ANALÝZA VÝVOJE ČISTÝCH DOMÁCÍCH A ZAHRANIČNÍCH AKTIV BANKOVNÍ SOUSTAVY (PŘÍKLAD ČESKÉ REPUBLIKY V LETECH 1996–2017)*

Karel Brůna[a], **Martin Mandel**[a]

Abstract

Analysis of Dynamics of Net Home and Foreign Assets of Banking Systems Using the Case of the Czech Republic

Relative changes in home and foreign assets of the Czech banking system are negatively correlated in the period 1996–2017. The target of the research is to test this empirical fact deeply to explain how far this is only a balance sheet effect that is a result of booking the exchange rate changes in monetary survey statistics and how far this is a consequence of economic system behaviour. Our empirical analysis using the Granger causality test and the unconditional ARDL ECM model does not rule out the validity of the balance sheet hypothesis. Besides, it explains the economic nature of this phenomenon in relationship with GDP, exchange rate, foreign reserves, short-term interest rates and bank capital dynamics and confirms a possibility of substitutions between net home and foreign assets of a banking system within a money creation process represented by the M2 monetary aggregate.

Keywords: monetary survey, Czech National Bank, money endogeneity, ARDL ECM model
JEL Classifications: E51, G21, E44

Úvod

Při sledování vývoje položek měnového přehledu ČNB jsme zjistili zajímavý jev, že relativní změny čistých domácích aktiv bankovní soustavy (NDA_B) a čistých zahraničních aktiv bankovní soustavy (NFA_B) jsou významně negativně korelovány v období 1996–2017.[1]

a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví
E-mail: karel.bruna@vse.cz, martin.mandel@vse.cz

* Článek vznikl s finanční podporou Grantové agentury České republiky v rámci projektu GAČR 18-12340S.

1 Tento jev lze pozorovat např. při grafické prezentaci vývoje položek měnového přehledu v Rojíčkovi a kol. (2016). Není zde však explicitně vysvětlen.

Jedná se o dva základní zdroje tvorby peněžní zásoby (měnového agregátu *M*2) a analýza jejich dynamiky může z hlediska monetární teorie přinést některé nové poznatky, např. v diskusi o endogenitě peněz v malé otevřené ekonomice nebo o vlivu měnové a kurzové politiky na vývoj peněžní zásoby.

Naším cílem je technicky popsat a empiricky verifikovat procesy, které mohou stát za výše uvedeným empirickým poznatkem, a to jak z pohledu krátkého, tak i dlouhého období. Budeme diskutovat, zda vývoj NFA_B a NDA_B má oporu v monetární teorii (např. monetární přístup k platební bilanci nebo koncepce endogenity peněz), nebo zda se pouze jedná o bilanční (účetní) jev, spojený například s hodnotovými změnami v podmínkách podvojného účetnictví.

V první části článku konkretizujeme naše úvodní empirické poznatky a formulujeme základní metodologické přístupy k měnové analýze, založené na identitě měnového přehledu. Ve druhé části formulujeme základní teoretické a bilanční přístupy k této problematice. Především rozlišujeme dvě možnosti vzniku tohoto empirického jevu: a) vliv příslušné metodiky účetní evidence hodnotových změn na straně aktiv a pasiv rozvahy centrální banky a obchodních bank a b) naplnění hypotéz u variantních ekonomických přístupů (přístup přes národní úspory a investice, vliv měnové, kurzové, regulatorní a makroobezřetnostní politiky). Ve třetí části jsou formálně představeny statistiky a ekonometrický model, které umožní kvantifikovat existenci substituce mezi čistými domácími a zahraničními aktivy bankovní soustavy. V poslední části jsou diskutovány výsledky provedených výpočtů.

1. Měnový přehled a úvodní empirické poznatky o měnovém vývoji v České republice

Základním nástrojem analýzy měnového vývoje je tzv. měnový přehled. Vychází z agregované rozvahy dvoustupňové bankovní soustavy (dolní index *B*), kterou tvoří centrální banka (dolní index *CB*), a sektor obchodních bank (dolní index *OB*).[2] Platí základní účetní identita, že aktiva centrální banky a obchodních bank se rovnají pasivu centrální banky a obchodních bank. Pomocí rovnicových úprav lze jednotlivé rozvahové položky z bilance centrální banky a obchodních bank uskupit tak, že na levé straně rovnice (účetní identity) vystupuje měnový agregát *M*2 (oběživo, vklady rezidentů – jednodenní, s dohodnutou splatností a výpovědní lhůtou) a na pravé straně rovnice jsou zbývající položky uskupeny jako tzv. čistá domácí aktiva bankovní soustavy NDA_B (se znaménkem plus např. úvěry domácím podnikům, domácnostem a vládě, se znaménkem

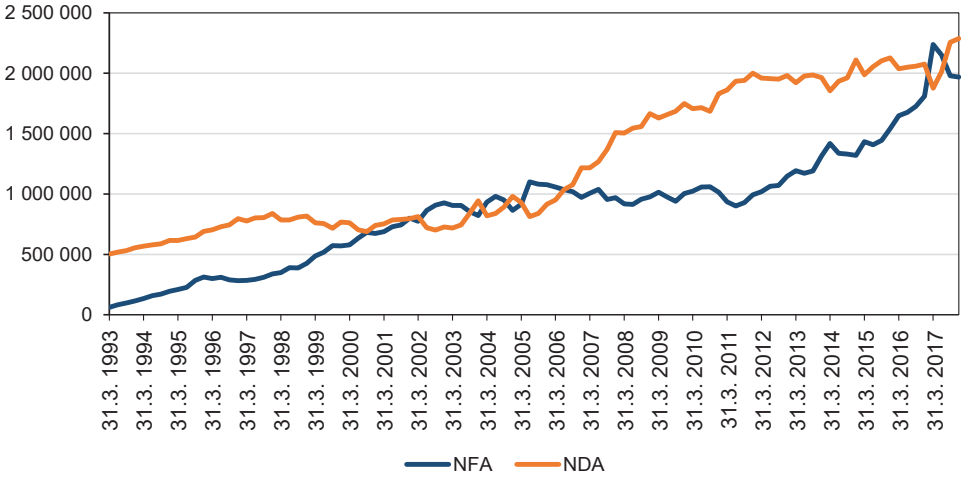
2 „Měnový přehled je souhrnnou statistickou bilancí měnových finančních institucí (MFI), která poskytuje uživatelům základní přehled o pozici sektoru MFI vůči ostatním rezidentským a nerezidentským sektorům.“ (ARAD ČNB, *Metodologický list*, 2019).

minus např. vlastní dluhopisy bank, nerozdělený zisk a ztráta, základní kapitál vlastněný rezidenty) a čistá zahraniční aktiva bankovní soustavy NFA_B (se znaménkem plus např. finanční pohledávky vůči nerezidentům včetně devizových rezerv centrální banky, se znaménkem minus např. vklady nerezidentů, základní kapitál vlastněný nerezidenty):

$$M2 = NDA_{CB} + NFA_{CB} + NDA_{OB} + NFA_{OB} = NDA_B + NFA_B \,. \tag{1}$$

Rozlišení položek na čistá domácí aktiva a na čistá zahraniční aktiva je tedy na základě subjektu (rezident–nerezident) a nikoliv původu měny. Součástí měnového agregátu *M*2 jsou tedy i devizové vklady rezidentů a naopak tam nepatří korunové vklady nerezidentů. Dlouhodobý vývoj základních položek měnového přehledu zachycuje obrázek 1.

Obrázek 1 | Vývoj čistých domácích aktiv a čistých zahraničních aktiv bankovní soustavy (1993–2017, mld. CZK)



Zdroj: ARAD ČNB, 2018

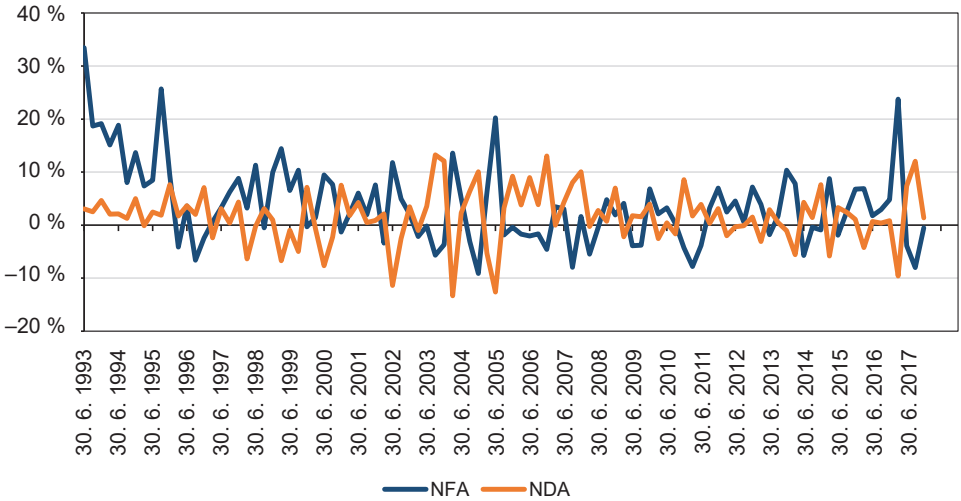
Na základě rovnice (1) a obrázku 1 lze formulovat hypotézu, že dlouhodobý růst *M*2 má souvislost jak s růstem NDA_B, tak i s růstem NFA_B. Z pohledu agregátního monetárního přístupu nelze stagnaci NDA_B automaticky interpretovat jako projev restriktivní měnové politiky, protože zdrojem růstu *M*2 může být i růst NFA_B.[3] Z analytického pohledu je proto užitečné sledovat strukturu „tvorby“ peněz. Obrázek 2 signalizuje

3 Růst NFA_B může mít různé konkrétní příčiny a formy, např. úvěrování zahraničních poboček a dcer na našem území (tj. rezidentů) od zahraničních matek (tj. nerezidentů), nebo emise dluhopisů ze strany domácích nefinančních podniků na mezinárodních dluhopisových trzích (viz další výklad).

zajímavý poznatek o negativní korelaci mezi relativními změnami NDA_B a relativními změnami NFA_B (korelační koeficient za období 1996–2017 dosahuje překvapivě vysoké záporné hodnoty −82).

Dlouhodobá trendová dynamika NDA_B a NFA_B (obrázek 1) má nejméně dva aspekty. Na jedné straně typicky trendový růst NDA_B, který zřejmě poukazuje na endogenní dynamiku bankovního systému/endogenní nabídku úvěru (tedy růst úvěru při kladném trendovém růstu *GDP* a dále obecně rostoucí význam úvěru pro tvorbu a užití *GDP*). Vlastní ekonomický cyklus pak vytváří odchylky tempa růstu NDA_B od průměrného dlouhodobého tempa růstu. Finanční cyklus v podobě kolísání jak na straně poptávky po úvěru, tak i nabídky úvěru s určitou vazbou na ekonomický cyklus dále prohlubuje odchylky ve využití bankovního úvěru a posouvá vrcholy/sedla v cyklu domácích úvěrů mimo vrcholy/sedla ekonomického cyklu.

Obrázek 2 | Vývoj relativních změn čistých domácích a čistých zahraničních aktiv bankovní soustavy (1993–2017)



Zdroj: ARAD ČNB, 2018

Na druhé straně je dobře patrná zcela odlišná dynamika NFA_B, která na první pohled nemá charakter endogenní dynamiky a kde vazba na trendový růst domácího *GDP* může být významně oslabena. NFA_B rostou silně v určitém období (1996–2002, 2013–2017), následně dochází na delší dobu ke stagnaci (2002–2013). Růst NFA_B u ekonomiky s měnou, která nemá charakter rezervní/investiční/fakturační/komoditní měny, je dříve nebo později doprovázen otevíráním dlouhé devizové pozice bankovního sektoru. Dynamika NFA_B má tedy zprostředkovaně vazbu k měnovému riziku. Z dlouhodobého hlediska nelze

předpokládat silné otevírání dlouhé devizové pozice obchodních bank, což omezuje trendový charakter NFA_B oproti NDA_B, pokud nedochází k devizovým intervencím centrální banky. Krátkodobě, resp. střednědobě, lze však tuto možnost připustit. V případě měnového rizika je třeba odlišit chování centrální banky, která má k rozhodnutí o prohloubení dlouhé devizové pozice většinou silné měnové důvody a pro niž jsou finanční efekty realizace tržního měnového rizika do jejího hospodářského výsledku obvykle až druhořadé, od chování obchodních bank, kde je jasný zájem na dosažení požadované výnosnosti kapitálu (tedy omezení rizika kurzové ztráty), ale současně využití možnosti spekulativního zisku v případě správného odhadu trendu kurzu. Z tohoto důvodu je nutné diskutovat vliv devizových intervencí na devizovou pozici obchodních bank a centrální banky.

2. Základní historický, teoretický a bilanční rámec vztahu čistých domácích a zahraničních aktiv bankovní soustavy

Při zpětném pohledu do dějin ekonomických teorií lze najít dva směry, které výše uvedený monetární jev umožňují vysvětlit. Monetární přístupy k platební bilanci (např. Johnson, 1977 a Polak, 1957 a 2001) předpokládají, že centrální banka v systému pevného měnového kurzu[4] přímo kontroluje čistá domácí aktiva ve své rozvaze (Johnsonův model) nebo dokonce i čistá domácí aktiva celé bankovní soustavy (Polakův model)[5]. „Nadměrné“ expanzivní zvýšení NDA_B (např. růst bankovních úvěrů poskytovaných rezidentům) a růst *M*2 následně vedou k nákupu zboží a služeb v zahraničí a k deficitu příslušného salda platební bilance. Při platbách do zahraničí klesá *M*2 a zároveň se snižují i prostředky domácích obchodních bank na loro účtech u zahraničních korespondenčních bank, tj. klesá NFA_B v měnovém přehledu.[6]

4 Předpoklad systému pevného kurzu je však naplněn v námi sledovaném období pouze krátce do února 1996, kdy dochází k výraznému rozšíření pásem oscilace na +/−7,5 %. Od měnové krize v květnu 1997 do současnosti výrazně převažují období s řízeným nebo volným floatingem.

5 V případě Polakova přístupu musí centrální banka správně regulovat tempo růstu domácích bankovních úvěrů. Aplikace Polakova modelu při misích Mezinárodního měnového fondu v členských zemích vedla k doporučením ohledně limitů na úvěry. Doba se ve spirále vrací, a proto dnes můžeme hledat analogii ve složitějším světě nástrojů a efektů mikroobezřetnostní a makroobezřetnostní politiky.

6 Tento proces může proběhnout i bez vzniku *M2*, pokud jsou přímo hrazeny faktury do zahraničí z prostředků v rámci čerpání úvěru u domácích bank. Celý proces je tedy pozorovatelný pouze u NDA_B a NFA_B.

Druhý historický směr, spojený s postkeynesovskou endogenní koncepcí peněz (např. Dow 1986; Davidson, 1982), má odlišný výklad tohoto problému: považuje NFA_B jako relativně dokonalý substitut NDA_B při tvorbě peněžní zásoby $M2$, a to v systému pevného i volně pohyblivého kurzu. Přitvrzení měnové politiky a omezení dostupnosti domácích bankovních úvěrů zpomalí růst NDA_B a peněžní zásoby $M2$, který je však pružně nahrazen prostřednictvím růstu NFA_B. Domácí nebankovní subjekty nahrazují domácí úvěry zahraničními úvěry. V bilanci domácích obchodních bank pozorujeme růst prostředků na loro účtech u zahraničních korespondenčních bank a rostoucí vklady domácích nebankovních subjektů.[7]

V systému národohospodářských identit, které jsou založeny na podvojném účetnictví, nelze vyloučit ani možnost, že pozorovaná substituce v měnovém přehledu mezi NDA_B a NFA_B (signalizovaná výše uvedeným záporným korelačním koeficientem) by mohla být čistě bilančním jevem, který například souvisí s hodnotovými změnami v kontextu otevřené devizové pozice bankovního sektoru, kdy jsou kurzové zisky/ztráty z čistých domácích a zahraničních aktiv denominovaných v zahraniční měně zaznamenávány ve prospěch / na vrub kapitálu bankovního sektoru.[8]

Při naší analýze budeme dynamický vztah mezi NDA_B a NFA_B chápat jako komplexní ekonomický jev, který odráží specifickou dynamiku poptávky po úvěru a nabídky úvěru (s vazbou na rezidenty i nerezidenty) v kontextu měnové (kurzové) politiky a makroekonomické relace úspor a investic, které jsou zprostředkovány bankovním sektorem dané země. Tento komplexní přístup nám umožní zobecnit procesy doposud odděleně analyzované v jednotlivých titulech odborné literatury, jako např. substituci úvěru a financování na dluhopisovém trhu (Becker a Ivashina, 2014), reakci nabídky úvěru na externí exogenní šoky (Peek a Rosengren, 2000; Chava a Purnanandam, 2011) či podmínky vlivu kapitálu na nabídku úvěru (Aiyar, Calomiris a Wieladek, 2014a). Následující teoretická analýza, provedená v subkapitolách 2.1 až 2.4, je pro větší názornost shrnuta i v tabulce 1.

7 Podrobný výklad postkeynesovské peněžní teorie v domácí literatuře např. Koderová, Sojka a Havel (2008) a Chytil a kol. (2015).

8 Například apreciace české koruny se při dlouhé devizové pozici ČNB projeví v měnovém přehledu poklesem čistých zahraničních aktiv ČNB (klesá korunové vyjádření devizových rezerv) a růstem čistých domácích aktiv centrální banky (při dlouhé devizové pozici ČNB klesá nerozdělený zisk nebo roste nerozdělená ztráta).

Tabulka 1 | Ekonomický rámec vztahu čistých domácích a zahraničních aktiv bankovní soustavy

Příčina	První období	Měnový přehled	Druhé období	Měnový přehled	Reakce centrální banky
Bilanční vztah					
Apreciace domácí měny (případ CB s dlouhou devizovou pozicí)	Klesá korunová hodnota zahraničních aktiv a současně klesá hodnota vlastního kapitálu CB	ΔNFAB < 0 ΔNDAB > 0			
Efekt disproporce národních úspor a plánovaných investic					
Převaha investic nad národními úsporami (relativní nedostatek domácích bankovních zdrojů)	OB čerpají zahraniční zdroje	ΔNFAB = 0	OB úvěrují rezidenty, kteří importují zboží a služby (pokles prostředků OB na loro účtech)	ΔNDAB a ΔM2 > 0 ΔNFAB a ΔM2 < 0 (krátká devizová pozice OB)	Možná devizová intervence CB proti depreciaci uzavírající devizovou pozici OB
Monetární přístup k platební bilanci					
Monetární a úvěrová expanze v otevřené ekonomice s pevným měnovým kursem	Zvýšení nabídky úvěrů ze strany OB	ΔNDAB a ΔM2 > 0	Úhrady do zahraničí z titulu importu zboží a služeb (pokles prostředků OB na loro účtech)	ΔNFAB a ΔM2 < 0 (krátká devizová pozice OB)	Povinná devizová intervence proti depreciaci
Substituční vztah (endogenita peněz)					
Požadavek regulátora na vyšší kapitálové vybavení OB (domácí, resp. zahraniční vlastník)	Zadržení nerozděleného zisku, vlastní kapitál (ne)rezidenta roste	ΔM2 < 0 ΔNDAB < 0, resp, ΔNFAB < 0			
Zpřísnění úvěrových podmínek pro OB ze strany regulátora	Pokles a zdražení nabídky úvěrů ze strany OB	ΔNDAB a ΔM2 < 0	Rezidenti se financují v zahraničí, rostou klientské vklady u OB a prostředky OB na loro účtech, klienti provádí konverzi do domácí měny	ΔNFAB a ΔM2 > 0 (dlouhá devizová pozice OB)	
Růst domácí úrokové míry ve vztahu k zahraniční úrokové míře	Pokles poptávky po úvěrech v domácí měně a domácí OB devizové úvěry poskytují omezeně	ΔNDAB a ΔM2 < 0	Rezidenti se financují v zahraničí, rostou klientské vklady u OB a prostředky OB na loro účtech, klienti provádí konverzi do domácí měny	ΔNFAB a ΔM2 > 0 (dlouhá devizová pozice OB)	
Spekulace na očekávanou apreciaci domácí měny	Úvěry od zahraničních subjektů v zahraniční měně, rostou vklady rezidentů u OB a klienti provádí konverzi do domácí měny	ΔNFAB a ΔM2 > 0 (rostou prostředky OB na loro účtech, dlouhá devizová pozice OB)	Pokles poptávky po úvěrech v domácí měně u OB ze strany rezidentů (např, poboček a dcer zahraničních matek)	ΔNDAB a ΔM2 ≤ 0	Možná devizová intervence proti apreciaci zároveň uzavírající devizovou pozici OB
(Ne)konvenční měnová a kurzová politika					
Devizové intervence uvolňující měnové podmínky nebo bránící apreciaci domácí měny při aktivní platební bilanci	CB nakupuje devizy u OB, depreciace domácí měny a vznik očekávané apreciace	ΔNFAB = 0 (dlouhá devizová pozice OB se uzavírá, resp, otevírá se krátká devizová pozice OB, vzniká dlouhá devizová pozice CB)	Spekulace na očekávanou apreciaci domácí měny	ΔNFAB a ΔM2 > 0 ΔNDAB a ΔM2 ≤ 0	Devizová intervence proti apreciaci

Poznámka: Z úsporných důvodů nejsou uváděny analogické opačné případy.

Zdroj: vlastní zpracování

2.1 Nerovnováha mezi toky národních úspor a investic

Z makroekonomického pohledu je vývoj (tj. změny) stavových veličin NDA_B a NFA_B odrazem vývoje tokových veličin národních úspor (S) a investic (I). V případě, že národní úspory jsou nižší než investice (tj. deficitu běžného účtu) a za předpokladu dostatečné mezinárodní kredibility dané ekonomiky, dochází k importu zahraničního kapitálu rezidenty (tj. importu zahraničních úspor) evidovaného na finančním účtu platební bilance, který profinancuje deficit běžného účtu (CAB) a který povede k poklesu čisté zahraniční investiční pozice ($IIP \equiv NFA$) ekonomiky.[9] Vztah NDA_B a NFA_B v rámci měnového přehledu odráží dynamiku toku domácích a zahraničních úspor zprostředkovanou prostřednictvím domácího bankovního systému. Nepostihuje tedy finanční toky, které jsou realizovány mimo domácí bankovní systém, jako je např. úvěr domácímu nebankovnímu subjektu od nerezidenta použitý na import zboží, služeb, reálného investičního aktiva nebo na pořízení zahraniční finanční investice. Platí, že:

$$S - I = CAB = \Delta IIP \equiv \Delta NFA \,, \tag{2}$$

$$\Delta IIP = \Delta IIP_B + \Delta IIP_{NB} \,, \tag{3}$$

$$\Delta IIP_B \equiv \Delta NFA_B = \Delta M - \Delta NDA_B \,, \tag{4}$$

$$\Delta A_{B,NR} - \Delta L_{B,NR} = \Delta M - (\Delta A_{B,R} - \Delta L_{B,R}) \,, \tag{5}$$

kde A a L značí aktiva a pasiva, dolní indexy B a NB značí bankovní a nebankovní subjekty, dolní indexy R a NR značí rezidenty a nerezidenty jako protistrany aktiv a pasiv držených rezidenty určité ekonomiky.

Deficit národních úspor vůči investicím by se měl v bankovním sektoru projevit nedostatkem disponibilních domácích zdrojů (na straně pasiv obchodních bank) pro financování poptávky po úvěru rezidentů. V otevřené ekonomice lze tento problém dočasně překlenout čistým přílivem zahraničního kapitálu na straně jak bankovních, tak i nebankovních subjektů. V případě, že zprostředkovatelem těchto procesů je domácí bankovní sektor, můžeme v rámci měnového přehledu pozorovat případy, kdy je růst domácích bankovních aktiv ($A_{B,R}$) financován pomocí přílivu zdrojů od nerezidentů, tj. růstu zahraničních bankovních pasiv ($L_{B,NR}$). Z toho plynoucí zvýšení domácí peněžní zásoby (M) a devizových prostředků na loro účtech u zahraničních korespondenčních bank ($A_{B,NR}$) je pouze dočasné a z rozvahy domácího bankovního sektoru „zmizí“ při platbách do zahraničí za importované zboží a služby. Tak jsou ex post vyrovnány všechny výše uvedené

9 Nová metodika platební bilance Mezinárodního měnového fondu BPM6 používá u zahraniční investiční pozice symbol *IIP*. Starší symbolika byla NFA, která je využívána i u měnového přehledu (viz rovnice 1).

identity a výsledně pozorujeme růst NDA_B při poklesu NFA_B. V případě přebytku národních úspor nad investicemi mohou procesy spojené s čistým vývozem kapitálu do zahraničí naopak vést k tomu, že růst NFA_B vyplývající z financování nerezidentských klientů domácí bankami je realizován při poklesu NDA_B.

2.2 Impulzy z domácího bankovního sektoru

Systém vztahů NDA_B a NFA_B lze analyzovat v okruhu chování klientů a obchodních bank prostřednictvím klientské poptávky po úvěru a nabídky úvěru obchodních bank. Realizovaná nabídka úvěru, zaznamenaná v měnovém přehledu jako domácí či zahraniční aktivum, je determinovaná averzností bank vůči kreditnímu riziku, hodnotou kolaterálu zajišťujícího kreditní riziko a cenou, resp. dostupností, finančních zdrojů. Substituce NDA_B (pokles) a NFA_B (růst) je například výsledkem situace, kdy nedostatečná či klesající nabídka úvěru rezidentům (z hlediska objemu či požadovaných úvěrových podmínek) ze strany domácích bank je nahrazována poptávkou rezidentů po zahraničním úvěru. K této substituci může také docházet v případě, kdy na klesající poptávku po úvěru ze strany rezidentů reagují domácí banky zvýšenou nabídkou úvěru nerezidentům.

Z pohledu dynamiky systému je klíčové, zda příčiny poklesu poptávky po úvěru či nabídky úvěru vycházejí primárně z domácího trhu, nebo jsou naopak determinovány globálními faktory. Amiti, McGuire a Weinstein (2017) poukazují na významnou změnu v čase krizí. Tehdy se tradiční modely sledující dynamiku úvěrů, jež jsou postaveny na lokálních poptávkových faktorech, stávají nefunkčními, protože těžiště úvěrové dynamiky se skokově přesouvá do oblasti idiosynkratických šoků na straně nabídky úvěru mezinárodních věřitelských bank, které mají silné efekty zejména v případě zemí s vysokou čistou poptávkou po zahraničním úvěru a/nebo po jeho refinancování. Ve výsledku tyto šoky způsobují významné přizpůsobení v rozsahu a struktuře vzájemných závazků bank a zahraničních klientských úvěrových a depozitních transakcí v mezinárodních konsolidovaných bankovních statistikách v krátkém období.

Nesoulad mezi poptávkou po úvěru a nabídkou úvěru je spojen také s cyklickým kolísáním obou funkcí. Je primárně odrazem odlišného a současně v čase nestabilního vnímání kreditního rizika bankami a jejich klienty, které vychází jak z rozdílných preferencí a disponibilních informací obou typů subjektů, tak i z odlišného odhadu faktorů stojících za realizací budoucí kreditní události a v časové proměnlivosti rizikové averznosti bank a klientů. S tím spojená cykličnost v ocenění fyzického a lidského kapitálu, resp. odhadu budoucích výnosů obou typů aktiv, hraje následně klíčovou roli v procykličnosti nabídky úvěru bank reflektující procyklický charakter očekávaného čistého jmění subjektů stojících na straně poptávky po úvěru (viz koncept finančního akcelerátoru Bernanke, Gertler a Gilchrist,1996; Kiyotaki a Moore, 1997).

2.3 Vliv regulatorní a makroobezřetnostní politiky

Charakter substituce NDA_B a NFA_B může být významně ovlivněn regulatorní a makroobezřetnostní politikou centrální banky, v jejímž rámci je úvěrový cyklus reflektován přizpůsobením časově proměnlivých kapitálových požadavků. Aiyar, Calomiris a Wieladek (2014b) analyzují efekty odlišných regulatorních požadavků na kapitál bank působících na britském trhu v pozici regulatorních rezidentů či nerezidentů na nabídku úvěru a prokazují efekty substituce klientské poptávky po úvěrech, poskytovaných regulatorně nerezidentskými bankami za situace, kdy regulatorně rezidentské banky čelí na rozdíl od nerezidentských bank rostoucím regulatorním kapitálovým požadavkům, což vede ke zpřísnění jejich úvěrových podmínek.

Přenosu kapitálových požadavků do dynamiky úvěrů českého bankovního sektoru se věnují Brůna a Blahová (2019), když poukazují na skutečnost, že v období poklesu úvěrové dynamiky při současném růstu kapitálového vybavení bank roste význam nerezidentů při financování tuzemských nebankovních subjektů.

Zatímco v případě substituce NDA_B a NFA_B, odrážející situaci na domácím úvěrovém trhu, lze předpokládat, že substituce probíhá s minimálním časovým zpožděním, reakce makroobezřetnostní politiky může být navzdory deklarovanému dopředu hledícímu charakteru politik centrální banky významněji opožděna vůči cyklu NDA_B (problém parametrické nejistoty a problém disponibility informací o kvalitě zajištění úvěrových obchodů).

2.4 Měnová (kurzová) politika a problém otevřené devizové pozice

Dalším důležitým faktorem při substituci NDA_B a NFA_B může být měnová a kurzová politika centrální banky, která např. v rámci sledování širších měnových podmínek v režimu cílování inflace vyvažuje restriktivní/uvolněné podmínky na domácím úvěrovém trhu záměrným oslabením/posílením domácí měny, spojeným s nákupy/prodeji zahraniční měny na devizovém trhu. Nelze opomenout, že devizové intervence centrální banky jsou doprovázeny změnou (otevřením nebo uzavřením) devizových pozic obchodních bank, což významnou měrou ovlivňuje vývoj kotací měnových kurzů ze strany tvůrců trhu (market makerů) v obchodních bankách a tím i další odliv nebo příliv zahraničního kapitálu, resp. vývoj NFA_B (Brůna a Mandel, 2016).

Vývoj NDA_B a NFA_B v případě obchodních bank a centrální banky je úzce propojen s vývojem jejich devizové pozice, neboť pozice vůči nerezidentům na straně aktiv a pasiv jsou obvykle – vyjma zemí s rezervními měnami – denominovány v cizí měně. Velikost výsledné otevřené devizové pozice je obecně limitována averzí („přirozenou“ nebo regulatorně vynucenou) obchodních bank vůči měnovému riziku, která je v kontextu nekryté úrokové parity primárně ovlivněna pravděpodobností realizace kurzové ztráty z titulu

očekávaného pohybu kurzu nad rámec rozdílů mezi domácími a zahraničními úrokovými sazbami. Obecně platí, že růst pravděpodobnosti ztráty zvyšuje averznost obchodních bank vůči měnovému riziku, tj. k otevřené devizové pozici. Na nevýhodnou dlouhou devizovou pozici market makeři reagují posílením domácí měny a na nevýhodnou krátkou devizovou pozici oslabením domácí měny. Tyto posuny v kotacích měnových kurzů pak následně omezí pohyby zahraničního kapitálu, a tedy možnost substituce mezi NDA_B a NFA_B. Pokud do těchto procesů vstoupí centrální banka a prostřednictvím devizových intervencí uzavře devizovou pozici obchodních bank, není důvod pro změnu kotací a pohyby zahraničního kapitálu s případnou substitucí mezi NDA_B a NFA_B mohou pokračovat. Devizová pozice se otevírá centrální bance, která však zpravidla vykazuje nižší stupeň averznosti vůči měnovému riziku.

3. Modelování synchronizace cyklů NDA a NFA a vzájemných strukturálních vztahů

Vzájemný vztah mezi NDA_B a NFA_B je testován prostřednictvím statistik, které kvantifikují klíčové aspekty synchronizace cyklu obou veličin. Hypotéza o substituci mezi kovariančně stacionárními časovými řadami NDA_B a NFA_B je v prvé řadě ověřena pomocí křížové korelační funkce s časovým posunem k období:

$$\rho_{NDA,NFA}(k) = \frac{C_{NDA,NFA}(k)}{\sigma_{NDA}\sigma_{NFA}}, \tag{6}$$

kde $C_{NDA,NFA}(k)$ je kovarianční funkce s časovým posunem k a σ_{NDA} a σ_{NFA} jsou směrodatné odchylky proměnných NDA_B a NFA_B. Nestabilita korelace mezi NDA_B a NFA_B je dokumentována změnami neomezeného transformovaného korelačního indexu $I\rho_{NDA,NFAt}$ ($I\rho_{NDA,NFAt} \in (-\infty, \infty)$) pro časový okamžik t v rámci období s T časovými okamžiky navrženého Cerqueirem (2013) a Cerqueirem a Martinsem (2009):

$$I\rho_{NDA,NFAt} = \frac{1}{2} ln\left(\frac{1+\frac{\rho_{NDA,NFAt}}{2T-3}}{1-\rho_{NDA,NFAt}}\right), \tag{7}$$

přičemž pro $k = 0$ platí, že:

$$\rho_{NDA,NFA}(0) = \frac{\sum_{t=1}^{T}\rho_{NDA,NFAt}}{T} = \frac{\sum_{t=1}^{T}\left[1-\frac{1}{2}\left(\frac{NDA_t-\overline{NDA}}{\sigma_{NDA}}-\frac{NFA_t-\overline{NFA}}{\sigma_{NFA}}\right)^2\right]}{T}, \tag{8}$$

kde $\rho_{NDA,NFAt}$ je asymetricky omezený korelační index ($\rho_{NDA,NFAt} \in (3-2T, 1)$) .

Časová synchronizace cyklu NDA_B a NFA_B je měřena prostřednictvím indexu shody $CI_{NDA,\ NFA}$ navrženého Hardingem a Paganem (2006 a 2002), který vyjadřuje, jakou část z období T jsou obě časové řady ve shodné fázi cyklu:

$$CI_{NDA,NFA} = \frac{\sum_{t=1}^{T}\left[S_{NDAt}S_{NFAt} + \left(1 - S_{NDAt}\right)\left(1 - S_{NFAt}\right)\right]}{T}, \tag{9}$$

kde S_{NDAt}, resp. S_{NFAt}, jsou binární proměnné nabývající hodnoty 1 pro případ, že cyklická složka (první relativní diference) NDA_B, resp. NFA_B (g_{NDAt}, resp. g_{NFAt}), je kladná a hodnoty 0 pro případ, že cyklická složka je záporná. Průměrný relativní rozdíl ve velikosti amplitudy obou proměnných je zachycen za pomoci autory článku upraveného indexu podobnosti $SI_{NDA,\ NFA}$, jehož princip byl popsán v Minkovi, Jacobsovi a Haanovi (2012):

$$SI_{NDA,NFA} = \frac{SI_{NDA,NFAt}}{T} = -\frac{\sum_{t=1}^{T}\frac{\left|g_{NDAt} - g_{NFAt}\right|}{\left|g_{NDAt}\right|}}{T}. \tag{10}$$

Časový předstih určitého cyklu a současně možný iniciační faktor cyklu NDA_B na cyklus NFA_B, resp. cyklu NFA_B na cyklus NDA_B, je ověřen prostřednictvím Grangerova testu, kdy je testována nulová hypotéza, že $\gamma_j = 0$, resp. $\theta_j = 0$, pro všechna j:

$$g_{NDAt} = \alpha + \sum_{i=1}^{p}\beta_i g_{NDAt-i} + \sum_{j=1}^{p}\gamma_j g_{NFAt-j} + u_t, \tag{11}$$

$$g_{NFAt} = \delta + \sum_{i=1}^{p}\varepsilon_i g_{NFAt-i} + \sum_{j=1}^{p}\theta_j g_{NDAt-j} + v_t. \tag{12}$$

Strukturální vztahy formující cyklus NDA_B a NFA_B jsou kvantifikovány za použití podmíněného ARDL ECM modelu dle Pesarana *et al.* (2001):

$$\Delta Y_{i,t} = \beta_{0,i} + \sum_{j=1}^{J}\beta_{1,i,j}\Delta Y_{i,t-j} + \sum_{l=1}^{L}\sum_{k=0}^{K}\beta_{2,l,i,k}\Delta X_{l,t-k} + \delta_{1,i}Y_{t-1} + \sum_{l=0}^{L}\delta_{2,i}X_{l,t-1} + u_{i,t,}, \tag{13}$$

kde $Y = \{NDA,\ NFA\}$ je množina tvořená NDA_B a NFA_B, $X = \{GDP, NEER, CAB, REPO, PRIBOR, FR, CAP, NFA, NDA\}$ je množina l-tých veličin v podobě hrubého domácího produktu, nominálního efektivního měnového kurzu koruny, salda běžného účtu, repo sazby centrální banky, úrokové sazby 3M PRIBOR na mezibankovním trhu, devizových rezerv centrální banky, kapitálu bank (vyjma kapitálu centrální banky) a čistými domácími, resp. zahraničními aktivy determinujícími průběh NDA_B, resp. NFA_B, včetně možného efektu substituce mezi NDA_B a NFA_B v krátkém období; β_0, β_1, β_2, δ_1 a δ_2 jsou odhadované parametry a u je náhodná chyba obvyklých vlastností.

V souladu s teoretickou částí textu bude testována hypotéza existence substitučního efektu mezi relativními změnami NDA_B a NFA_B při působení dalších faktorů z množiny X. V takovém případě předpokládáme parametry β_2 statisticky odlišné od nuly pro párové vztahy mezi určitou proměnnou z množiny Y a určitou proměnnou z množiny X (tj. pro jedno příslušné l). Existenci substituce předpokládáme potvrdit na základě záporných hodnot parametru β_2 pro vztah mezi NDA_B a NFA_B, popř. na základě opačných znamének parametru β_2 pro vztah mezi NDA_B a NFA_B a určitou proměnou z množiny X (kromě NDA_B a NFA_B) pro zpoždění k. Dlouhodobý vztah integrovaných řad proměnných z množiny X a Y je dán poměrem $-\delta_{2,i}/\delta_{1,i}$. Statistickou významnost parametrů $\delta_{2,i}$ a $\delta_{1,i}$ testujeme pomocí Pesaranova F-testu pro alternativní hypotézu, že δ_2 a $\delta_1 \neq 0$ a Pesaranova t-testu parametru $\delta_{1,i}$ pro alternativní hypotézu, že $\delta_{1,i} \neq 0$. Počet (j) zpožděných hodnot proměnné z množiny Y je zvolen dle kombinace Schwarzova kritéria a splnění podmínky nulové autokorelace chyb odhadu pomocí LM testu. Odhady jsou provedeny v Eviews 9.5.

4. Data

Z analytického hlediska odlišujeme čtyři různá období: 1993–2017 (100 pozorování), 1995–2017 (od zavedení plné směnitelnosti, 92 pozorování), 1998–2017 (po měnové krizi a přechodu na cílování inflace, 80 pozorování) a 2002–2017 (od dostupnosti konsolidovaných bankovních dat, 64 pozorování) pro časové řady se čtvrtletní frekvencí. Zdrojem dat o *GDP* je ČSÚ, ostatní časové řady pocházejí z ARADu ČNB. Časové řady jsou testovány na přítomnost jednotkového kořene za použití rozšířeného ADF testu, výsledky testů uvádíme v tabulce 2). Časové řady NDA_B, NFA_B, *FR*, *NEER* a *CAB* jsou řadami I(1) s jednotkovým kořenem při použití odhadované rovnice bez konstanty a trendu, jejich první relativní diference na vysokých hladinách statistické významnosti nevykazují přítomnost jednotkového kořene (v případě *CAP* jsou výsledky na úrovni prvních diferencí hraniční). Úrokové sazby *PRIBOR* a *REPO* nemají jednotkový kořen již na svých úrovních a jsou řadami I(0). Výsledky ADF testů jsou v případě *GDP* poznamenány silnou sezónností.

5. Výsledky výpočtů a jejich ekonomická interpretace

Existenci bilančních i substitučních efektů spojených s kurzovými změnami naznačuje vysoká záporná hodnota křížového korelačního koeficientu s nulovým posunem (obrázek 3). Možnost existence slabých substitučních efektů dokládá negativní hodnota korelačního koeficientu (−0,25) pro případ, kdy NFA_B předchází NDA_B o pět čtvrtletí v období 1998–2017. Omezené rozpětí hodnot transformovaného korelačního indexu bez časového posunu (obrázek 4) ukazuje na logicky vysokou stabilitu působení těchto bilančních efektů. Index shody dále potvrzuje, že z časového hlediska se relativní změny NDA_B a NFA_B shodují

znaménkem maximálně z 38 %, přičemž tato shoda se při zkracujícím obdobím snižuje pod 30 % (tabulka 3). Index podobnosti dokládá, že průměrné rozdíly v amplitudách relativních změn NDA_B a NFA_B jsou v relaci k relativní změně NDA_B poměrně vysoké (cca sedminásobné), ale současně jsou tyto rozdíly v čase velmi stabilní (tabulka 3).

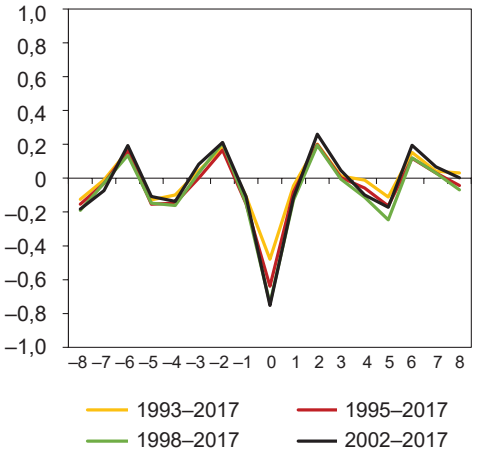
Tabulka 2 | Rozšířený ADF test jednotkového kořene

	úrovňová data			první relativní diference		
	α_1 (sm. chyba) [*t*-stat.]	α_2 (sm. chyba) [*t*-stat.]	α_0 (sm. chyba) [*t*-stat.]	α_1 (sm. chyba) [*t*-stat.]	α_2 (sm. chyba) [*t*-stat.]	α_0 (sm. chyba) [*t*-stat.]
NDA	0,011 (0,005) [2,043]	–	–	–0,797** (0,209) [–3,805]	1,05E–05 (0,0002) [0,061]	0,012 (0,011) [1,111]
NFA	0,016 (0,006) [2,505]	–	–	–0,732* (0,0903) [–8,105]	–0,001** (0,000) [–2,321]	0,052* (0,015) [3,455]
FR	0,031 (0,011) [2,954]	–	–	–0,792* (0,037) [–21,471]	–0,0003 (0,0004) [–1,031]	0,053** (0,022) [2,433]
GDP	0,006 (0,003) [1,736]	–	–	–0,138 (0,105) [–1,321]	–	–
NEER	0,005 (0,003) [1,679]	–	–	–1,027* (0,101) [–10,158]	–0,0001 (9,47E–05) [–1,118]	0,012** (0,006) [2,063]
CAB	–0,135 (0,102) [–1,331]	–	–	–1,004* (0,102) [–9,895]	–0,062 (0,039) [–1,597]	2,961 (2,271) [1,304]
REPO	–0,097* (0,022) [–4,363]	–0,005 (0,003) [–1,793]	0,393** (0,173) [2,274]	–	–	–
PRIBOR	–0,061* (0,027) [–2,282]	–	–	–	–	–
CAP	0,008 (0,005) [1,630]	–	–	–0,604 (0,240) [–2,521]	–	0,011 (0,004) [2,490]

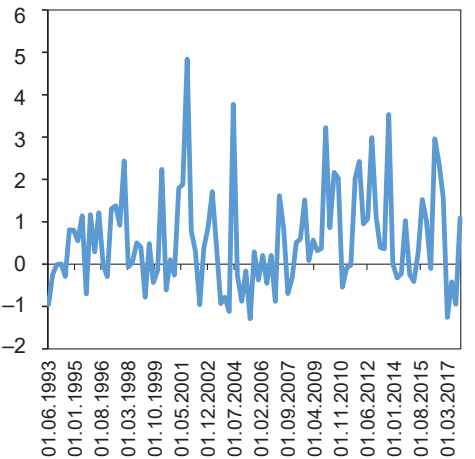
Poznámka: V rámci rozšířeného ADF testu je odhadována rovnice $\Delta_{yt} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \Delta_{t-1} + \epsilon_t$. *, ** – hraniční hodnoty testového kritéria ADF modelu s konstantou a trendem pro 1%, 5% a 10% hladinu významnosti: –4,054393 a –3,456319; ADF modelu s konstantou: –3,495021 a –2,889753; ADF modelu bez konstanty a trendu: 2,587607 a –1,943974.

Zdroj: vlastní výpočty

Obrázek 3 | Křížový korelační koeficient mezi NDA_B a NFA_B (pro $k = -8$ až $+8$)



Obrázek 4 | Transformovaný korelační index pro NDA_B a NFA_B (pro $k = 0$)



Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 3 | Index shody a index podobnosti

	1993–2017	1995–2017	1998–2017	2002–2017
Index shody	0,383838	0,336957	0,300000	0,296875
Index podobnosti	6,978002	7,065958	6,889447	7,056723

Zdroj: vlastní výpočty

Výsledky Grangerova testu kauzality (tabulka 4) jednoznačně potvrdily, že vztah mezi NDA_B a NFA_B je iniciován od NFA_B směrem k NDA_B a nikoli naopak. Parametr gama je statisticky významný na max. 5% hladině významnosti pro zpoždění pěti a šesti čtvrtletí pro všechna zkoumaná období a od roku 2002 taktéž pro zpoždění dvou, čtyř, sedmi a osmi čtvrtletí (statisticky významný je vliv NDA_B na NFA_B pro dvě zpoždění v období 1993–2017). Grangerův test však sám o sobě nezkoumá, zda vztah mezi NFA_B a NDA_B je substituční (záporné gama), nebo zda se NFA_B neslouží jako měnověpolitická proměnná v rámci politiky ČNB uvolňující měnové podmínky s pozitivními efekty na NDA_B (kladná gama).

Tabulka 4 | Výsledky Grangerova testu

Období	Zpož-dění	Počet pozoro-vání	F-statistika pro test nulové hypotézy	*p*- hodnota pro test nulové hypotézy
			$\gamma_j = 0$	$\gamma_j = 0$
			$\theta_j = 0$	$\theta_j = 0$
1993–2017	2	97	2,12746	0,1250
			4,06059	0,0204
	5	94	2,37848	0,0455
			0,64994	0,6623
	6	93	2,42424	0,0333
			0,93103	0,4775
1995–2017	5	87	2,24491	0,0583
			1,14044	0,3465
	6	86	2,22952	0,0496
			0,92268	0,4839
1998–2017	5	75	2,51282	0,0386
			0,44452	0,8157
	6	74	2,60199	0,0260
			0,45103	0,8415
2002–2017	2	64	3,19664	0,0481
			0,16109	0,8516
	4	62	3,22889	0,0191
			0,45167	0,7707
	5	61	3,14171	0,0153
			0,42183	0,8313
	6	60	3,59557	0,0051
			0,57258	0,7501
	7	59	2,92650	0,0133
			0,70995	0,6637
	8	58	2,53436	0,0243
			1,03316	0,4275

Zdroj: vlastní výpočty

Naše odhady identifikují statisticky významné krátkodobé vztahy bez zpoždění (pro $k = 0$) mezi změnami NDA_B a NFA_B (tabulka 5 a 6). Odhadnuté hodnoty parametru β_2 se zápornými znaménky potvrzují statisticky významné protisměrné pohyby u nezpožděných změn NDA_B a NFA_B. Může se jednat jak o ekonomický vztah v souladu s koncepcí endogenity peněz nebo monetárního přístupu k platební bilanci (např. domácími bankami poskytnutý cizoměnový úvěr rezidentovi, který je „okamžitě" využit k importu zboží/služeb či nákupu zahraničních aktiv), tak i o čistě bilanční efekty spojené s hodnotovými změnami (viz další analýza vlivu měnového kurzu).

V horizontu efektivní transmise (zpoždění čtyři, resp. šest čtvrtletí) dokazují kladné statisticky významné hodnoty β_2 pro všechna sledovaná období, že působení NFA_B (resp. FR) na NDA_B nemá charakter substituce (tabulka 5). Růst NFA_B (resp. FR) není následován omezením úvěrové aktivity vůči rezidentům, ale naopak růstem úvěrové aktivity na domácím trhu. Může se jednat o případy přílivu zahraničního kapitálu, kdy pozorujeme růst NFA_B, který je následován devizovými intervencemi proti apreciaci koruny, kdy dochází i k růstu FR. Parametr β_2 pro obě veličiny však není příliš vysoký, přičemž v případě změn FR je zhruba poloviční oproti pro NFA_B, což je potvrzeno i hodnotou β_2 pro vliv FR na NFA_B, která se pohybuje v rozmezí 0,37až 0,48. Změny NFA_B tedy nelze automaticky spojovat pouze se změnami FR a devizovými intervencemi ČNB.

Naopak v případě vlivu NDA_B na NFA_B (tabulka 6) lze na záporných hodnotách β_2 dokumentovat možné substituční efekty při zpoždění tří, pěti a sedmi čtvrtletí. Otázkou je, zda se jedná o projevy endogenity peněz v krátkém období nebo o dopady měnových opatření centrální banky, které reagují se zpožděním na pokles úvěrové aktivity. Vzhledem k tomu, že ČNB při cílování inflace explicitně nesleduje vývoj NDA_B, nelze od r. 1998 tyto procesy dlouhodobě spojovat s měnovou politikou centrální banky. Výjimkou mohou být období, kdy centrální banka využívá nekonvenční měnová opatření s cílem uvolnit měnové podmínky, jako je např. politika devizových intervencí a kurzového závazku v období 11/2013–4/2017.

Při sledování vlivu GDP na NDA_B (tabulka 5) můžeme pozorovat statistickou významnost parametrů pro krátkodobé i dlouhodobé vztahy. Kladné hodnoty β_2 jsou spojeny se změnami GDP, kdy vyšší tempo růstu tvorby a užití GDP je v aktuálním období ($k = 0$) spojeno s cca čtvrtinovým až třetinovým nárůstem NDA_B.[10] Dlouhodobý vztah mezi GDP a NDA_B je potvrzen taktéž statisticky významnými hodnotami F statistiky na úrovňových datech. Znaménka parametru β_2 pro případ vlivu změn GDP na NFA_B (tabulka 6) jsou dle očekávání záporná, ale relativně nízká a statisticky nevýznamná (rovněž dlouhodobé vztahy nejsou statisticky významné).

10 Negativní hodnoty parametru pro $k = 3$ jsou odrazem sezónnosti v mezičtvrtletních změnách GDP.

Tabulka 5 | Vybrané výsledky odhadu modelu (12) pro *NDA*

Proměnná	Období	j	$\beta_{2,I,i}$ (sm. chyba) [t-stat.]	$\delta_{1,i}$ (sm. chyba) [t-stat.]	$\delta_{2,i}$ (sm. chyba) [t-stat.]	R^2 adj	F stat	Proměnná	j	$\beta_{2,I,i}$ (sm. chyba) [t-stat.]	$\delta_{1,i}$ (sm. chyba) [t-stat.]	$\delta_{2,i}$ (sm. chyba) [t-stat.]	R^2 adj	F–stat
NFA	I.	5	$k=0$ −0,488* (0,064) [−7,614] $k=6$ 0,095*** (0,054) [1,765]	−1,60E−08 (1,2E−08) [−1,370]	9,52E−09 (1,5E−08) [0,651]	0,483	1,229	***FR***	4	$k=0$ −0,221* (0,046) [−4,765] $k=2$ 0,096** (0,045) [2,157]	−1,57E−08 (1,1E−08) [−1,419]	1,42E−05 (9,2E−06) [1,554]	0,303	1,292
	II.	4	$k=0$ −0,586* (0,063) [−9,373] $k=4$ 0,160** (0,073) [2,208]	−1,73E−08 (1,0E−08) [−1,699]	2,16E−08 (1,3E−08) [1,672]	0,607	1,589		4	$k=0$ −0,265* (0,050) [−5,285] $k=4$ 0,114** (0,052) [2,180]	−9,30E−09 (1,1E−08) [−0,836]	1,27E−05 (9,2E−06) [1,378]	0,359	0,966
	III.	4	$k=0$ −0,654* (0,062) [−10,529] $k=3$ −0,167*** (0,094) [−1,788] $k=4$ 0,271* (0,092) [2,948]	−1,77E−08 (9,9E−09) [−1,781]	1,99E−08 (1,4E−08) [1,424]	0,681	1,591		4	$k=0$ −0,284* (0,056) [−5,077] $k=4$ 0,119*** (0,066) [1,798]	−1,26E−08 (1,2E−08) [−1,037]	1,20E−05 (9,8E−06) [1,228]	0,351	0,802
	IV.	4	$k=0$ −0,599* (0,059) [−10,108] $k=1$ −0,197** (0,097) [−2,044] $k=3$ −0,243** (0,095) [−2,558] $k=4$ 0,295* (0,099) [2,996]	−3,45E−08 (9,7E−09) [−3,563]	3,15E−08 (1,4E−08) [2,273]	0,769	6,355++		4	$k=0$ −0,248* (0,065) [−3,838] $k=4$ 0,128*** (0,069) [1,847]	−3,31E−08 (1,4E−08) [−2,286]	1,18E−05 (9,5E−06) [1,234]	0,398	2,613
GDP	I.	6	$k=0$ 0,347* (0,118) [2,954] $k=3$ −0,257** (0,103) [−2,489]	−5,63E−08 (2,2E−08) [−2,561]	1,30E−07 (5,1E−08) [2,548]	0,329	3,391	***NEER***	2	$k=5$ 0,566* (0,183) [3,089]	−3,12E−08 (1,8E−08) [−1,741]	0,001 (0,001) [1,931]	0,123	1,869
	II.	6	$k=0$ 0,332* (0,119) [2,797] $k=3$ −0,282* (0,104) [−2,709]	−6,40E−08 (2,2E−08) [−2,849]	1,54E−07 (5,3E−08) [2,902]	0,347	4,302		5	$k=5$ 0,522* (0,186) [2,815]	−2,78E−08 (1,8E−08) [−1,552]	0,001 (0,001) [1,734]	0,208	1,508
	III.	3	$k=0$ 0,239** (0,107) [2,234] $k=3$ −0,284* (0,101) [−2,811]	−9,80E−08 (2,6E−08) [−3,751]	2,60E−07 (6,9E−08) [3,746]	0,365	7,249++		4	$k=0$ 0,334 (0,232) [1,442] $k=4$ −0,409*** (0,207) [−1,975] $k=5$ 0,573* (0,210) [2,729]	−3,45E−08 (2,0E−08) [−1,767]	0,002 (0,001) [1,953]	0,233	1,929
	IV.	2	$k=0$ 0,349* (0,119) [2,942] $k=3$ −0,277* (0,103) [−2,689]	−8,72E−08 (2,7E−08) [−3,196]	2,01E−07 (8,4E−08) [2,401]	0,447	5,918+++		4	$k=0$ 0,545** (0,246) [2,211] $k=5$ 0,587** (0,238) [2,460]	−3,12E−08 (2,1E−08) [−1,489]	0,001 (0,001) [0,691]	0,295	1,323

Tabulka 5 | pokračování

Proměnná	Období	*j*	$\beta_{2,I,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{1,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{2,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	R^2 adj	F stat	Proměnná	*j*	$\beta_{2,I,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{1,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{2,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	R^2 adj	F–stat
IRm	I.	3	$k = 0$ 0,0759* (0,024) [3,156] $k = 1$ 0,055*** (0,028) [1,945]	−2,04E−08 (1,1E−08) [−1,798]	−0,002 0,001) [−1,621]	0,121	1,761	***IRcb***		n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
	II.	3	$k = 0$ 0,066** (0,027) [2,473] $k = 1$ 0,061*** (0,031) [1,968] $k = 2$ 0,064** (0,030) [2,139]	−2,53E−08 (1,2E−08) [−2,113]	−0,003 (0,002) [−2,004]	0,154	2,558			n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
	III.	3	$k = 0$ 0,101* (0,037) [2,731] $k = 2$ 0,086** (0,045) [1,922]	−2,80E−08 (1,4E−08) [−1,968]	−0,005 (0,004) [−1,434]	0,158	1,945		1	$k = 0$ 0,030** (0,012) [2,395]	−3,63E−08 (1,8E−08) [−2,001]	−0,009 (0,005) [−1,631]	0,077	2,002
	IV.	3	$k = 0$ 0,124* (0,035) [3,506]	−1,65E−08 (1,7E−08) [−0,9925]	0,014 (0,008) [1,697]	0,221	5,232+++		4	$k = 0$ 0,031* (0,012) [2,677]	−2,54E−08 (1,9E−08) [−1,307]	0,009 (0,010) [0,895]	0,268	4,785+++
CAP	IV.	4	$k = 7$ 0,807* (0,214) [3,777]	−7,69E−08 (3,5E−08) [−2,170]	1,63E−07 (1,1E−07) [1,440]	0,349	3,510							

Poznámka: *, **, *** – hodnoty parametrů jsou statisticky významné na hladině významnosti 1 %, 5 % a 10 %; +, ++, +++ – hodnoty F-statistiky jsou statisticky významné pro Bound F-test na hladině významnosti 1 %, 5 % a 10 %; hraniční hodnoty *t*-statistiky pro Bound *t*-test na hladině významnosti 1 %, 5 % a 10 % dle Pesarana *et al,* (2001): (–3,43; –3,82) pro 1%, (–2,86; –3,22) pro 5% a (–2,57; –2,91) pro 10% hladinu významnosti; hraniční hodnoty F-statistiky, dle Pesarana *et al*, (2001): (6,84; 7,84) pro 1%, (4,94; 5,73) pro 5 % a (4,04; 4,78) pro 10% hladinu významnosti a dvě proměnné; I, II, III, a IV, – období 1993–2017, 1995–2017, 1998–2017 a 2002–2017.

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 6 | Vybrané výsledky odhadu modelu (12) pro *NFA*

Proměnná	Období	*j*	$\beta_{2,I,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{1,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{2,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	R^2 adj	F–stat	Proměnná	*j*	$\beta_{2,I,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{1,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{2,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	R^2 adj	F–stat
NDA	I.	1	*k* = 0 −0,783* (0,096) [−8,121] *k* = 5 −0,233* (0,097) [−2,402] *k* = 7 −0,211* (0,101) [−2,089]	−3,34E−08 (1,8E−08) [−1,844]	7,23E−09 (1,5E−08) [0,491]	0,472	3,238	***FR***	1	*k* = 0 0,370* (0,046) [8,040]	−6,44E−08 (2,5E−08) [−2,616]	2,34E−05 (1,7E−05) [1,389]	0,517	6,194++
	II.	2	*k* = 0 −0,742* (0,104) [−7,129] *k* = 2 0,319* (0,116) [2,752]	−3,21E−08 (1,9E−08) [−1,736]	8,24E−09 (1,5E−08) [0,532]	0,475	2,528		2	*k* = 0 0,409* (0,048) [8,547]	−7,74E−08 (2,5E−08) [−3,121]	2,95E−05 (1,7E−05) [1,763]	0,520	8,219+
	III.	0	*k* = 0 −0,832* (0,082) [−10,206] *k* = 5 −0,174** (0,080) [−2,189]	−2,07E−09 (1,7E−08) [−0,121]	−4,18E−09 (1,2E−08) [−0,354]	0,595	0,241		2	*k* = 0 0,438* (0,056) [7,917]	−1,29E−07 (3,8E−08) [−3,396]	5,46E−05 (2,1E−05) [2,571]	0,472	7,745++
	IV.	3	*k* = 0 −0,997* (0,110) [−9,075] *k* = 3 −0,374* (0,139) [−2,693] *k* = 4 0,176*** (0,093) [1,884]	3,74E−08 (2,0E−08) [1,870]	−2,64E−08 (1,4E−08) [−1,832]	0,623	2,044		2	*k* = 0 0,482* (0,062) [7,763]	−7,84E−08 (7,0E−08) [−1,116]	3,07E−05 (3,3E−05) [0,926]	0,532	0,898
GDP	I.	1	*k* = 5 −0,122 (0,095) [−1,277]	−5,41E−08 (3,5E−08) [−1,562]	6,35E−08 (6,3E−08) [1,001]	0,022	1,742	***NEER***	1	*k* = 0 −0,833* (0,219) [−3,798] *k* = 5 −0,488** (0,212) [−2,303]	−1,22E−08 (1,9E−08) [−0,639]	−0,001 (0,001) [−1,355]	0,210	4,126
	II.	1	*k* = 5 −0,122 (0,095) [−1,27712]	−5,41E−08 (3,5E−08) [−1,562]	6,35E−08 (6,3E−08) [1,001]	0,022	1,742		1	*k* = 0 −0,833* (0,220) [−3,798] *k* = 5 −0,488** (0,212) [−2,303]	−1,22E−08 (1,9E−08) [−0,639]	−0,001 (0,001) [−1,355]	0,210	4,126

Tabulka 6 | pokračování

Proměnná	Období	*j*	$\beta_{2,l,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{1,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{2,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	R^2 adj	F–stat	Proměnná	*j*	$\beta_{2,l,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{1,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	$\delta_{2,i}$ (sm. chyba) [*t*-stat.]	R^2 adj	F–stat
	III.	0	*k* = 1 −0,134 (0,101) [−1,330]	−4,05E−08 (3,4E−08) [−1,203]	2,46E−08 (6,2E−08) [0,398]	0,023	1,633		0	*k* = 0 −0,975* (0,256) [−3,820] *k* = 5 −0,631* (0,220) [−2,866]	−2,86E−09 (1,9E−08) [−0,1533]	−0,001 (0,001) [−2,034]	0,206	3,226
	IV.	2	*k* = 4 −0,152 (0,129) [−1,173]	−1,33E−08 (3,9E−08) [−0,338]	5,52E−08 (8,6E−08) [0,639]	0,076	0,264		2	*k* = 0 −1,163* (0,275) [−4,227] *k* = 5 −0,615** (0,256) [−2,398]	1,14E−08 (2,0E−08) [0,564]	−0,001 (0,0019) [−0,884]	0,298	0,458
IRm	I.	1	*k* = 5 −0,076** (0,036) [−2,103]	−3,19E−08 (1,3E−08) [−2,396]	−0,015 (0,033) [−0,464]	0,106	3,331	***IRcb***		n,a,	n,a,	n,a,	n,a,	n,a,
	II.	1	*k* = 5 −0,076** (0,036) [−2,104]	−3,19E−08 (1,3E−08) [−2,396]	−0,015 (0,033) [−0,464]	0,106	3,331			n,a,	n,a,	n,a,	n,a,	n,a,
	III.	0	*k* = 0 −0,132* (0,045) [−2,910]	2,07E−08 (2,5E−08) [0,841]	0,004 (0,003) [1,421]	0,106	1,028		0	*k* = 0 −0,036** (0,015) [−2,359]	1,69E−08 (2,5E−08) [0,675]	0,005 (0,003) [1,638]	0,079	1,618
	IV.	2	*k* = 0 −0,113** (0,049) [−2,290]	1,66E−08 (3,1E−08) [0,532]	−0,011 (0,008) [−1,281]	0,161	2,377		2	*k* = 0 −0,022 (0,017) [−1,264]	1,07E−09 (3,1E−08) [0,035]	−0,012 (0,008) [−1,439]	0,100	1,656
CAP	IV.	0	*k* = 3 −0,514** (0,254) [−2,024]	−6,70E−08 (3,6E−08) [−1,857]	1,94E−07 (8,6E−08) [2,254]	0,079	2,540							

Poznámka: *, **, *** – hodnoty parametrů jsou statisticky významné na hladině významnosti 1 %, 5 % a 10 %; +, ++, +++ – hodnoty F-statistiky jsou statisticky významné pro Bound F-test na hladině významnosti 1 %, 5 % a 10 %; hraniční hodnoty *t*-statistiky pro Bound *t*-test na hladině významnosti 1 %, 5 % a 10 % dle Pesarana *et al.*, (2001): (–3,43; –3,82) pro 1%, (–2,86; –3,22) pro 5% a (–2,57; –2,91) pro 10% hladinu významnosti; hraniční hodnoty F-statistiky, dle Pesarana *et al.*, (2001): (6,84; 7,84) pro 1%, (4,94; 5,73) pro 5% a (4,04; 4,78) pro 10% hladinu významnosti a dvě proměnné; I, II, III, a IV, – období 1993–2017, 1995–2017, 1998–2017 a 2002–017.

Zdroj: vlastní výpočty

Existence substituce mezi NDA_B a NFA_B je patrná při analýze vlivu nominálního efektivního měnového kurzu (*NEER*), který ve všech sledovaných obdobích působí relativně silně na NDA_B a NFA_B se stejným zpožděním ($k = 5$), avšak s opačným znaménkem (tabulka 5 a 6). Vliv *NEER* na NDA_B vykazuje kladné znaménko ($\beta_2 > 0{,}5$), tedy nominální apreciace koruny je následována růstem NDA_B. V případě NFA_B je β_2 záporná na úrovni přesahující v posledních dvou obdobích hodnoty −0,6. Z hlediska možných zdrojů krátkodobé dynamiky lze nalézt dvě vysvětlení.

První vysvětlení předpokládá efekty pohybu *NEER* na kurzová očekávání, kdy např. depreciace koruny (pokles *NEER*) vyvolává apreciační očekávání a následný nárůst NFA_B, resp. pokles NDA_B. Tyto situace jsou silné zejména v případech, kdy měnový kurz je prostřednictvím devizových intervencí ČNB udržován na slabších hodnotách, jak tomu bylo např. v období kurzového závazku (11/2013 až 4/2017). Očekávaná apreciace (v kontextu nekryté úrokové parity) vede rezidenty k preferenci úvěrového financování v zahraničních měnách, které ve velké míře probíhá u zahraničních subjektů (často u zahraničních mateřských společností).

Druhé vysvětlení může vycházet ze skutečnosti, že krátkodobá dynamika *NEER* odráží částečně jeho trendové změny. V tomto případě trendová apreciace koruny (kladné změny *NEER*) nepůsobí v ekonomice restriktivně, ale naopak odráží dlouhotrvající reálný konvergenční proces, kdy finanční trhy realizují nominální (a současně reálnou) apreciaci koruny, spojenou s očekávanou rostoucí konkurenceschopností a produktivitou domácí ekonomiky, což se adekvátně odráží taktéž v růstu NDA_B. Data však ukazují, že trendová apreciace koruny a růst NDA_B se v období 2011–2017 zastavily, testová hodnota F-statistiky tak neprokazuje statisticky významný dlouhodobý kointegrační vztah mezi *NEER* a NDA_B ve sledovaných obdobích.

Význam *NEER* pro NFA_B (tabulka 6) je velmi silný i v případě nezpožděných hodnot (pro $k = 0$), kdy se β_2 pohybují okolo −1. Může se jednat o efekt hodnotových bilančních změn, které pohyby měnového kurzu v případě NFA_B vyvolávají (kvantitativní nárůst *NEER* představující apreciaci koruny je spojen s poklesem korunové hodnoty NFA_B).

Překvapivé mohou být kvantitativně nízké, ale statisticky významné kladné hodnoty β_2 (pro $k = 0$ až 2) v případě dopadu změn úrokových sazeb 3M PRIBOR a repo sazby ČNB na NDA_B (tabulka 5). Tento jev lze interpretovat tak, že úrokové sazby ČNB a z nich odvozované úrokové sazby 3M PRIBOR nepůsobí restriktivně na dynamiku domácích úvěrů. Z pohledu nabídky úvěru znamenají rostoucí úrokové sazby na mezibankovním trhu přinejmenším krátkodobě vyšší úrokovou marži bank, vyplývající ze schopnosti bank na nedokonale konkurenčním úvěrovém trhu ovlivnit cenu, tj. úrokovou marži. To vede k růstu nabídky úvěru, pokud se současně nemění riziková averznost bank, hodnota poskytnutého kolaterálu či náklady na vlastní kapitál a cizí zdroje. Nelze opomenout skutečnost, že v důsledku výrazného systémového přebytku likvidity, který opakovaně

pozorujeme v českém bankovním sektoru,[11] zvýšení repo sazby má za následek nejenom vyšší výnosy (resp. zisk) bank z likvidity sterilizované u ČNB, ale při nerozděleném zisku i vyšší kapitál a vyšší objem likvidity držené u ČNB. Ve svém součtu se jedná o pozitivně působící efekty na nabídku úvěru (Mandel a Tomšík, 2014).

Podobně jako v případě *NEER*, tak i v případě 3M PRIBOR a repo sazby ČNB můžeme u NFA_B pozorovat opačné efekty než u NDA_B (tabulka 6). V případě nezpožděných a zpožděných hodnot $k = 5$ mají β_2 záporné hodnoty a jsou statisticky významné. Růst sledovaných úrokových sazeb vede k poklesu NFA_B, což může být spojeno s transmisí přes pohyb kurzu a jeho působení na NFA_B.

V případě NDA_B (tabulka 5) vysoká kladná hodnota β_2 pro kapitál bank *CAP* (pro $k = 7$) dokládá, že banky s předstihem zvyšují kapitálové vybavení pro budoucí nárůst úvěrových aktivit na domácím trhu. V čase rostoucí kapitálové požadavky ČNB tak obecně nepředstavují v posledním sledovaném období významné omezení nabídky úvěru u klíčových tuzemských bank.

Závěr

Relativní změny čistých domácích aktiv NDA_B a čistých zahraničních aktiv NFA_B bankovní soustavy, které z pohledu měnového přehledu představují dva základní zdroje tvorby měnového agregátu *M*2, byly v České republice v období 1996–2017 negativně korelovány (korelační koeficient −0,82). Z pohledu historie monetárních teorií je tento vztah vysvětlitelný postkeynesovským konceptem endogenity peněz nebo alternativně monetárním přístupem k platební bilanci[12]. Cílem našeho článku bylo tento zajímavý empirický poznatek podrobněji analyzovat a pokusit se o vysvětlení, do jaké míry se jedná o čistě bilanční jev vznikající při účetní evidenci hodnotových (kurzových) změn v položkách měnového přehledu a do jaké míry se jedná o jev vyplývající z chování ekonomického systému. Naše empirická analýza využívající Grangerův test časové kauzality a podmíněného ARDL ECM modelu nevyloučila hypotézu, že část tohoto jevu lze skutečně vysvětlit na základě účetní evidence hodnotových (kurzových) změn v položkách měnového přehledu. Toto vysvětlení podporuje skutečnost, že změny nominálního efektivního kurzu vysvětlují změny NDA_B a NFA_B v souladu s hypotézou (tj. s opačným znaménkem) a to i bez zpoždění. Nicméně se potvrdila i řada ekonomických vztahů, které vysvětlují vývoj a vztah NDA_B a NFA_B jak v dlouhodobém časovém horizontě, tak i v krátkodobých vztazích se zpožděním.

11 Jedná se zejména o období, která následují po devizových intervencích proti apreciaci koruny uskutečněných v letech 2001–2002 a 2013–2017.

12 Monetární přístup k platební bilanci však předpokládá systém pevného měnového kurzu s relativně úzkými pásmy oscilace, který v případě české koruny trval relativně krátce na počátku námi sledovaného období. Vazba na měnový koš s úzkými pásmy oscilace +/−0,5 % pouze do února 1996.

Na úrovňových datech byl prokázán dlouhodobý vztah mezi hrubým domácím produktem a NDA_B. Naproti tomu nebyl prokázán dlouhodobý vztah mezi hrubým domácím produktem a NFA_B, který je statisticky nevýznamný. Potvrdila se naše hypotéza, že NFA_B nemohou vystupovat jako trendový zdroj růstu peněžní zásoby, neboť z dlouhodobého hlediska je limitujícím faktorem otevírání dlouhé devizové pozice obchodních bank. Tato skutečnost nepodporuje koncepci endogenních peněz v otevřené ekonomice pro dlouhé období, nevylučuje však možnost její platnosti pro krátké období.

V horizontu efektivní transmise (tj. zpoždění čtyři, resp. šest čtvrtletí) jsme prokázali, že působení změn NFA_B, resp. změn devizových rezerv na změny $NDA_{B,}$ nemá substituční povahu. Ve skutečnosti platí opačný vztah: růst NFA_B, resp. devizových rezerv, je s uvedeným zpožděním následován růstem úvěrové aktivity vůči rezidentům, tj. růstem NDA_B. Důvodem je, že zvýšení devizových rezerv prostřednictvím devizových intervencí uzavírá devizovou pozici bank a emituje novou korunovou likviditu v podobě volných rezerv.

V případě vlivu změn NDA_B na změny NFA_B jsme naopak prokázali možné krátkodobé substituční efekty (bez zpoždění i se zpožděním tří, pěti a sedmi čtvrtletí) podporující myšlenku endogenních peněz v krátkém období. Problémem je, že v některých případech lze jen obtížně odlišit systémovou endogenitu od měnových opatření ČNB (např. v období devizových intervencí a kurzového závazku 11/2013 až 4/2017), která prostřednictvím devizových intervencí, změny devizových rezerv, a tedy i změny NFA_B reagují se zpožděním na pokles úvěrové aktivity.

Existence substituce mezi NDA_B a NFA_B je patrná i při analýze vlivu nominálního efektivního měnového kurzu, který ve všech sledovaných obdobích působí relativně silně na NDA_B a NFA_B, avšak s opačným znaménkem. Nominální depreciace koruny je následována růstem NFA_B a poklesem NDA_B. Tento vztah byl potvrzen na relativních změnách se zpožděním pět čtvrtletí. Domníváme se, že tento jev má vysvětlení z pohledu racionálních očekávání, kdy např. silná apreciační očekávání v době intervenčně udržovaného slabého kurzu koruny vyvolávají nárůst NFA_B, resp. pokles NDA_B. Očekávaná apreciace v kontextu nekryté úrokové parity vede rezidenty (firmy i banky) k preferenci úvěrového financování v zahraničních měnách, které ve velké míře probíhá u zahraničních subjektů (často u zahraničních mateřských společností). Tento jev lze chápat i kontextu koncepce endogenity peněz, avšak opět pouze v krátkém období.

Kvantitativně nízké, ale statisticky významné kladné hodnoty parametrů v případě dopadu změn úrokových sazeb 3M PRIBOR a repo sazby ČNB na změny NDA_B (bez zpoždění a se zpožděním jedno a dvě čtvrtletí) interpretujeme tak, že úrokové sazby ČNB a z nich odvozované úrokové sazby 3M PRIBOR nepůsobí restriktivně na dynamiku domácích úvěrů, ale pohybují se v souladu s tempem reálného ekonomického růstu, míry inflace a změn poptávky po úvěru. Z pohledu nabídky úvěru znamenají rostoucí úrokové sazby na mezibankovním trhu přinejmenším krátkodobě vyšší úrokovou marži bank, což

vede k nárůstu nabídky úvěru. Současně v důsledku existujícího systémového přebytku likvidity českého bankovního sektoru znamená zvýšení repo sazby vyšší výnosy bank z likvidity sterilizované u ČNB, což zvyšuje zisky bank, jejich kapitál a objem držené likvidity u ČNB rovněž s pozitivními dopady do nabídky úvěru.

Vysoká kladná hodnota parametru pro kapitál bank dokládá v případě NDA_B, že banky s předstihem sedmi čtvrtletí zvyšují kapitálové vybavení pro budoucí nárůst úvěrových aktivit na domácím trhu. V čase rostoucí kapitálové požadavky ČNB tak obecně nepředstavují v posledním sledovaném období 2002–2017 významné omezení nabídky úvěru u klíčových tuzemských bank.

Literatura

Aiyar, S., Calomiris, C. W., Wieladek, T. (2014a). Identifying Channels of Credit Substitution when Bank Capital Requirements are Varied. *Economic Policy*, 29(77), 45–77, https://doi.org/10.1111/1468-0327.12026

Aiyar, S., Calomiris, C. W., Wieladek, T. (2014b). Does Macro-Prudential Regulation Leak? Evidence from UK Policy Experiment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(1), 181–214, https://doi.org/10.1111/jmcb.12086

Amiti, M., McGuire, P., Weinstein, D. E. (2017). *Supply and Demand Side Factors in Global Banking*. BIS. Working Papers, No. 639.

Becker, B., Ivashina, V. (2014). Cyclicality of Credit Supply: Firm Level Evidence. *Journal of Monetary Economics*, 62(C), 76–93, https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.10.002

Bernanke, B., Gertler, M., Gilchrist, S. (1996). The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1–15, https://doi.org/10.2307/2109844

Brůna, K., Blahová, N. (2019). Constraints in the Supply of Credit in an Open Transition Economy under New Basel III Requirements: The Case of the Czech Republic. *Eastern European Economics*, 57(1), 70–85, https://doi.org/10.1080/00128775.2018.1496457

Brůna, K., Mandel, M. (2016). Exit z devizových intervencí v situaci rostoucího externího zadlužení bank. *Bankovnictví*, 23(9), 28–32.

Cerqueir, P. A. (2013). A Closer Look at the World Business Cycle Synchronization. *International Economics and Economic Policy*, 10(3), 349–363, https://doi.org/10.1007/s10368-013-0233-z

Cerqueir, P. A., Martins, R. (2009). Measuring the Determinants of Business Cycle Synchronization Using a Panel Approach. *Economic Letters*, 102(2), 106–108, https://doi.org/10.1016/j.econlet.2008.11.016

ČNB, ARAD ČNB, Metodologický list, 2019 .

Davidson, P. (1982). *International Money and the Real World*. London: Macmillan. ISBN 978-1-349-16679-4.

Dow, S. C. (1986). Post Keynesian Monetary Theory for an Open Economy. *Journal of Post Keynesian Economics,* 9(2), 237–257, https://doi.org/10.1080/01603477.1986.11489616

Harding, D., Pagan, A. (2002). Disecting the Cycle: A Methodological Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365–381, https://doi.org/10.1016/s0304-3932(01)00108-8

Harding, D., Pagan, A. (2006). Synchronization of Cycles. *Journal of Econometrics*, 132(1), 59–79, https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.023

Chava, S., Purnanandam, A. (2010). Is Default Risk Negatively Related to Stock Returns? *Review of Financial Studies*, 23(6), 2523–2559, https://doi.org/10.1093/rfs/hhp107

Chytil, Z. (2015). *Eseje z postkeynesovské ekonomie*. Praha: Nakladatelství Oeconomica. ISBN 978-80-245-2122-0.

Johnson, H. G. (1977). The Monetary Approach to the Balance of Payments. A Nontechnical Guide. *Journal of International Economics*, 7(3), 251–268, https://doi.org/10.1016/0022-1996(77)90039-3

Kiyotaki, N., Moore, J. (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211–248, https://doi.org/10.1086/262072

Koderová, J., Sojka, M., Havel, J. (2008). *Teorie peněz*. Praha: ASPI. ISBN 978-80-7357-359-1.

Mandel, M., Tomšík, V. (2014). Monetary Policy Efficiency in Conditions of Excess Liquidity Withdrawal. *Prague Economic Papers*, 23(1), 3–23, https://doi.org/10.18267/j.pep.470

Mink, M., Jacobs, J., de Haan, J. (2012). Measuring Coherence of Output Gaps with an Application to the Euro Area. *Oxford Economic Papers*, 64(2), 217–236, https://doi.org/10.1093/oep/gpr049

Peek, J., Rosengren, E. S. (2000). Collateral Damage: Effects of the Japanese Bank Crisis on Real Activity in the United States. *American Economic Review*, 90(1), 30–45, https://doi.org/10.1257/aer.90.1.30

Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326, https://doi.org/10.1002/jae.616

Polak, J. J. (1957). Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problems. *IMF Staff Papers*, 6(1), 1–50, https://doi.org/10.2307/3866128

Polak, J. J. (2001). *The Two Monetary Approaches to the Balance of Payments: Keynesian a Johnsonian*. International Monetary Fund. Washington, DC Working Paper No. 2001/100, https://doi.org/10.5089/9781451852400.001

Rojíček, M., Spěváček, V., Vejmělek, J., *et al. (2016). Makroekonomická analýza – teorie a praxe*. Praha: Grada. ISBN 978-80-247-5858-9.