Nepodmíněnost prognóz v databázi SPF

2 Požadavek  $\gamma_1 > 1$  a  $\gamma_1 + \gamma_2 > 1$  se odvíjí od (všeobecně známého) Taylorova principu.

3 Tato databáze prognóz je podrobněji diskutována v 3. kapitole.

plyne z toho, jakým způsobem jsou prognózy v této databázi konstruovány. Databáze SPF je založena na dotazníkovém šetření mnoha prognostických společností sídlících v Evropské unii. Nejedná se tedy o prognózy samotné ECB, ale o predikce jiných subjektů. Každá z těchto společností činí prognózy odlišným způsobem. Některé prognostické společnosti zveřejňují své metodické předpoklady, na jejichž základě byly prognózy spočítány (např. předpoklad o konkrétním vývoji repo sazby ECB v časovém horizontu predikce). Tyto informace ovšem nejsou k dispozici pro všechny prognostické instituce, nehledě na skutečnost, že různé prognostické ústavy vycházejí z odlišných předpokladů. Z tohoto důvodu nemají predikce v databázi SPF charakter podmíněných prognóz, a proto v empirické části tohoto článku databáze SPF využita není.

Pro úplnost poznamenejme, že problematiku podmíněných a nepodmíněných prognóz popisuje podrobněji Dědek (2004). Používání databází prognóz při empirické analýze je obecně spojeno také s dalšími problémy, které diskutují např. Novotný, Raková (2011).

### 3. Data

Krátkodobá nominální úroková míra  $i_t$  je reprezentována stínovou sazbou Evropské centrální banky, která byla spočtena metodikou, jež je popsána v článku Wu, Xia (2016).<sup>4</sup> Tato sazba je vyjádřena v procentech (per annum), začíná v časovém okamžiku 2004 Q2 a končí v 2016 Q2.

Prognózy roční míry inflace měřené pomocí HICP indexu a tempa růstu reálného HDP v eurozóně<sup>5</sup> byly získány jednak z databáze prognóz expertů ECB a jednak z databáze prognóz expertů Eurosystemu. Prognostické metody používané jak experty ECB, tak experty Eurosystemu jsou popsány v dokumentu ECB (2016). Předpovědi jsou v těchto databázích publikovány ve formě intervalu spolehlivosti. V tomto článku je prognózou chápán bod uprostřed tohoto intervalu. Prognózy expertů ECB jsou publikovány každý rok v březnu a září, zatímco prognózy Eurosystemu vždy v červnu a prosinci. Sloučením časové řady z databáze expertů ECB s odpovídající časovou řadou z databáze expertů Eurosystemu do jedné časové řady vznikne tedy časová řada se čtvrtletní periodicitou, pro kterou jsou data k dispozici v březnu, červnu, září a prosinci. Takovýmto způsobem se vytvořily časové řady veličin  $dy_{t+4|t}$  a  $\pi_{t+4|t}$  mající čtvrtletní periodicitu od 1999 Q1 do 2016 Q2. Prognóza dva roky napřed  $\pi_{t+8|t}$  byla ovšem před rokem 2014 publikována pouze v prosinci, tudíž časová řada této proměnné má před rokem 2014 pouze roční periodicitu i po uvedeném sloučení.

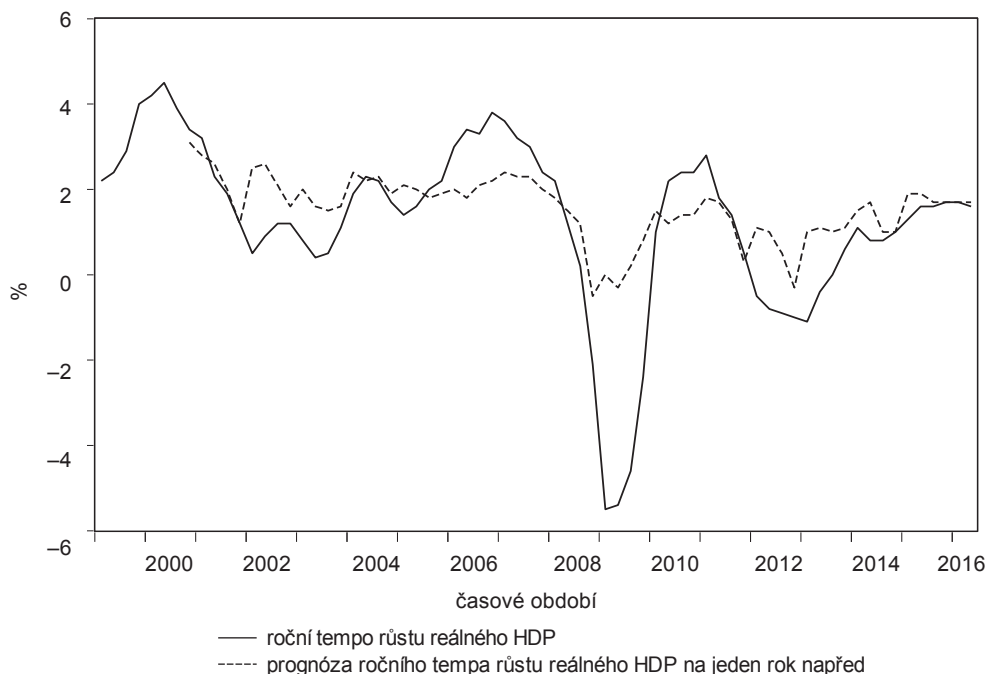
4 Data jsou k dispozici na internetové adrese <https://www.quandl.com/data/SHADOWS/EUROPE-European-Central-Bank-Shadow-Rate>

5 Eurozóna vznikla 1. ledna 1999 a tvořilo ji nejprve 11 zemí Evropské unie: Belgie, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemsko, Portugalsko, Rakousko a Španělsko. Později k eurozóně přistoupily následující země: Řecko (2001), Slovinsko (2007), Kypr a Malta (2008), Slovensko (2009), Estonsko (2011), Lotyšsko (2014) a Litva (2015).

## 4. Porovnání prognózovaných a skutečných veličin

Na obrázku 2 je ilustrován vzájemný vztah skutečného a prognózovaného ročního tempa růstu reálného HDP v eurozóně.

**Obrázek 2 | Porovnání ročního tempa růstu reálného HDP  $dy_t = 100 \cdot (y_t - y_{t-4}) / y_{t-4}$  s prognózami  $dy_{t+k|t}$  z databáze expertů ECB/Eurosystemu**



Zdroj: databáze ECB, databáze expertů ECB a Eurosystemu

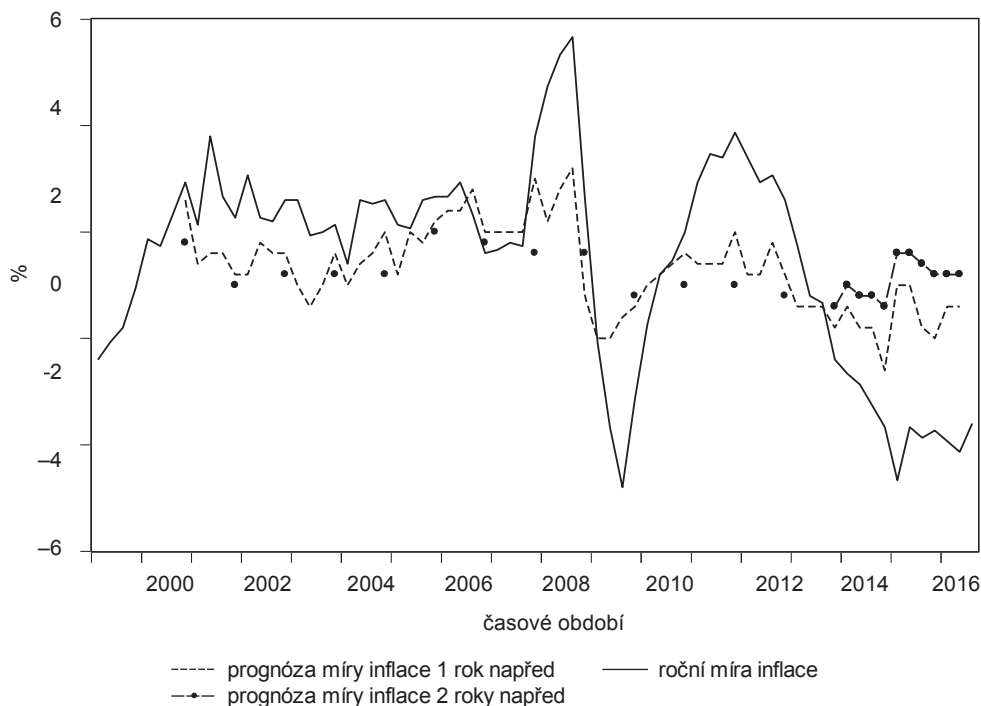
Z obrázku je patrná poměrně velká korelace aktuálně pozorované hodnoty  $dy_t$  s prognózou  $dy_{t+4|t}$  na 4 čtvrtletí napřed. Zdůrazněme, že se na uvedeném obrázku porovnává skutečně pozorovaná hodnota  $dy_t$  v aktuálním časovém období  $t$  s prognózou  $dy_{t+4|t}$ , která byla činěna v časovém okamžiku  $t$  a vztahuje se k budoucímu časovému okamžiku  $t+4$ . Obrázek tedy neporovnává prognózu  $dy_{t+4|t}$  se skutečnou budoucí hodnotou  $dy_{t+4}$ <sup>6</sup>, nýbrž s aktuální hodnotou  $dy_t$ .

Prognóza  $dy_{t+4|t}$  je mnohem více korelována s aktuální hodnotou  $dy_t$  než se skutečnou budoucí hodnotou  $dy_{t+4}$ . Korelace mezi  $dy_t$  a  $dy_{t+4|t}$  je 0,79, zatímco korelace mezi  $dy_t$  a  $dy_{t-4|t}$  je pouze 0,19.

Analogické srovnání prognózovaných a skutečných hodnot v případě inflace je znázorněno na obrázku 3.

6 V takovém případě by časové řady prognóz byly na výše uvedeném obrázku posunuty více vpravo.

**Obrázek 3 | Porovnání roční míry HICP inflace  $\pi_t$  s prognózami  $\pi_{t+d|t}$**



Zdroj: databáze ECB, databáze expertů ECB a Eurosystemu

Korelace mezi skutečnými a prognózovanými hodnotami vykazuje podobné rysy, jako tomu bylo v případě tempa růstu HDP. Korelace mezi  $\pi_t$  a  $\pi_{t+4|t}$  je 0,77, zatímco korelace mezi  $\pi_t$  a  $\pi_{t-4|t}$  je pouze 0,38.

## 5. Možnosti odhadu vpřed hledící reakční funkce při neexistenci databáze prognóz

### 5.1 Volba vhodných pomocných proměnných

Kdybychom neměli k dispozici časové řady prognóz, museli bychom místo veličin  $dy_{t+4|t}$ ,  $\Delta\pi_{t+4|t}$  v reakční funkci (2) použít vhodné proxy proměnné. Fakta uvedená v předešlé kapitole týkající se korelace skutečných veličin a jejich prognóz dokazují, že mnohem vhodnějšími pomocnými proměnnými by byly aktuální hodnoty  $dy_t$ ,  $\Delta\pi_t$  než budoucí skutečné hodnoty  $dy_{t+4}$ ,  $\Delta\pi_{t+4}$ . Použití aktuálních ekonomických veličin by v tomto případě tedy nebylo nijak v rozporu s vpřed hledícím chováním centrálních bank, neboť  $dy_t$ ,  $\Delta\pi_t$  by vystupovalo v roli proxy proměnných pro (nepozorovatelné) veličiny  $dy_{t+4|t}$ ,  $\Delta\pi_{t+4|t}$ .

Uvedené výsledky poskytují odpověď na otázku, kterou si položili Arlt, Mandel (2012, 2014): „Čím je dána schopnost nazpět hledících měnových pravidel popsat velmi

dobrym způsobem chování vpřed hledících centrálních bank?“ Odpovědí tedy je, že tato schopnost je dána vysokou korelací mezi aktuálními hodnotami  $dy_t$ ,  $\Delta\pi_t$  a prognózami  $dy_{t+4|t}$ ,  $\Delta\pi_{t+4|t}$ . Na základě uvedených argumentů by nejlepší možností odhadu vpřed hledící reakční funkce centrální banky (při neexistenci databáze prognóz) bylo nahradit (nepozorovatelné) prognózy aktuálními hodnotami daných ekonomických veličin a odhadnout dané pravidlo v nazpět hledící podobě.

## 5.2 Nevhodnost standardního postupu

Právě zmíněný závěr má dosti významné důsledky, neboť v empirické literatuře je běžným zvykem postupovat odlišně zavedením předpokladu racionálních očekávání a nahrazením (nepozorovatelných) veličin jejich budoucími hodnotami; viz Clarida, Galí, Gertler (1998, 1999, 2000). Tento standardní postup lze kritizovat v prvé řadě z právě zmíněného pohledu, že aktuální ekonomické veličiny jsou vhodnější proxy proměnné než skutečné budoucí hodnoty, neboť aktuální veličiny jsou mnohem silněji korelovány s prognózami.

Tento standardní postup je pro model reakční funkce centrální banky kritizován také z hlediska ekonomické podstaty. Arlt, Mandel (2012, 2014) argumentují, že kdyby (podmíněná) prognóza inflace byla nad inflačním cílem, centrální banka by zvýšila úrokovou sazbu, díky čemuž by se skutečná budoucí inflace vrátila na úroveň inflačního cíle. Zvýšení úrokové sazby v aktuálním období tudíž nelze vysvětlit pomocí skutečné budoucí hodnoty inflace a zahrnutí skutečné budoucí hodnoty jakožto vysvětlující proměnné je z podstaty věci chybné. Právě zmíněný argument Arlta a Mandela lze také použít pro vysvětlení velmi nízké korelace mezi (podmíněnými) prognózami a skutečnými budoucími hodnotami, která byla popsána v předešlé kapitole.

Postup Claridy, Galího a Gertlera je v odborné literatuře kritizován řadou dalších autorů. Bryan, Gavin (1986) dospívají k závěru, že prognózy inflace nejsou nestranné. Přehled studií potvrzuje hypotézu, že predikce inflace nejsou racionální, uvádí Lovell (1986). Ke stejnému závěru dochází také Pesaran (1987), který podobně jako jiní autoři (Adam, Padula; 2003) dále argumentuje, že místo zavádění předpokladu racionálních očekávání by se mělo využívat databází prognóz.

Zmíněný standardní postup lze též kritizovat z hlediska ekonometrické metodologie, neboť nejsou splněny běžně používané předpoklady kladené na ekonometrický model při aplikaci postupu Claridy, Galího a Gertlera. Chyba prognózy by totiž měla mít nulovou střední hodnotu a měla by být nekorelovaná se skutečnou budoucí hodnotou. Nemá-li chyba prognózy nulovou střední hodnotu, nezpůsobuje tato skutečnost v postupu Claridy, Galího a Gertlera vážnější komplikace.<sup>7</sup> Vážné komplikace při ekonometrickém odhadu ovšem způsobuje nesplnění druhého zmíněného předpokladu o nekorelovanosti chyby prognózy se skutečnou budoucí hodnotou. V tomto případě totiž dojde ke korelovanosti náhodné složky s vysvětlujícími proměnnými regresního modelu. Situaci lze ilustrovat

7 Nestrannost prognóz v rámci databáze SPF testovali Bowles *et al.* (2007). Případné vychýlení prognóz se ovšem při ekonometrickém odhadu reakční funkce postupem Claridy, Galího a Gertlera promítne pouze do úrovně konstanty.

pro případ regresní rovnice (2), ve které z důvodu větší názornosti nebudu uvažovat nestabilitu parametrů modelovanou pomocí binární proměnné. V tomto případě má rovnice následující tvar:

$$\Delta i_t = \alpha + \beta \cdot dy_{t+4|t} + \gamma \cdot \Delta \pi_{t+4|t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Nahrazením prognóz  $dy_{t+4|t}$ ,  $\Delta \pi_{t+4|t}$  skutečnými budoucími hodnotami dojde k následujícímu

$$\Delta i_t = \alpha + \beta \cdot dy_{t+4} + \gamma \cdot \Delta \pi_{t+4} + \varepsilon_t^* \quad (5)$$

kde  $\varepsilon_t^* = \varepsilon_t + \beta \cdot (dy_{t+4|t} - dy_{t+4}) + \gamma \cdot (\Delta \pi_{t+4|t} - \Delta \pi_{t+4})$ .

Pokud jsou ovšem chyby prognózy ( $dy_{t+4|t} - dy_{t+4}$ ), ( $\Delta \pi_{t+4|t} - \Delta \pi_{t+4}$ ) korelovány se skutečnými budoucími hodnotami  $dy_{t+4}$ ,  $\Delta \pi_{t+4}$ , tak potom je náhodná složka  $\varepsilon_t^*$  korelována s vysvětlujícími proměnnými regresního modelu (5), což (jak velmi dobře známo) způsobuje z ekonometrického hlediska značné potíže.

Předpoklad o nekorelovanosti chyb prognóz se skutečnými budoucími hodnotami není ovšem v našem případě splněn. Korelace veličin  $dy_t$ ,  $dy_t - dy_{t-4|t}$  je 0,92 a podobně vysoký korelační koeficient 0,88 byl spočten pro veličiny  $\Delta \pi_t$ ,  $\Delta \pi_t - \Delta \pi_{t-4|t}$ .

## 6. Ekonometrický odhad reakční funkce ECB

### 6.1 Odhad založený na prognózách

V prvé řadě je zapotřebí určit časový okamžik  $t^*$ , ve kterém došlo k uvažované změně režimu úrokové politiky ECB. Za tímto účelem byl aplikován Chowův test (Chow breakpoint test). Nulová hypotéza praví, že v daném časovém okamžiku nedošlo ke změně. Tato hypotéza byla testována opakovaně pro různé časové okamžiky od 2008 Q1 do 2009 Q4. Výsledky ukázaly, že nulová hypotéza se nezamítá pro časové okamžiky od 2008 Q1 do 2008 Q4, ovšem je zamítnuta pro časové okamžiky 2009 Q1 až 2009 Q4. Z tohoto důvodu bylo stanoveno  $t^* = 2009$  Q1.

Ekonometrický odhad reakční funkce (2) byl proveden pomocí metody nejmenších čtverců (MNČ) s následujícím výsledkem:<sup>8</sup>

$$\Delta i_t = -0,16 + \begin{pmatrix} 0,10 & -0,03 \cdot \kappa_t \\ (0,07) & (0,04) \end{pmatrix} \cdot dy_{t+4|t} + \begin{pmatrix} 0,27 & -0,65 \cdot \kappa_t \\ (0,13) & (0,19) \end{pmatrix} \cdot \Delta \pi_{t+4|t} \quad (6)$$

Koeficient determinace  $R^2 = 0,32$  nabývá relativně nízké hodnoty, což ovšem neznamená, že uvažovaný regresní model je nedostačující. Jedná se o zcela běžný jev vyskytující se v modelech s diferencovanými daty. Při použití nediferencovaných dat byl koeficient  $R^2$  mnohem vyšší, ovšem odhad reakční funkce ECB byl zatížen problémem zdánlivé regrese vzhledem k nestacionaritě použitých časových řad.

8 V závorce pod hodnotou parametru je uvedena směrodatná chyba daného odhadu.

Důležitým výsledkem je, že parametry  $\beta_1 = 0,10$  a  $\gamma_1 = 0,27$  jsou statisticky významně odlišné od nuly na 5% hladině významnosti a mají očekávaná znaménka. Odhad parametru  $\beta_1$  splňuje apriorní požadavek  $\beta_1 > 0$ . Koeficient  $\beta_2$  není statisticky významný na 5% hladině významnosti. Reakce ECB na prognózované tempo růstu produkce  $dy_{t+4|t}$  se tedy v období ekonomické krize nemění.

Parametry  $\gamma_1, \gamma_2$  ovšem nespĺňují podmínky  $\gamma_1 > 1, \gamma_1 + \gamma_2 > 1$  odrážející Taylorův princip. Výsledek  $\gamma_1 \in (0,1)$  z ekonomického hlediska znamená, že ECB v období před ekonomickou krizí reagovala na očekávaný růst inflace nedostatečným zvýšením nominální úrokové sazby. Podobně výsledek  $\gamma_1 + \gamma_2 < 0$  má z ekonomického hlediska také obtížnou interpretaci – očekávaný růst inflace v období ekonomické krize je stimulem pro ECB snížit nominální (stínovou) sazbu.

Nabízí se otázka, zda zjištěný rozpor s Taylorovým pravidlem není vyvolán tím, že v regresní rovnici byla použita původní data namísto cyklických odchylek. Pro účely zodpovězení nastolené otázky byly spočteny cyklické složky všech proměnných regresní rovnice (2) pomocí HP filtru a reakční funkce ECB byla opět odhadnuta pomocí MNČ s následujícím výsledkem:

$$\hat{\Delta}_i = -0,01 + \begin{pmatrix} 0,19 & -0,08 \cdot \kappa_t \\ (0,03) & (0,10) \quad (0,12) \end{pmatrix} \cdot \hat{dy}_{t+4|t} + \begin{pmatrix} 0,20 & -0,57 \cdot \kappa_t \\ (0,14) & (0,20) \end{pmatrix} \cdot \hat{\Delta}_4 \pi_{t+8|t}, \quad (7)$$

přičemž symbol stříšky značí cyklickou složku dané proměnné.

Koeficient determinace  $R^2 = 0,34$  je srovnatelný s předešlým regresním modelem. Rovněž tak hlavní závěry z předešlého regresního modelu (6) nejsou použitím cyklických odchylek proměnných nijak pozmeněny. Koeficienty  $\gamma_1, \gamma_2$  ani v tomto případě nespĺňují podmínky  $\gamma_1 > 1, \gamma_1 + \gamma_2 > 1$  odrážející Taylorův princip, přičemž parametr  $\gamma_2$  je opět záporný a statisticky významně odlišný od nuly.

Položme si dále otázku, zda rozpor s Taylorovým principem není zapříčiněn volbou příliš krátkého horizontu prognózy u inflace v regresní rovnici (2). Volbou dvouletého horizontu predikce u míry inflace se dostáváme k regresní rovnici (3), jejíž odhad metodou MNČ je následující:

$$\Delta_i = -0,27 + \begin{pmatrix} 0,18 & -0,11 \cdot \kappa_t \\ (0,12) & (0,09) \quad (0,09) \end{pmatrix} \cdot dy_{t+4|t} + \begin{pmatrix} 0,16 & -0,73 \cdot \kappa_t \\ (0,58) & (0,67) \end{pmatrix} \cdot \Delta_4 \pi_{t+8|t}. \quad (8)$$

Jak koeficient determinace  $R^2 = 0,41$ , tak odhady regresních koeficientů jsou srovnatelné s předešlými odhady a závěry týkající se Taylorova principu, jsou tedy robustní vůči délce horizontu prognózy u inflace. Použití cyklických složek namísto původních proměnných na uvedených závěrech taktéž nic nezměnilo.

Zjištěný rozpor odhadnuté reakční funkce ECB s Taylorovým principem je z ekonomického hlediska překvapivý. Tento výsledek je nicméně dosti robustní vůči alternativním specifikacím a taktéž je podepřen několika dalšími studiemi; viz Aastrup, Jensen (2010), Pinkwart (2011), Rabanal (2008). Všichni uvedení autoři dospívají k výsledku, že úrokové sazby eurozóny jsou určovány vývojem reálné ekonomiky (ať už měřeno pomocí HDP, či nezaměstnanosti) a že reakce ECB na inflaci je v rozporu s Taylorovým principem.

## 6.2 Odhad s pomocnými proměnnými

Z důvodu návaznosti na analýzu provedenou v předcházejících kapitolách 4 a 5 byly uvedené reakční funkce odhadovány také ve tvaru, ve kterém byly prognózy nahrazeny jednak aktuálními hodnotami a jednak skutečnými budoucími hodnotami. Výsledky jsou přehledně shrnuty v tabulce 1.

**Tabulka 1 | Odhad reakční funkce ECB pomocí MNČ při použití aktuálních hodnot a skutečných budoucích hodnot vysvětlujících proměnných**

	regresory v rovnici	koeficient					$R^2$
		$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	
<b>aktuální hodnoty</b>	$dy_t, \Delta\pi_t$	-0,08 (0,04)	0,05 (0,02)	-0,06 (0,03)	0,21 (0,11)	-0,07 (0,07)	0,24
<b>skutečné budoucí hodnoty</b>	$dy_{t+4}, \Delta\pi_{t+4}$	-0,08 (0,04)	0,05 (0,02)	-0,00 (0,04)	-0,21 (0,10)	0,01 (0,17)	0,18
	$dy_{t+4}, \Delta\pi_{t+8}$	-0,04 (0,04)	0,02 (0,02)	0,02 (0,04)	0,02 (0,08)	-0,07 (0,19)	0,08

Zdroj: vlastní výpočet autora

Důležitým výsledkem je zjištění, že koeficient determinace  $R^2$  je ve všech případech uvedených v tabulce 1 nižší než koeficient determinace z regrese využívající databázi prognóz. Tato skutečnost je svědectvím, že databáze prognóz expertů ECB a Eurosystemu obsahuje cenné informace, které v pomocných proměnných obsaženy nejsou.

Neméně významným zjištěním je skutečnost, že regrese využívající skutečné budoucí hodnoty jakožto proxy proměnné mají nižší  $R^2$  než regrese využívající aktuální hodnoty. Ekonometrický odhad vpřed hledících pravidel využívající skutečné budoucí hodnoty potvrdil tedy předešlé závěry o nevhodnosti tohoto standardního postupu. Schopnost takto odhadnutých regresních modelů popsat historický vývoj stínové sazby ECB je dle koeficientu  $R^2$  dosti nízká. Tento závěr platí především v případě, kdy je použita inflace dva roky napřed, neboť v tomto případě je koeficient determinace roven hodnotě 0,08. Odhady všech regresních koeficientů jsou v tomto případě navíc statisticky nevýznamné na 5% hladině významnosti. Závěr o nevhodnosti standardního postupu využívajícího skutečné budoucí hodnoty jakožto proxy proměnné pro (nepozorovatelná) očekávání je tedy robustním a velmi zásadním výsledkem provedeného empirického zkoumání.

### Závěr

Uvedený článek si kladl následující cíle: (1) ekonometricky odhadnout reakční funkce ECB s využitím databáze prognóz a zabývat se charakterem změny úrokové politiky, ke které došlo v souvislosti se stávající ekonomickou krizí, (2) pomocí databáze prognóz ilustrovat nevhodnost standardního postupu, ve kterém jsou (nepozorovatelná) očekávání

nahrazena skutečnými budoucími hodnotami, (3) vysvětlit, čím je dána schopnost nazpět hledících jednoduchých pravidel velmi dobře popsat vpřed hledící úrokovou politiku centrálních bank.

Ekonometrický odhad reakční funkce Evropské centrální banky prokázal, že tempo růstu HDP bylo před ekonomickou krizí důležitým faktorem ovlivňujícím chování ECB. Tento výsledek se ukázal být robustní vůči uvažovaným alternativním specifikacím reakční funkce. Reakce Evropské centrální banky na inflaci se ukázala být v rozporu s Taylorovým principem před i po vypuknutí ekonomické krize, a to pro všechny uvažované specifikace.

Na nevhodnost použití skutečných budoucích hodnot jakožto proxy proměnných nahrazujících očekávání bylo poukázáno vícero způsoby. V první řadě byla provedena statistická analýza použitých časových řad a demonstrována pouze velmi slabá korelace skutečných budoucích hodnot s prognózami získanými z databázi ECB. Tuto slabou korelaci lze vysvětlit jednak tím, že činit prognózy ekonomického vývoje je velmi složité, a jednak lze také uvést argument Arlta a Mandela (2012, 2014), že pokud se prognóza odchyluje od žádoucí hodnoty, centrální banka změní svou úrokovou politiku, díky čemuž skutečnou budoucí hodnotu přiblíží žádoucímu stavu. Uvedený argument jednak vysvětluje zmíněnou slabou korelaci skutečných budoucích hodnot a prognóz a jednak poukazuje na skutečnost, že použití budoucích skutečných hodnot při odhadu reakční funkce centrální banky je z ekonomické podstaty zcela chybné.

Ekonometrický odhad reakční funkce ECB využívající skutečných budoucích hodnot právě uvedenou argumentaci potvrdil, neboť koeficient determinace vyšel velmi nízký, mnoho odhadnutých parametrů mělo chybná znaménka a byly statisticky nevýznamné. V neposlední řadě bylo rovněž doloženo, že standardní předpoklad o nekorelovanosti náhodné složky s vysvětlujícími proměnnými regresního modelu není při použití zmíněného standardního postupu splněn.

Schopnost nazpět hledících pravidel popsat velmi uspokojivě vpřed hledící chování ECB byla vysvětlena velmi silnou korelací aktuálních hodnot a prognóz získaných z databázi Evropské centrální banky. Silná korelace mezi aktuálními veličinami na straně jedné a prognózami na straně druhé nevypovídá nic o kauzalitě. Ekonomičtí agenti bezpochyby zakládají svá ekonomická rozhodnutí na základě očekávaného budoucího vývoje. Z tohoto hlediska jsou aktuální veličiny určovány očekáváním. Na druhé straně jsou prognózy činěny na základě informací dostupných v aktuálním čase. Z tohoto hlediska jsou predikce určovány aktuálními hodnotami. Zjištěná silná korelace je tedy dána působením obou právě zmíněných faktorů.

## Literatura

- Aastrup, M., Jensen, H. (2010). *What Drives the European Central Bank's Interest-Rate Changes?* Centre for Economic Policy Research. London CEPR Discussion Paper No. 9160, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1733546>
- Adam, K., Padula, M. (2003). *Inflation Dynamics and Subjective Expectations in the United States*. European Central Bank. Working Paper Series No. 222.

- 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>
- Arlt, J., Mandel, M. (2014). The Reaction Function of Three Central Banks of Visegrad Group. *Prague Economic Papers*, 23(3), 269–289, <https://doi.org/10.18267/j.pep.484>
- Babecká Kucharčuková, O., Claeys, P., Vašíček, B. (2016). Spillover of the ECB's Monetary Policy Outside the Euro Area: How Different is Conventional From Unconventional Policy? *Journal of Policy Modeling*, 38(2), 199–225, <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2016.02.002>
- Belke, A., Klose, J. (2011). Does the ECB Rely on a Taylor Rule During the Financial Crisis? Comparing Ex-post and Real Time Data with Real Time Forecasts. *Economic Analysis & Policy*, 41(2), 147–171, [https://doi.org/10.1016/s0313-5926\(11\)50017-7](https://doi.org/10.1016/s0313-5926(11)50017-7)
- Bowles, C., Friz, R., Genre, V., Kenny, G., Meyler, A., Rautanen, T. 2007. The ECB Survey of Professional Forecasters (SPF): A Review after Eight Years' Experience. Occasional Paper Series, No. 59, ECB, April 2007.
- Bryan, M. F., Gavin, W. T. (1986). Models of Inflation Expectations Formations: A Comparison of Household and Economist Forecasts. *Journal of Money, Credit and Banking*, 18(4), 539–544, <https://doi.org/10.2307/1992473>
- Clarida, R., Galí, J., Gertler, M. (1998). Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. *European Economic Review*, 42(6), 1033–1067, [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(98\)00016-6](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(98)00016-6)
- Clarida, R., Galí, J., Gertler, M. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707, <https://doi.org/10.1257/jel.37.4.1661>
- Clarida, R., Galí, J., Gertler, M. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147–180, <https://doi.org/10.1162/003355300554692>
- Dědek, O. (2004). Čtyři zamyšlení nad cílováním inflace v České republice. *Politická ekonomie*, 52(2), 147–170, <https://doi.org/10.18267/j.polek.454>
- ECB (2016). *A Guide to Eurosystem/ECB Staff Macroeconomic Projection Exercises*. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/staffprojectionsguide201607.en.pdf>
- Frommel, M., Schobert, V. (2006). *Monetary Policy Rules in Central and Eastern Europe*. Deutsche Bundesbank. Discussion Paper No. 341. <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbocp8.pdf?35d94ecf422d2093eb7e6abbcea51199>
- Giannone, D., Lenza, M., Reichlin, L. (2011). *Non-Standard Monetary Policy Measures and Monetary Developments*. ECB. Working Paper No. 1290. Dostupné Z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwpws/ecbwp1290.pdf?fe9d36f51db7768bf475ef402d1956af>
- Hamalainen, N. (2004). *A Survey of Taylor-Type Monetary Policy Rules*. Dostupné z: <http://www.fin.gc.ca/pub/pdfs/wp2004-02e.pdf>
- Judd, P., Rudebusch, G. D. (1998). Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997. *Economic Review*, 3, 3–16.
- Kukal, J., Van Quang, T. (2011). Modelování měnově politické úrokové míry ČNB neuronovými sítěmi. *Politická ekonomie*, 59(6), 810–829, <https://doi.org/10.18267/j.polek.823>
- Lento, A. (2011). *Monetary Policy Rules and Estimated Reaction Functions for the European Central Bank*. Helsinki: University of Helsinki. Dostupné z: <https://helda.helsinki.fi/bitstream/handle/10138/28095/monpolesimatedECB.pdf?sequence=2>
- Lovell, M. C. (1986). Tests of the Rational Expectations Hypothesis. *American Economic Review*, 76(3), 110–124.

- Mehra, Y. P. (1999). A Forward-Looking Monetary Policy Reaction Function. *Economic Quarterly*, 85(2), 33–53.
- Novotný, F., Raková, M. (2011). Assessment of Consensus Forecasts Accuracy: The Czech National Bank Peerspective. *Finance a úvěr* 61(4), 348–366.
- Orphanides, A. (2003). Historical Monetary Policy Analysis and the Taylor Rule. *Journal of Monetary Economics*, 50(5), 983–1022, [https://doi.org/10.1016/s0304-3932\(03\)00065-5](https://doi.org/10.1016/s0304-3932(03)00065-5)
- Pesaran, M. H. (1987). *The Limits to Rational Expectations*. Oxford: Basil Blackwell.
- Pinkwart, N. (2011). *Quantifying the ECB's Interest Rate Smoothing Behavior*. IWE. Working Paper No. 01-2011, ISSN 1862-0787, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1742306>
- Rabanal, P. (2008). *Should the ECB Target Employment? "la Caixa"*. Economic Paper No. 6, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1417342>
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. *Journal of Monetary Economics*, 39 (1), 1–141.
- Wu, J. C., Xia, F. D. (2016). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2–3), 253–291, <https://doi.org/10.1111/jmcb.12300>