

# VLIV MĚNOVÝCH PODMÍNEK NA JEDNOTLIVÉ KATEGORIE CEN V ČESKÉ REPUBLICE V KONTEXTU MĚNOVÉ A MAKROBEZŘETNOSTNÍ POLITIKY

Lukáš Pfeifer, Vysoká škola ekonomická v Praze, Česká národní banka; Zdeněk Píkhart, Vysoká škola ekonomická v Praze, Ministerstvo financí<sup>1</sup>

DOI: 10.18267/j.polek.1046

## Úvod

V reakci na finanční krizi byl do systému zajišťujícího finanční stabilitu ekonomiky včleněn nový pilíř – makrobezřetnostní politika, která sleduje finanční systém jako celek, respektive endogenní procesy, které v něm probíhají, a prostřednictvím svých nástrojů se snaží omezit inherentní procykličnost finančního systému. Cílem makrobezřetnostní politiky je tedy analyzovat a hodnotit vývoj finančního systému jako celku za účelem identifikace finanční nestability, respektive systémového rizika, které představuje riziko pro stabilitu systému. Systémové riziko lze definovat jako riziko, jehož materializace může vyvolat finanční nestabilitu, a ovlivnit tak fungování finančního systému s výrazným dopadem na růst a prosperitu ekonomiky (Constâncio, 2014). V měnové politice zároveň postupně dochází k obnově diskuse ohledně předpokladu komplementarity cenové a finanční stability, respektive k příklonu směrem k využití strategie „leaning against the wind“, která představitelům měnové politiky doporučuje reagovat na ceny aktiv a vznik finančních nerovnováh nad rámec spotřebitelských cen. To otevírá otázku koordinace měnové a makrobezřetnostní politiky, respektive otázku možnosti preventivního využití úrokových sazeb pro účely dosažení finanční stability během rostoucí fáze finančního cyklu.<sup>2</sup>

Výzkum interakce a koordinace měnové a makrobezřetnostní politiky<sup>3</sup> je zásadní i bez aplikace výše zmíněné strategie „leaning against the wind“, což dokládá i nedávný výzkum některých centrálních bank. Jako příklad může sloužit Bank of France (Antipa a Matheron, 2014), Bank of England (Shakir a Tong, 2014), švédská Riskbank (Jonsson a Moran, 2014), nebo Reserve Bank of New Zealand (Spencer, 2014). Téma interakce měnové a makrobezřetnostní politiky, respektive vlivu nástrojů jedné z politik na dosažení cíle politiky druhé, je tak velmi aktuální. Nástroje makrobezřetnostní

1 V tomto článku prezentované závěry a výsledky jsou vlastní názory autorů a nevyjadřují oficiální názory institucí, ve kterých působí.

2 Využití úrokových sazeb pro účely finanční stability je dnes běžné během kontrakce finančního cyklu, a to na základě měnově-politické strategie „mop up after“.

3 Pro více informací k tématu interakce měnové a makrobezřetnostní politiky viz Pfeifer (2014).

politiky<sup>4</sup> mají na cíl cenové stability pouze nepřímý vliv, neboť neovlivňují spotřebitelské ceny přímo, ale pouze skrze vliv daných nástrojů na efektivitu transmisního mechanismu měnové politiky. Nástroje měnové politiky však ovlivňují dosažení cíle finanční stability přímo, a to skrze rizikový kanál měnové politiky (Caruana, 2014a). Borio a Zhu (2008) dokládají, že uvolnění měnových podmínek může vést za jistých okolností skrze rizikový kanál měnové politiky k akumulaci systémového rizika, respektive finanční nestability.

Tento článek se zaměří na výzkum vlivu měnových podmínek na jednotlivé kategorie cen v ČR. Jeho cílem je určit, která z kategorií cen bude nastavení měnových podmínek, respektive vývoj rizikového kanálu měnové politiky, nejlépe ilustrovat. V první části textu je analyzován rizikový kanál měnové politiky a jeho vliv na finanční stabilitu ekonomiky. Další část se zabývá interakcí měnové a makrobezpečnostní politiky, přičemž se v rámci finanční stability zaměřuje na cyklickou dimenzi systémového rizika během fáze akumulace systémového rizika, a to pouze ve smyslu jednoho z dílčích cílů<sup>5</sup> makrobezpečnostní politiky, kterým je snaha zamezit nadměrnému růstu množství úvěrů a finanční páky. Dále je v textu rozebrán možný nežádoucí dopad režimu cílování inflace do finanční stability ekonomiky. V závěrečné části je na datech české ekonomiky testován vztah mezi měnovými podmínkami a jednotlivými kategoriemi cen. Index cen průmyslových výrobců (PPI) je testován v rámci jeho dílčích subindexů. Testy jsou provedeny pomocí VAR modelu upraveného pro malou otevřenou ekonomiku.

## 1. Teoretický rámec

### 1.1 Rizikový kanál měnové politiky

Rizikový kanál měnové politiky (Borio a Zhu, 2008; Valencia, 2011) lze definovat jako dopad nastavení měnové politiky, zejména pak nastavení úrokových sazeb, na vnímání rizika jednotlivými ekonomickými subjekty. Uvolněná měnová politika tak prostřednictvím rizikového kanálu ovlivňuje rizikovou prémii a podněcuje k nadměrnému riskování jednotlivých ekonomických subjektů a nárůstu pákového efektu, což vede ke kumulaci systémového rizika, finanční nestability a v konečném důsledku tento vývoj může ohrozit i naplnění cíle cenové stability.

Rizikový kanál měnové politiky dle Borio a Zhu (2008) vede minimálně třemi směry. První z nich se do jisté míry blíží peněžnímu akceleratoru (viz Bernanke a Gertler, 1999) a jedná se o vliv úrokových sazeb zejména na ocenění, peněžní toky a ceny aktiv.

---

4 Mezi nástroje, které mají za cíl omezit nadměrný růst množství úvěrů a finanční páky, patří proticyklická kapitálová rezerva; rezerva ke krytí systémového rizika; limit na poměr úvěru a hodnoty zástavy (LTV), limit na poměr úvěru a příjmu (LTI), sektorová kapitálová rezerva, nebo pákový poměr (blíže viz ESRB, 2014).

5 Mezi dílčí cíle makrobezpečnostní politiky patří minimalizace následujících hrozeb pro finanční stabilitu: nadměrný růst úvěrů a finanční páky (leverage); nadměrný splatnostní nesoulad a tržní nelikvidnost; koncentrace expozic; nežádoucí motivace (viz ESRB, 2013, str. 3–8).

Nízké úrokové sazby obecně zvyšují hodnoty aktiv, respektive kolaterálu, i příjmy. Díky tomu mohou finanční instituce snížit averzi k riziku, což vede k jejich procyklickému chování v oblasti řízení rizik. Další směr, kterým může centrální banka ovlivnit rizikový kanál měnové politiky, je pomocí veřejné komunikace, respektive signalizací budoucího nastavení měnové politiky (tzv. forward guidance), a to formou oznámení budoucí návaznosti kroků centrální banky na stávající rozhodnutí, čímž může ovlivnit jeho dopad na chování jednotlivých ekonomických subjektů. Posledním způsobem, jak rizikový kanál měnové politiky působí na chování jednotlivých ekonomických subjektů, je působení přes vztah úrokových sazeb a ukazatele finanční analýzy typu rentability vlastního kapitálu (ROE) či rentability celkových aktiv (ROA) aj.

Finanční instituce se snaží dosáhnout předem stanovené výše těchto ukazatelů i přes snižující se úrokové sazby. Často se tak uchylují k tzv. honbě za výnosy. Rajan (2005) popisuje, jak nízké úrokové sazby pobízejí asset managery finančních institucí k hledání výnosů, respektive k rizikovějším investicím, které by jim zajistily nenulový výnos. Tento směr rizikového kanálu měnové politiky je přirozeně nejvíce nebezpečný v případě nízkých úrokových sazeb, v období dezinflace, případně deflace a vysoké dostupnosti likvidity. Jedná se, jednoduše řečeno, o snahu realizovat výnosy v prostředí nízkých úrokových sazeb, což přirozeně vede k rizikovějším investicím, které mohou vést ke vzniku bublin na některých trzích aktiv.

Výroční zpráva Bezpečnostní informační služby (2014, str. 23–26) dokládá, že bezprecedentně uvolněná měnová politika, která byla aplikovaná po nedávné finanční krizi, vedla ke zmíněnému hledání výnosů, v roce 2013 to bylo zejména směrem do státních dluhopisů rizikovějších evropských ekonomik, korporátních dluhopisů s nižším ratingem a obecně do rizikových aktiv zejména z rozvojových trhů, což dokládají vyšší ceny těchto finančních instrumentů i jejich vyšší volatilita.

Například Jiménez a kol. (2008) potvrzují hypotézu, že nízké úrokové sazby sice vedou k poklesu pravděpodobnosti defaultu stávajících dluhů, ale zvyšují pravděpodobnost defaultu nových úvěrů a v souhrnu ohrožují i celkovou stabilitu úvěrového portfolia bank. Foos a kol. (2010) dokládají, že v období klesajících úrokových sazeb, respektive úvěrových standardů, se snižuje i bonita dlužníků bank, a úvěrová expanze tak jde ruku v ruce se snižující se kvalitou úvěrového portfolia.

Z výše uvedeného tedy plyne, že nastavení měnové politiky při snaze dosáhnout cíle cenové stability může ovlivňovat skrze rizikový kanál i stabilitu finanční. To však může mít v delším časovém horizontu negativní dopad i do stability cenové. Nedávná finanční krize totiž upozornila na skutečnost, že finanční nestabilita může mít velmi negativní dopad na stabilitu cenovou. Finanční nestabilita, respektive kontrakce finančního cyklu, se projevuje relativně hlubokou recesí (často i bilanční recesí – viz Caruana, 2014b), během které dochází k výrazným dezinflačním tlakům a klesá účinnost měnové politiky.

## 1.2 Interakce měnové<sup>6</sup> a makrobezpečnostní politiky a kompatibilita jejich cílů

Yellen (2014) i proto tvrdí, že zajištění finanční stability je do značné míry komplementem k cenové stabilitě a plné zaměstnanosti. Funkční finanční systém totiž zajišťuje efektivní alokaci úspor a investic. Cenová stabilita potom vedle efektivní alokace zdrojů omezuje nejistotu na finančních trzích, což podporuje finanční stabilitu. Podobně Ingves (2014) uvádí, že nelze tvrdit, že makrobezpečnostní politika je zodpovědná za stabilizaci finančního cyklu, kdežto politika měnová se zaměřuje na stabilizaci hospodářského cyklu a inflace. Caruana (2014a, str. 2) k tomuto dodává, že o cenové a finanční stabilitě je třeba přemýšlet jako o dvou navzájem spojených cílech, a to ze čtyř důvodů:

- Oba jsou ovlivňovány vývojem množství úvěrů a peněz.
- V případě, že jeden z cílů vykazuje nestabilní vývoj, je obtížnější dosáhnout stability v rámci cíle druhého – cenová stabilita však není dostačujícím předpokladem stability finanční.
- Nastavení měnové politiky obecně ovlivňuje cenu dluhu, a tedy **přímo** i dosažení cíle finanční stability.
- Nastavení nástrojů makrobezpečnostní politiky ovlivňuje rizikovou prémii, efektivitu transmisních mechanismů, a tedy **nepřímo** i dosažení cíle cenové stability.

Do značné míry se tedy jedná o dva neoddelitelné cíle, což výrazně ztěžuje využití nástroje jedné z politik bez ovlivnění cíle politiky druhé. Otázka interakce a koordinace měnové a makrobezpečnostní politiky je proto zásadní.

Konkrétní nastavení měnové a makrobezpečnostní politiky samozřejmě musí vycházet z dané situace. Interakce obou politik tak závisí zejména na fázi hospodářského a finančního cyklu, respektive na potřebě směru nastavení obou politik během jednotlivých fází finančního a hospodářského cyklu. Možnost konfliktu obou politik znázorňuje druhý a třetí kvadrant na obrázku 1. K potřebě aplikovat restriktivní měnovou politiku a expanzivní makrobezpečnostní politiku dojde v praxi zřejmě jen sporadicky (třetí kvadrant). K potřebě restriktivní makrobezpečnostní politiky během expanzivní měnové politiky (druhý kvadrant – podkresleno šedou barvou) však dochází velmi často, a to zejména během fáze expanze finančního cyklu, kdy dochází k akumulaci cyklické dimenze<sup>7</sup> systémového rizika. Právě v tomto období bývá výše popsán rizikový kanál měnové politiky nejsilnější.

6 V textu je analyzováno pouze konfliktní nastavení domácí měnové a domácí makrobezpečnostní politiky, tato práce tedy abstrahuje od vlivu nastavení měnové politiky hlavních centrálních bank. Nastavení sazeb hlavních centrálních bank ovlivňuje mj. i sazby v zahraničí, jak dokládá například Taylor (2013).

7 Během fáze akumulace systémového rizika dochází k růstu finanční páky a přehnanému optimismu. Fáze akumulace systémového rizika bývá spojena s expanzí finančního cyklu a naopak fáze materializace systémového rizika s jeho kontrakcí. Cyklická dimenze systémového rizika je endogenní fenomén, který do značné míry vychází z inherentní procykličnosti finančního cyklu. Hlavním zdrojem cyklické dimenze systémového rizika je finanční cyklus. Strukturální dimenze vychází z rozložení rizika v rámci finančního trhu, ze vzájemných expozic a provázanosti mezi jednotlivými finančními institucemi. Blíže k finančnímu cyklu a systémovému riziku viz Frait a Komárková, 2012.

<p><b>Expanzivní měnová politika</b> Inflační prognóza predikuje setrvání inflace <i>pod</i> inflačním cílem v měnověpolitickém horizontu.</p> <p><b>„Expanzivní“ makrobezpečnostní politika</b> <i>Nedochází</i> k nadměrnému nárůstu množství úvěrů ani jiné akumulaci systémového rizika</p>	<p><b>Expanzivní měnová politika</b> Inflační prognóza predikuje setrvání inflace <i>pod</i> inflačním cílem v měnově-politickém horizontu</p> <p><b>Restriktivní makrobezpečnostní politika</b> <i>Dochází</i> k nadměrnému nárůstu množství úvěrů či jiné akumulaci systémového rizika</p>
<p><b>Restriktivní měnová politika</b> Inflační prognóza predikuje <i>překročení</i> inflačního cíle v MP horizontu</p> <p><b>„Expanzivní“ makrobezpečnostní politika</b> <i>Nedochází</i> k nadměrnému nárůstu množství úvěrů ani jiné akumulaci systémového rizika</p>	<p><b>Restriktivní měnová politika</b> Inflační prognóza predikuje <i>překročení</i> inflačního cíle v MP horizontu</p> <p><b>Restriktivní makrobezpečnostní politika</b> <i>Dochází</i> k nadměrnému nárůstu množství úvěrů či jiné akumulaci systémového rizika</p>

Zdroj: vlastní zpracování

Ke koordinaci obou politik by nemuselo docházet pouze v případě, že by obě politiky byly naprosto efektivní v dosahování svého cíle, respektive by nedocházelo k jejich vzájemnému ovlivnění. Koordinace měnové a makrobezpečnostní politiky je potřeba zejména během konfliktního nastavení obou politik. Niže se budeme v teoretické rovině zabývat jedním z problémů koordinace měnové a makrobezpečnostní politiky, kterým je dle mnoha výzkumů režim cílování spotřebitelských cen. Striktní cílování spotřebitelské inflace může být problémem zejména v situaci konfliktního nastavení měnové a makrobezpečnostní politiky, kterou ilustruje druhý kvadrant na obrázku 1, podkreslený šedou barvou, tedy za situace spojené s expanzí finančního cyklu, respektive s akumulací cyklické dimenze systémového rizika.

### 1.3 Cílování inflace a finanční stabilita

Drehmann a kol. (2012) uvádí, že stop-go měnová politika aplikovaná v 60. a 70. letech 20. století, tedy opak relativně stabilní měnové politiky aplikované v současnosti, tlumila amplitudu finančního cyklu. V souladu s tímto poznatkem je i závěr autorů ohledně prodlužování doby trvání finančního cyklu od 80. let, kdy se od této politiky ustoupilo. Zatímco v letech 1985–1998 činila průměrně 11 let, od roku 1998 činí průměrně 20 let. Důvodem je, dle autorů, vedle přetrvávajícího paradigmatu měnové politiky zejména liberalizace finančního trhu, respektive vliv technologického rozvoje a globalizace, které obecně tlačí inflaci dolů, a umožňují tak držet úrokové sazby nízké po delší dobu.

Dlouhodobě nízké úrokové sazby podporují úvěrovou expanzi a mohou vést ke kumulaci finančních nerovnováh. Taylor (2009) dokládá, že nízké úrokové sazby v USA v předkrizových letech vedly k nafouknutí bubliny na hypotečním trhu, Bernanke (2010) či Posen (2009) tuto argumentaci odmítají. Podstatný vliv úrokových sazeb na vývoj finanční stability je ovšem neoddiskutovatelný<sup>8</sup> a nevychází pouze z výše popsaného rizikového kanálu měnové politiky (viz část 1.1), ale do jisté míry i z úrokového a úvěrového kanálu transmisního mechanismu měnové politiky. Změna sazeb centrální banky se s jistým zpožděním promítá do vývoje jednotlivých proměnných a skrze zmíněné kanály má dopad zejména na úvěrovou aktivitu jednotlivých ekonomických subjektů. Při nízkých úrokových sazbách je poskytováno více úvěrů, neboť zadlužování se stává relativně výhodnějším. Domácnosti obecně snižují úspory, což se promítá do jejich vyšší spotřeby. To vede k vyšším příjmům firem, kterým zároveň roste relativní výnosnost investičních projektů a klesají úrokové náklady, což v souhrnu stimuluje investiční aktivitu firem a výstup reálné ekonomiky. Úvěrový kanál tento vývoj podporuje, neboť skrze nižší splátky z úvěrů klesá riziko nesplacení úvěrů, a banky tak snižují přes klesající rizikovou přírážku úvěrové standardy, což podporuje úvěrovou expanzi a následně spotřebu, investice, výstup, ceny i dále dynamiku úvěrové expanze. Tu navíc stimulují ceny aktiv, které v prostředí uvolněné měnové politiky rostou, neboť nízké sazby podporují výnosnost aktiv. To zvyšuje bohatství v držení jednotlivých ekonomických subjektů a hodnotu kolaterálu, oproti kterému si lze vzít úvěr.

Na možná negativa striktního cílování spotřebitelských cen upozorňují i zastánci strategie „*leaning against the wind*“, kteří již v předkrizové debatě tvrdili, že cenová stabilita nevede ke stabilitě finanční. Například Borio a White (2004) dokládají, že měnová politika zaměřená striktně na cenovou stabilitu může i přes nízkoinflační prostředí přispívat k vytváření finanční nestability. Borio (2014, str. 4) uvádí, že důvodem je právě to, že při nízké inflaci nemá za tohoto režimu měnová politika motivaci k zpřísnění měnově-politických podmínek, a to ani v případě akumulace finančních nerovnováh. Dále dodává, že právě z těchto důvodů s větší pravděpodobností dochází k nahromadění finančních nerovnováh během pozitivního nabídkového šoku, který tlačí na pokles inflace, zatímco podporuje optimistická očekávání, a vytváří tak podmínky pro akumulaci finančních nerovnováh (viz také Kindleberger 2000).

---

8 Otevírá se tak otázka využití nástroje úrokových sazeb i pro účel dosažení cíle finanční stability. Proti tomu ovšem stojí tzv. Tinbergenovo pravidlo, dle kterého by mělo být k dosažení jednoho cíle hospodářské politiky využito vždy jednoho samostatně působícího nástroje (Tinbergen, 1952). Naopak Mundellův princip efektivní tržní klasifikace tvrdí, že je vhodné využívat ty nástroje hospodářské politiky, které jsou k dosažení daného cíle nejúčinnější (blíže Mandel, 2000). Dle tohoto principu tak lze pomocí jednoho nástroje ovlivňovat více cílů. Zároveň však může využitím jednoho nástroje pro dosažení jednoho cíle dojít k destabilizaci cíle jiného.

## 1.4 Nastavení indexu měnových podmínek v České republice

Pfeifer a Pikhart (2014) na VAR modelu upraveného pro malou otevřenou ekonomiku testovali vztah mezi úvěrovou aktivitou a cenami aktiv v ČR a jejich následný vliv na vývoj indexu spotřebitelských cen (CPI). Dle jejich závěrů může mít PPI potenciál v otázce koordinace měnové a makrobezpečnostní politiky v ČR. Úvěry poskytované domácnostem totiž v ČR zvyšují částečně spotřebitelské ceny, ale zejména ceny průmyslové produkce, a navíc na úvěry domácnostem pozitivně reagují úvěry firmám. Úvěry poskytované nefinančním podnikům pak podle očekávání zvyšují ceny průmyslové produkce, přičemž odezva do PPI je relativně silná. Do spotřebitelských cen se z jednotlivých cenových kategorií nejvíce promítají opět ceny průmyslových výrobců, a to významně a relativně rychle. Tyto výsledky poukázaly na potenciál PPI v otázce koordinace měnové a makrobezpečnostní politiky.

Pro účely koordinace měnové a makrobezpečnostní politiky je však důležité nad rámec vztahu úvěrové expanze a vývoje jednotlivých kategorií cen dále zjistit, jaké kategorie cen nejvíce reagují na vývoj měnových podmínek. Pokud by nejlépe reagoval CPI, pak není výše uvedená kritika striktního cílování spotřebitelských cen v oblasti finanční stability na místě, neboť CPI by nejlépe ilustroval dopad rizikového kanálu měnové politiky.

Index měnových podmínek je složen z váženého součtu změny reálných úrokových sazeb a změny reálného měnového kurzu. Klíčovou otázkou je volba krátkodobých či dlouhodobých úrokových sazeb, cenových deflátorů, měnového kurzu a relativních vah. Čihák a Holub (2000) poskytují detailní diskusi nad výběrem vhodných veličin. Doporučují použití krátkodobých mezibankovních úrokových sazeb z praktických důvodů (snadná dostupnost, nízké zpoždění, vyšší frekvence) a z důvodů metodologických (centrální banka bezprostředně ovlivňuje krátkodobé mezibankovní úrokové míry). Dle ekonomické logiky je nejvhodnějším řešením použití efektivního měnového kurzu s agregovaným cenovým deflátorem pro zahraničí, z praktických důvodů (dostupnost cenového vývoje v některých zemích) je však možné použít kurz vůči několika málo hlavním měnám. Z hlediska cenové deflace doporučují autoři použití cen výrobců (jsou stabilnější než spotřebitelské ceny), případně exportních cen, které zachycují výhradně obchodovatelné statky.

V otázce volby vah je patrné, že čím více je ekonomika mezinárodně otevřena, tím vyšší relativní váha bude přisuzována změnám reálného kurzu. Z široké rešerše mezinárodních studií vyplývá (viz např. Costa, 2000), že velké uzavřené ekonomiky mají poměr vah reálného kurzu k reálným sazbám mezi 1:6 až 1:9. Naopak u malých a otevřených ekonomik se poměry nejčastěji pohybují mezi 1:1 až 1:2.

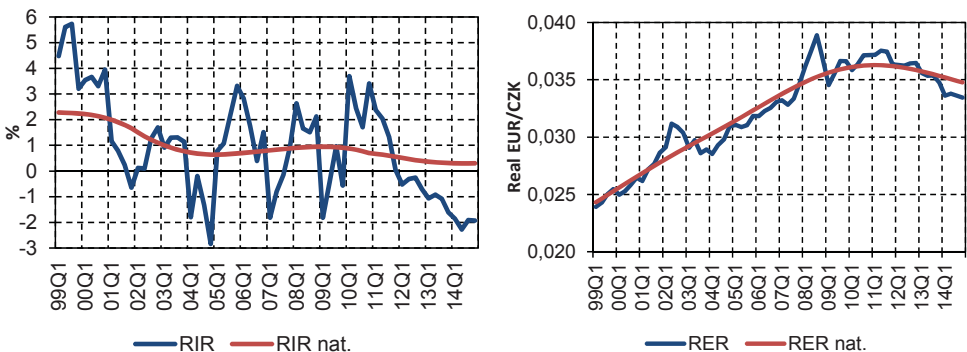
Při kalkulaci indexu měnových podmínek jsme použili tříměsíční mezibankovní úrokové sazby PRIBOR a měnový kurz EUR/CZK, protože obchodní transakce v eurech tvoří v ČR většinu cizoměnových obchodů díky úzkému propojení nejen zahraničního obchodu, ale rovněž finančních operací ČR s eurozónou. K deflaci jsme na rozdíl od Čiháka a Holuba (2000) použili implicitní deflátor HDP, neboť deflátor

HDP odpovídá definici reálného kurzu jakožto ukazatele relativní koupěschopnosti domácí měny vztažené k zahraniční a domácí produkci. Kalkulovaný reálný kurz vychází z koncepce relativní verze parity kupní síly, kdy používáme výchozí hodnotu kurzu, kterou upravujeme o změny měnového kurzu a poměr deflátorů. Problém nominální konvergence, tedy dlouhodobého posilování reálného kurzu, je řešen přes odhad trendových hodnot reálných úrokových sazeb a reálného měnového kurzu a následného výpočtu odchylek skutečných hodnot od hodnot rovnovážných. Pracuje se standardně s deflací ex post, neboť není dostupná dostatečně spolehlivá řada inflačních očekávání širokého spektra ekonomických subjektů.

Na obrázku 2 je znázorněn vývoj rovnovážných a sledovaných reálných úrokových sazeb a reálného měnového kurzu. K odhadu trendových hodnot byl použit Hodrick- Prescottův filtr s lambdou 3 600. Ohledně problému koncového bodu byly přijaty umírněně předpoklady mírně kladných rovnovážných reálných úrokových sazeb a scénáře pozvolného mírného reálného posilování měny v budoucnu. V době těsně před zahájením devizové intervence v listopadu 2013 tak odpovídal rovnovážný reálný měnový kurz přibližně hodnotám rovnovážného kurzu z předkrizového počátku roku 2008. HDP na obyvatele v paritě kupní síly vůči eurozóně je v roce 2013 oproti roku 2008 o 3,4% vyšší a oproti roku 2007 o 1,0 % vyšší, v tomto roce však byla díky vrcholícímu přehřívání české ekonomiky pozorována jednorázová odchylka, o čemž svědčí silná korekce relativní produktivity v roce 2008. Určitá míra reálné konvergence mezi těmito obdobími spíše podporuje názor, že se rovnovážný kurz na konci roku 2013 nenacházel pod úrovní z počátku roku 2008. Podobným způsobem byl řešen problém počátečního bodu u úrokových sazeb, kdy výkyv reálných úrokových sazeb koncem devadesátých let byl čistě krátkodobého charakteru (faktor reakce centrální banky na měnovou krizi). Proto byla počáteční hodnota přirozené reálné úrokové míry posunuta výrazně pod úroveň čistě vyfiltrovanou.

Obrázek 2

**Rovnovážné a sledované reálné úrokové sazby (RIR) a reálný měnový kurz (RER)**



Zdroj: ČSÚ, Eurostat, vlastní výpočty



Nejvyšší korelace mezi mezerou výstupu a mezerou reálných úrokových sazeb (v p. b. od trendu) je na předstihu sazeb o pět čtvrtletí. U mezery reálného kurzu (v % trendu) je nejsilnější transmise pozorována na předstihu kurzu o pět čtvrtletí před mezerou výstupu. Pro odhad vah jsme použili regresní odhad s vysvětlovanou proměnnou mezerou výstupu a vysvětlujícími proměnnými v podobě zpožděných mezer reálných úrokových sazeb a reálného kurzu od rovnovážných úrovní a dále zpožděných hodnot samotné mezery výstupu. Regresní koeficienty v rovnici (1) jsou statisticky významné a dávají intuitivní znaménko.

$$OG = 0,048 - 0,040 RER\_GAP(-4) - 0,076 RIR\_GAP(-5) + 1,638 OG(-1) - 0,692 OG(-2)^9 \quad (1)$$

(0,052) (0,022)\*                      (0,032)\*\*                      (0,136)\*\*\*                      (0,143)\*\*\*

Pro odstranění heteroskedasticity byla v rámci odhadu vysvětlována směrodatná odchylka zpožděnou hodnotou svého rezidua (ARCH model). Regresní koeficient je statisticky významný.

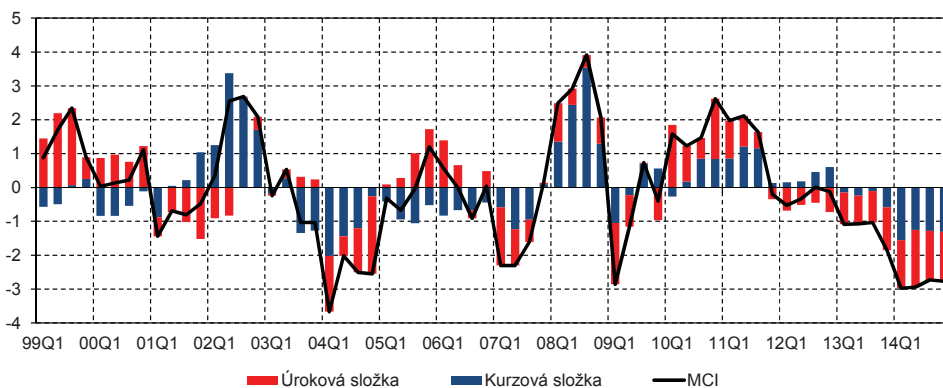
$$\sigma^2 = 0,110 + 0,678 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

(0,037)\*\*\* (0,306)\*\*

Pokud použijeme výše odhadnuté regresní koeficienty u mezer reálných úroků a kurzu a znormujeme, dostáváme poměr 0,34 ku 0,66 ve prospěch mezery reálné úrokové sazby. Námi použité váhy jsou tedy na horním okraji nejčastěji aplikovaných vah pro malé otevřené ekonomiky.

$$MCI = 0,34 RER\_GAP + 0,66 RIR\_GAP \quad (3)$$

Obrázek 3  
Index měnových podmínek pro ČR



Zdroj: vlastní zpracování

9  $R^2 = 0,89$ ; Durbin-h = 0,16;  $p(F) = 0,00$ ;  $N = 58$ .

Hodnoty v závorkách znázorňují směrodatnou odchylku průměru. \* ; \*\* ; \*\*\* . značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti, přičemž nulovou hypotézou je regresní koeficient = 0.

Na obrázku 3 vidíme vypočtený index měnových podmínek pro ČR rozložený na úrokovou a kurzovou složku. Z obrázku je zřejmý výrazný vliv kurzové složky na vývoj indexu měnových podmínek v ČR, kdy posílení kurzu koruny vede k zpřísnění měnových podmínek a naopak jeho oslabení k uvolnění měnových podmínek. V roce 2014 je patrné výraznější uvolnění měnových podmínek vlivem devizové intervence na oslabení koruny z listopadu 2013.

## 2. Data a metoda zkoumání

### 2.1 Data

Tabulka 1  
Vstupy modelů

proměnná	kód ve VAR	průměr	směrodatná odchylka	JB	ADF
reálný hrubý domácí produkt	OUTPUT	0,00530	0,00882	104,389***	-3,33252**
mezera výstupu	OG	-0,01916	1,88223	2,952	-3,13253**
reálný hrubý domácí produkt Německa	OUTPUT_DE	0,00321	0,00879	437,140***	-6,04134***
index spotřebitelských cen	CPI	0,00597	0,00586	23,780***	-4,60682***
ceny výrobců ve zpracovatelsví	PMAN	0,00386	0,01256	201,747***	-4,97592***
ceny kapitálových statků	PCAP	-0,00047	0,01321	22,986***	-5,93230***
ceny nedokončené produkce	PINTER	0,00281	0,01335	16,543***	-4,23011***
index cen nemovitostí	ESTATE_P	0,01353	0,01927	0,218	-1,910*
akciový index PX	STOCK_P	0,01567	0,09805	6,839**	-5,69873***
komoditní index	COMM_P	0,01603	0,08019	122,130***	-5,74478***
index měnových podmínek	MCI	-0,07234	1,65920	2,012	-3,16346**
cena ropy Brent	OIL	0,02930	0,12868	12,568***	-5,34327***
odchylka reálného kurzu od rovnovážné úrovně	RER_GAP	-0,03780	3,33392	16,130***	-3,50997**
odchylka reálných úrokových sazeb od rovnovážné úrovně	RIR_GAP	-0,08549	1,67201	1,996	-4,48861***

Zdroj: Eurostat, ČSÚ, MMF, vlastní výpočty

Poznámka: JB je Jarque-Berův test normálního rozdělení pravděpodobnosti s nulovou hypotézou normálního rozdělení. ADF je rozšířený Dickey Fullerův test jednotkového kořene s nulovou hypotézou o přítomnosti jednotkového kořene. \*, \*\*, \*\*\* značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

Tabulka 1 uvádí použitá vstupní data pro níže uvedené VAR modely včetně použitých zkratk a statistik. Všechna vstupní data jsou stacionární. Mezera výstupu je statisticky odhadnutá relativní cyklická složka (v % potenciálního produktu) dle Hodrick-PreScottova filtru. Podle Jarque-Berova testu nebylo shledáno u časových řad

normální rozdělení s výjimkou mezery výstupu, cen nemovitostí a indexu měnových podmínek. Časové řady jsou použity od 1. čtvrtletí 1999 do 3. čtvrtletí 2014. Pouze ceny kapitálových statků a nedokončené produkce jsou dostupné až od 2. čtvrtletí 2000. Data<sup>10</sup> jsou stažena z databáze Eurostatu, ČSÚ a MMF a sezónně očištěna.

## 2.2 VAR modely

Výchozí strukturální model ekonomiky založený na VAR definuje Lutkepohl (2005) následovně:

$$\mathbf{A}\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1^*\mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p^*\mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (4)$$

kde  $\mathbf{y}$  je vektor endogenních proměnných,  $\boldsymbol{\varepsilon}$  je vektor strukturálních inovací a  $\mathbf{A}$  a  $\mathbf{A}^*$  jsou matice koeficientů. Pro zjednodušení neuvažujeme v rovnici 1 exogenní proměnné, ačkoli je používáme v aktuálních odhadech. Kovarianční matice strukturálních inovací je považována za ortonormální. Výše uvedený výchozí model je neznámý, proto je odhadována jeho redukováná forma:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1\mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p\mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t, \quad (5)$$

kde  $\mathbf{A}$  jsou matice koeficientů a  $\mathbf{u}$  je vektor inovací, který není autokorelovaný. VAR model musí být z podstaty stacionární. Šoky obsažené ve vektoru  $\mathbf{u}$  nemají jasnou interpretaci. Nicméně z rovnice 1 a 2 dostaneme následující:

$$\mathbf{A}_j = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{A}_j^* \quad (6)$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon = \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}_u\mathbf{A}' \quad (7)$$

kde sigma značí kovarianční matici. Proto omezením koeficientů matice  $\mathbf{A}$  dostaneme rozklad kovarianční matice inovací v redukováné formě tak, že může být vztažena ke strukturálním inovacím v rovnici 1. Koeficienty matice  $\mathbf{A}$  popisují současný vztah mezi endogenními proměnnými v takzvaném A-modelu. Naši analýzu jsme provedli odhadem redukováné formy při volbě tolika zpoždění tak, aby rezidua nebyla ve VAR modelu korelována. Žádná dodatečná strukturální omezení nebyla vzhledem k povaze modelu přidávána. Nakonec byla provedena simulace s analytickou (asymptotickou) odezvou směřodatných odchylek k získání odezev na impulzy endogenních proměnných na pásmu významnosti 5% s dekompoziční metodou na bázi zobecněných impulzů blíže popsanou v Pesaran and Shin (1998).

Tabulka 2 uvádí endogenní a exogenní proměnné v každém ze dvou vypočtených VAR modelů. Bylo provedeno 54 pozorování při jednom zpoždění doporučených Schwarzovým, Akaikovým a Hannan-Quinnovým informačním kritériem. Délka periody je jedno čtvrtletí. Oba VAR modely mají normální rozdělení a nevykazují autokorelaci reziduí. Všechny funkce odezev konvergují k rovnovážným úrovním (odezvy úplně

10 Komoditní index je do modelu zařazen z důvodu silné komoditní závislosti ČR jakožto malé otevřené ekonomiky. Světové ceny komodit se promítají do domácích cenových indexů.

odezní) přibližně po 15 obdobích, z důvodu přehlednosti grafických výstupů je zobrazeno pouze 10měsíční období. VAR1 je použit k zachycení vlivu změny měnových podmínek na široké spektrum cen včetně komodit. VAR2 je upravenou verzí bez cen komodit s přidáním cen nedokončené produkce. Německá ekonomika byla vybrána jako zástupce vnějšího světa díky více než třetinovému podílu na českých exportech.

Tabulka 2  
Struktura VAR modelů

	VAR1	VAR2
endogenní proměnné	OUTPUT	OUTPUT
	CPI	CPI
	PMAN	PMAN
	PCAP	PINTER
	STOCK_P	PCAP
	ESTATE_P	STOCK_P
	COMM_P	ESTATE_P
	MCI	MCI
	exogenní proměnné	OUTPUT_DE
	OIL(-1)	OIL(-1)
pozorování	54	54
zpoždění	1	1
LM test na autokorelaci	72,966	77,134
	71,881	77,318
Jarque-Berův test	15,397	13,728
Akaike AIC	-38,67	-42,91
Hannan HQ	-37,42	-41,65
Schwarz SC	-35,41	-39,64
White	743,946	744,032

Poznámka: LM statistika je založena na Langangeových multiplikátorech, jedná se o test na autokorelace reziduí s nulovou hypotézou o nekorelovaných reziduích na 1–2 zpožděních. Jarque-Berův test udává normální rozdělení celého VAR modelu pod nulovou hypotézou, použita byla Choleskyho dekompozice. AIC je Akaikeovo informační kritérium, HQ je Hannan-Quinnovo informační kritérium a SC je Schwarzovo informační kritérium. White je Whitův test heteroskedasticity s nulovou hypotézou homoscedasticity. \*, \*\*, \*\*\* značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

### 3. Výstupy modelu

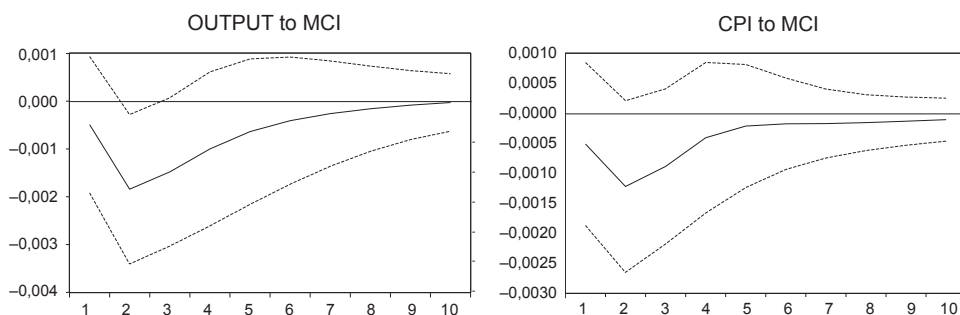
Havránek a Rusnák (2013) dokládají na základě 67 srovnatelných studií na téma dopadu měnové restrikce do cenové hladiny, že doba transmise nárůstu úrokových sazeb do inflace se u jednotlivých zemí významně liší. Dané zpoždění se u rozvinutých ekonomik pohybuje mezi 25–50 měsíci, kdežto u nových členských zemí EU mezi 10–20 měsíci. Pro ČR činí dané zpoždění kolem 15 měsíců. Hlavním faktorem, který způsobuje tuto heterogenitu, je dle autorů rozvinutost finančního trhu (více rozvinutý

trh je spojen s pomalejší rychlostí transmise díky schopnosti bank déle fixovat klient-ské úrokové míry) a otevřenost ekonomiky (vyšší otevřenost je spojena s rychlejší transmisí).

Dle výstupů našeho modelu CPI reaguje na měnovou restrikcí se zpožděním dvou čtvrtletí na hranici významnosti. Rozdíl oproti výše uvedeným závěrům je pravděpodobně v tom, že výsledky našeho modelu ilustrují dopad změny celkového indexu měnových podmínek, tedy jak úrokové, tak kurzové složky. Z průběhu indexu měnových podmínek v ČR na obrázku 3 na str. 956 je patrné, že v řadě období hrála změna reálného kurzu dominantní roli při změně měnových podmínek v ekonomice. Zpoždění reakce, které se pohybuje u jednotlivých cenových kategorií mezi jedním čtvrtletím a jedním rokem, dokládá, že dopad kurzové složky indexu měnových podmínek do cen je obecně rychlejší než dopad úrokové složky.<sup>11</sup> Transmise změn měnového kurzu do cenové hladiny se velmi rychle projeví přes nabídkový šok, přičemž dopad na ziskovost firem a agregátní poptávku nastane až s odstupem několika čtvrtletí. Reálný hrubý domácí produkt reaguje na měnovou restrikcí s mírně vyšší razancí a přibližně stejným zpožděním jako CPI.

Obrázek 4

#### Vliv měnové restrikcí na výstup a spotřebitelské ceny



Zdroj: vlastní zpracování

Produkční ceny ve zpracovatelsství<sup>12</sup> reagují na měnovou restrikcí o čtvrtletí dříve a silněji než CPI. Pozvolnější dopad měnové restrikcí do cen nemovitostí se zpožděním přibližně jednoho roku se pohybuje na hranici významnosti, avšak reaguje také silněji než v případě CPI. To lze do značné míry vysvětlit charakterem nemovitostí jako neobchodovatelného aktiva, jejichž reakce na nastavení měnové politiky bývá pomalejší, jak v případě ČR dokládá i Borys a Horváth (2008). Zatímco dle jejich výzkumu se měnový šok do obchodovatelných aktiv promítl v maximální míře po

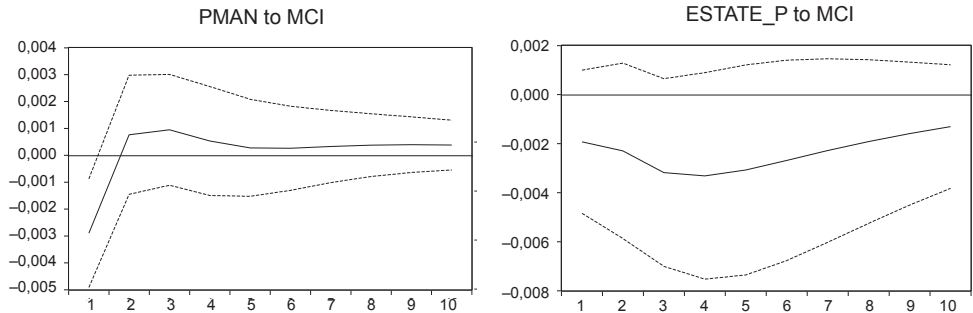
11 Zpoždění reakce mezery výstupu na změny mezery reálných úrokových měr a kurzu jsou použity v indexu měnových podmínek dle nejvyšší korelace, která u kurzu dosahuje 4 čtvrtletí a u úroků 5 čtvrtletí.

12 Zpracovatelský průmysl se v roce 2013 podílel 37% na celkové produkci české ekonomiky (ČSÚ, 2014).

roce, u neobchodovatelných aktiv to bylo po roce a půl. Měnový šok byl však v jejich modelu zastoupen pouze úrokovou složkou, respektive šokem do tříměsíčního PRIBORu. Pozvolnější dopad měnové restrikce do cen nemovitostí lze tedy vysvětlit tím, že cenu neobchodovatelného statku v takové míře neovlivňuje právě mezinárodní arbitráž.

Obrázek 5

**Vliv měnové restrikce na ceny výrobců ve zpracovatelsví a ceny nemovitostí**

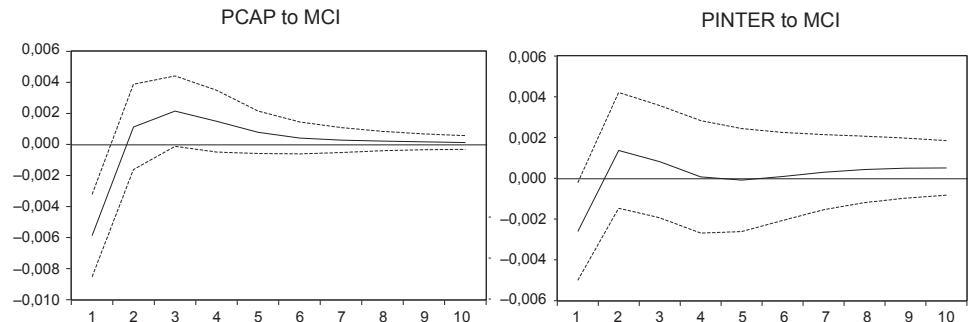


Zdroj: vlastní zpracování

Statisticky významně reagují se zpožděním jednoho čtvrtletí na měnovou restrikci také ceny kapitálových statků a ceny nedokončené produkce. Nedokončená produkce ve formě zásob se stejně jako kapitálové statky využívá k výrobě finálních statků a služeb. Meziprodukty jsou ovšem při této výrobě spotřebovány, kdežto kapitálové statky opotřebovávány. Využitím těchto statků v dřívějších fázích produkčního procesu tak lze do jisté míry vysvětlit i relativně rychlejší reakci jejich cen na vývoj měnových podmínek. Síla reakce kapitálových statků i nedokončené výroby je stejně jako v případě nemovitostí výrazně vyšší než u samotných spotřebitelských cen.

Obrázek 6

**Vliv měnové restrikce na ceny kapitálových statků a statků nedokončené výroby**

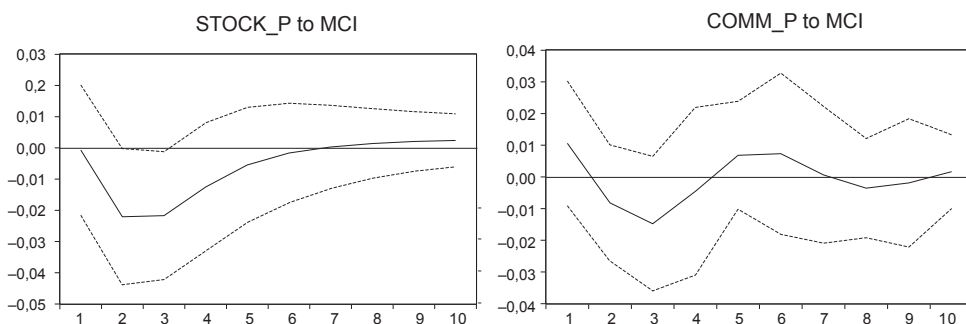


Zdroj: vlastní zpracování

Ceny akcií relativně silně reagují na měnovou restrikcí se zpožděním dvou až tří čtvrtletí na hranici statistické významnosti odhadu. Jako předstihový indikátor k CPI však přínos nepředstavují, a to i kvůli svému nestabilnímu vývoji (viz např. Drehmann a kol., 2012). K zachycení vlivu změny měnových podmínek na ceny komodit byl využit VAR1. Ceny komodit na měnovou restrikcí reagují dle očekávání relativně nejednoznačně a nevýznamně. Vývoj cen komodit je ovlivněn mnoha faktory ležícími mimo nastavení měnových podmínek v malé otevřené ekonomice. Zvyšující se vliv na komoditní trhy mají i světové finanční instituce a komoditně zaměřené fondy skrze termínované obchody, což je patrné zejména na rostoucím množství otevřených futures kontraktů (ČNB, 2012, str. 69). Měnová politika hlavních světových ekonomik tento trend podpořila již před rokem 2008 právě uvolněnou měnovou politikou, což vedlo finanční instituce k hledání vyšších výnosů mimo jiné také na komoditních trzích.

Obrázek 7

#### Vliv měnové restrikcí na ceny akcií a komodit



Zdroj: vlastní zpracování

#### Závěr

Se vznikem makroobezřetnostní politiky a rostoucím významem cíle finanční stability vznikla otázka koordinace měnové a makroobezřetnostní politiky, respektive otázka komplementarity cílů cenové a finanční stability. Zatímco nástroje makroobezřetnostní politiky ovlivňují dosažení cíle cenové stability nepřímo skrze jejich dopad na efektivitu transmisního mechanismu měnové politiky, nastavení měnové politiky může mít skrze rizikový kanál přímý dopad na dosažení cíle finanční stability. Rizikový kanál měnové politiky lze definovat jako dopad nastavení měnové politiky na vnímání rizika jednotlivými ekonomickými subjekty. Hlavní směr rizikového kanálu vede přes hledání výnosů, kdy se jednotlivé ekonomické subjekty snaží realizovat výnosy v prostředí nízkých úrokových sazeb, což přirozeně vede k rizikovějším investicím. Otázka koordinace měnové a makroobezřetnostní politiky je tedy zásadní zejména v době uvolněné měnové politiky, kdy bývá rizikový kanál měnové

politiky nejsilnější a může tak docházet k akumulaci cyklické dimenze systémového rizika. Tento názor do značné míry prezentují i zastánci strategie „leaning against the wind“, dle kterých může měnová politika zaměřená striktně na cenovou stabilitu i přes nízkoinflační prostředí přispívat k vytváření finanční nestability. K nahromadění finančních nerovnováh totiž dochází nejčastěji během pozitivního nabídkového šoku, který podporuje optimistická očekávání, a vytváří tak podmínky pro kumulaci finančních nerovnováh. Pozitivní nabídkový šok však zároveň vede k poklesu inflace, a měnová politika tak není nucena na tento vývoj reagovat zpřísněním měnových podmínek.

Proto jsme se zaměřili na výzkum vlivu vývoje měnových podmínek na jednotlivé kategorie cen, abychom určili, která z kategorií bude vývoj rizikového kanálu měnové politiky nejlépe ilustrovat. Při kalkulaci indexu měnových podmínek jsme použili tříměsíční mezibankovní úrokové sazby PRIBOR, měnový kurz EUR/CZK a k deflaci poté implicitní deflátor HDP. Námi vypočtené váhy 0,34 ku 0,66 ve prospěch mezery reálné úrokové sazby se pohybují na horním okraji nejčastěji aplikovaných vah pro malé otevřené ekonomiky. Výstupy VAR modelu upraveného pro malou otevřenou ekonomiku dokládají, že zpoždění reakce jednotlivých cenových kategorií na šok do indexu měnových podmínek se v ČR pohybuje mezi jedním čtvrtletím a jedním rokem. Nejrychleji reagují dílčí subindexy PPI, které na změnu měnových podmínek reagují po jednom čtvrtletí, a tedy o čtvrtletí dříve a zároveň silněji než CPI. Silněji než CPI reagují také ceny nemovitostí, zpoždění jejich reakce se však pohybuje kolem jednoho roku, což je dáno charakterem nemovitostí jako neobchodovatelného aktiva. Při porovnání výstupů našeho modelu a výzkumů, které se zaměřují na reakci CPI na nastavení úrokových sazeb, lze konstatovat, že dopad kurzové složky indexu měnových podmínek do cen je obecně rychlejší než dopad úrokové složky.

Výstupy modelu potvrzují hypotézu týkající se dopadu rizikového kanálu měnové politiky, respektive rizika nedostatečné reakce CPI na měnovou akomodaci, což v případě nevyhovujícího zohlednění ostatních relevantních ukazatelů může vést k neadekvátnímu nastavení měnové politiky. Dané výsledky nelze interpretovat tak, že by v rámci režimu cílování inflace měly být spotřebitelské ceny nahrazeny cenami průmyslových výrobců. Spotřebitelské ceny mají v tomto smyslu mnoho pozitiv, mezi které patří zejména snadné pochopení inflačního cíle ze strany veřejnosti, a tedy jeho pozitivní vliv na ukotvení inflačního očekávání. Výstupy modelu však lze využít pro účely validace významnosti jednotlivých proměnných v rámci reakční funkce měnové politiky, a to zejména v případě subindexů PPI či cen nemovitostí.

Dané výstupy jsou využitelné i z pohledu koordinace měnové a makroobezřetnostní politiky, neboť v této oblasti potvrzují potenciál PPI, respektive jeho dílčích subindexů. Tyto cenové kategorie totiž nejvýznamněji a nejrychleji reagují na vývoj měnových podmínek a jeví se tak jako vhodný indikátor pro posouzení adekvátnosti nastavení měnové politiky s ohledem na minimalizaci rizika vzniku úvěrového cyklu a narušení finanční stability.



## Literatura

- ANTIPA, P.; MATHERON, J. 2014. Interactions between monetary and macroprudential policies, Banque de France. *Financial Stability Review*, No. 18.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. 2014. 84rd BIS Annual Report. Basel, 2014.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. 1999. Monetary Policy and Asset Price Volatility. Federal Reserve Bank of Kansas City. 1999, pp. 17–51.
- BERNANKE, B. S. 2010. Monetary Policy and the Housing Bubble, Speech given at the annual meeting of the American Economic Association, Atlanta, 3 January.
- BORIO, C. 2014. The international monetary and financial system: its Achilles heel and what to do about it [BIS Working Paper No. 456].
- BORIO, C.; WHITE, W. 2004. Whither monetary and financial stability? The implications of evolving policy regimes [BIS Working Paper No. 147]. doi: 10.2139/ssrn.901387.
- BORIO, C.; ZHU, H. 2008. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism? [BIS Working Paper No. 268]. doi: 10.2139/ssrn.1334132.
- BORYS, M.; HORVÁTH, R. 2008. The Effects of Monetary Policy in the Czech Republic: An Empirical Study [ČNB Working paper 4/2008].
- CARUANA, J. 2014a. Redesigning the central bank for financial stability responsibilities, Speech on the Conference of the Bulgarian National Bank, Sofia, 6 June 2014.
- CARUANA, J. 2014b. Global economic and financial challenges: a tale of two views, the Speech on Harvard Kennedy School in Cambridge, Massachusetts, 9 April 2014.
- Česká národní banka. 2012. *Zpráva o inflaci III/2012*. ISSN 1804-2457.
- Český statistický úřad. 2014. *Národní účty* [online]. 2014. Dostupné na: <http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenka.presmsocas>
- CONSTANCIO, V. 2014. The ECB and macro-prudential policy – from research to implementation, Speech at the Third Conference of the Macro-prudential Research Network, Frankfurt am Main.
- COSTA, S. 2000. Monetary Conditions Index. Banco de Portugal, Economic bulletin, September 2000, pp. 97–106.
- ČIHÁK, M.; HOLUB, T. 2000. Indexy měnových podmínek. *Finance a úvěr*. 2000, Vol. 50, No. 12, pp. 654–672.
- DREHMANN, M.; BORIO, C.; TSATSARONIS, K. 2012. Characterising the financial cycle: don't lose sight of the medium term! [BIS Working Paper No. 380].
- ESRB. 2013. *Doporučení Evropské rady pro systémová rizika ze dne 4. dubna 2013 o průběžných cílech a nástrojích makrobezpečnostní politiky*. [Úřední věstník Evropské unie No. 2013/C 170/01]. Evropská rada pro systémová rizika, 2013.
- ESRB 2014. *The ESRB Handbook on Operationalising Macro-prudential Policy in the Banking Sector*. European Systemic Risk Board, 2014.
- EUROSTAT. 2014. *Economy and finance*. Eurostat Database [online]. 2014 Dostupné na: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- FOOS, D.; NORDEN, L.; WEBER, M. 2010. Loan growth and riskiness of banks. *Journal of Banking and Finance*. 2010, Vol. 34, No. 12, pp. 2929–2940. doi: 10.1016/j.jbankfin.2010.06.007.
- FRAIT, J.; KOMÁRKOVÁ, Z. 2012. Macroprudential Policy and Its Instruments in a Small EU Economy [Research and Policy Notes No. 3].
- INGVES, S. 2014. Monetary policy and financial stability in a globalised world. Speech at the Stockholm School of Economics, organised by the Swedish Economic Association, Stockholm, 28 May 2014.

- INTERNATIONAL MONETARY FUND. 2014. *Primary Commodity Prices* [online]. 2014. Dostupné na: <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>
- JIMÉNEZ, G.; ONGENA, S.; PEYDRÓ, J. L.; SAURINA, J. 2008. Hazardous Times for Monetary Policy: What do Twenty-three Million Bank Loans say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-taking? [Banco de España Documentos de Trabajo No. 0833].
- JONSSON, M.; MORAN, K. 2014. The linkages between monetary and macroprudential policies. Sveriges Riksbank, *Economic review 2014/1*.
- KINDLEBERGER, C. 2000. *Manias, panics and crashes*. 4. vyd. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- LUTKEPOHL, H. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer, 2005. ISBN 978-3-540-40172-8. doi: 10.1007/978-3-540-27752-1.
- MANDEL, M. 2000. Efektivní tržní klasifikace: model a aplikace. *Finance a úvěr*. 2000, Vol. 50, No. 9, pp. 452–464.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. 1998. Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models.
- PFEIFER, L.; PIKHART, Z. 2014. Vztah finanční a cenové stability v podmínkách ČR. *Politická ekonomie: teorie modelování, aplikace*. 2014, Vol. 62, No. 1, pp.
- PFEIFER, L. 2014. Interakce měnové a makrobezpečnostní politiky v ČR. Disertační práce, Národohospodářská fakulta, Vysoká škola ekonomická v Praze.
- POSEN, A. S. 2009. Finding the Right Tool for Dealing with Asset Price Booms, Speech to the MPR Monetary Policy and the Markets Conference, London, 1 December.
- RAJNA, R. 2005. Has Financial Development Made the World Riskier? [NBER Working Paper No. 11728].
- HAVRÁNEK, T.; RUSNÁK, M. 2013. Transmission Lags of Monetary Policy: A Meta-Analysis. *International Journal of Central Banking*. 2013, Vol. 9, No. 4, pp. 39–76.
- SHAKIR, T; TONG, M. 2014. The interaction of the FPC and the MPC. Bank of England, *Quarterly Bulletin 2014 Q4*.
- SPENCER, G. 2014. Coordination of Monetary Policy and Macro-prudential Policy. A speech delivered to Credit Suisse Asian Investment Conference in Hong Kong, March 2014.
- TINBERGEN, J. 1952. *On the Theory of Economic Policy*. Amstrdam: Nort Holland, 1952.
- TAYLOR, J. B. 2009. Housing and monetary policy [NBER Working Paper, No. 13682].
- VALENCIA, F. 2011. Monetary Policy, Bank Leverage, and Financial Stability [IMF Working Paper 244/11]. doi: 10.5089/9781463923235.001.
- YELLEN, J. L. 2011. Macroprudential supervision and monetary policy in the postcrisis world. *Business Economics*. 2011, Vol. 46, No. 1, pp. 3–12.

# THE EFFECT OF MONETARY CONDITIONS ON INDIVIDUAL CATEGORIES OF PRICES IN THE CZECH REPUBLIC

**Lukáš Pfeifer**, University of Economics, Prague, Czech National Bank (Lukas.Pfeifer@cnb.cz),  
**Zdeněk Píkhart**, University of Economics, Prague, Ministry of Finance of the Czech Republic  
(zdenek.pikhart@mfcz.cz)

---

## **Abstract**

The article deals with the theoretical issues of macro-prudential policy, the influence of risk channel of monetary policy on financial stability and the cooperation of macro-prudential and monetary policy, respectively the compatibility of the objectives of these policies. On the Czech economy data is therefore tested the relationship between monetary policy conditions and prices of selected categories. The model results open the door to greater use especially of the industrial producer price index, respectively its sub-indices, for the coordination of monetary and macro-prudential policy in the Czech Republic.

## **Keywords**

monetary policy, index of monetary conditions, impulse-response functions, risk channel of monetary policy, macro-prudential policy, financial stability

## **JEL Classification**

E310, E320, E520, E580