

PREMIETANIE MEDZIBANKOVÝCH ÚROKOVÝCH SADZIEB DO KLIENTSKÝCH SADZIEB NA SLOVENSKU (2004–2016)

Valéria Halamová, Kristína Kočišová*

Abstract

Interbank Interest Rate Pass-Through into Client Interest Rates in the Condition of Slovak Republic (2004–2016)

The paper deals with the issue of interbank interest rate pass-through into client interest rates offered by banks in the condition of Slovak Republic between 2004 and 2016. We provide an overview of studies of the interest rate relationship analysis in the bank and interbank market. We investigate the interest pass-through from money market rates to various loan and deposit rates. The analysis is carried out using the methodology of cointegration error-correction model, which take into account both the long-term and the short-term aspect of interest rate development. Our results point to considerable differences in the size of the pass-through with respect to either different loan and deposit rates. It has also shown a low rate of immediate transmission, the incompleteness of the pass-through, higher efficiency in the process of interbank interest rates pass-through into the interest rates on loans, and we can conclude that the process of interest rates pass-through in our conditions is relatively stable.

Keywords: bank market, interbank market, interest rate pass-through

JEL Classification: E43, E52, G21

Úvod

V súčasnosti uskutočňujú takmer všetky centrálné banky vyspelých ekonomík svoju menovú politiku prostredníctvom trhov orientovaných nástrojoch vytvorených s cieľom ovplyvňovať krátkodobé úrokové miery. Vzhľadom na to, že centrálné banky majú výhradné právo ponúkať likviditu na dennej báze za cenu, ktorú si samé zvolia (oficiálne sadzby centrálnej banky), existuje predpoklad, že zmeny týchto sadzieb sa prenesú a ovplyvnia tak širokú škálu krátkodobých sadzieb peňažného trhu, ako aj úrokov stanovených bankami a stavebnými sporiteľňami na bankové produkty. Kvôli menovej kontrole je žiaduce, aby oficiálne sadzby centrálnej banky boli úzko nasledované zmenami sadzieb na strane ponuky, na strane finančných sprostredkovateľov (Hoffmann a Mizen, 2004). Aj keď súčasná prax menovej politiky obvykle nepracuje iba s jedným transmisným kanálom (Brůna a Korbel, 2013), úspešná stabilizačná úloha menovej politiky implicitne predpokladá, že veľkosť úrokovej marže bánk je pozitívne korelovaná s mierou reštrikcií menovej politiky. Goodfried (1991) tvrdí, že oficiálna sadzba je akousi pákou, ktorá pôsobí prostredníctvom krátkodobých sadzieb na tie dlhodobé, ktoré majú významnejší vplyv na agregátny dopyt. Ak sú kroky

* Valéria Halamová (halamova.valeria@gmail.com); Kristína Kočišová (Kristina.Kocisova@tuke.sk), Technická univerzita v Košiciach, Ekonomická fakulta.
Príspevok vznikol v rámci riešenia grantovej úlohy VEGA č. 1/0794/18.

menovej politiky účinné, potom sa zmeny oficiálnej sadzby úplne prenesú do trhových a klientskych sadzieb v priebehu pomerne krátkeho obdobia. Ekonomický výskum zakladá posudzovanie vzťahu medzi bankovou a medzibankovou sadzbou na analýze premietania (transmisie), ktorá sa prioritne zameriava na úplnosť dlhodobého premietania, krátkodobú rýchlosť, a stupeň heterogenity v premietaní medzi analyzovanými krajinami a kategóriami úrokových mier. Proces premietania (prenosu, transmisie) úrokových sadzieb môžeme definovať ako prenos zmien úrokových sadzieb centrálnej banky do medzibankových sadzieb, klientskych sadzieb a následne do reálnej ekonomiky.

Úrokové miery ako jeden z kľúčových faktorov transmisného mechanizmu menovej politiky predstavujú významný nástroj plnenia jej cieľov (najmä udržiavania cenovej stability). Tento príspevok prináša komplexný súhrn teoretických východísk ako aj posúdenie úrokového kanála transmisného mechanizmu na Slovensku. Základným cieľom je posúdiť efektívnosť pôsobenia úrokového kanálu menovej politiky, konkrétne zhodnotenie rozsahu a rýchlosti transmisie zmien medzibankových úrokových sadzieb do klientskych úrokových sadzieb na vkladové a úverové produkty prostredníctvom formulácie modelu s korekčným členom (ECM). Analýza môže slúžiť ako podklad pre rozhodovanie sa ekonomických subjektov, napr. z hľadiska dlhodobých kontraktov, či hraničných nákladov firiem, ako aj pre rozhodovanie sa centrálnej banky pri nastavovaní kľúčových sadzieb. Slovensko sme na testovanie zvolili preto, lebo problematika premietania úrokových mier bola vo vedeckých štúdiách skúmaná prevažne pre krajiny strednej Európy ako celku, teda zameranie na samotné Slovensko bolo minimálne.

Prvá časť poskytuje prehľad relevantnej literatúry, ktorý má čitateľovi poskytnúť pohľad na východiská, prístupy a metódy testovania vzájomného vzťahu úrokových mier. Druhá časť prezentuje aplikovanú metodológiu a charakterizuje použité údaje. V tretej, analytickej časti sa zameriame na posúdenie vzťahu medzi vývojom na medzibankovom a bankovom trhu, nakoľko tento vzťah je významným aspektom transmisného mechanizmu. Hlavným zámerom je zhodnotiť efektívnosť a stabilitu úrokového kanála transmisného mechanizmu, ako aj porovnať závery našej analýzy so závermi spracovaných štúdií, a tak posúdiť všeobecné mechanizmy premietania. Použitím vhodnej metodiky chceme overiť či prispôsobovanie bankových úrokových mier tým medzibankovým prebieha s určitým omeškaním, otestovať úplnosť prenosu, porovnať výšku konečného premietania vzhľadom na dohodnutú splatnosť vkladov a začiatočnú fixáciu úverov a porovnať efektívnosť prenosu medzi segmentmi domácností a nefinančných spoločností. Vychádzajúc z metodiky využívanej v štúdiách viacerých autorov (de Bondt, 2002; Weth, 2002; Kok, Sorensen a Werner 2006) sa zameriame na proces transmisie medzi úrokovými mierami bez zohľadnenia vplyvu ďalších determinantov, ktoré by mohli ovplyvniť dynamiku prispôsobovania sa klientskych úrokových sadzieb.

1. Prehľad vybraných štúdií analyzujúcich transmisný kanál úrokových sadzieb

Úrokový kanál transmisného mechanizmu menovej politiky považuje mnoho autorov (Borio a Fitz 1995, Bernanke a Gertler 1995, Mishkin 1996, Giginridhbilli 2011) za najvýznamnejší, nakoľko predstavuje kritické spojenie medzi rozhodnutím menovej

politiky a cieľenou premennou. V kontexte tradičného ponímania je úrokový transmisný mechanizmus kľúčovým prepojením medzi menovou politikou a reálnou ekonomikou vo väčšine krajín fungujúcich v režime inflačného cieľenia (Stanová 2016, Siničáková a Gavurová, 2017). Zmenami úrokovej sadzby centrálna banka v prvej fáze ovplyvňuje krátkodobé úrokové miery na medzibankovom trhu a dlhodobé trhové úrokové miery. V druhej fáze zmeny trhových, medzibankových úrokových sadzieb podnietia zmeny v klientských úrokových sadzbách ponúkaných bankami na vkladové a úverové produkty, čím ovplyvňujú rozhodnutia ekonomických subjektov o spotrebe a investíciách v danej ekonomike. Rýchlosť či úplnosť tohto prenosu zmien úrokových sadzieb centrálnej banky do reálnej ekonomiky však závisí aj od ďalších faktorov, ktoré často nepatria pod priamu kontrolu menovej politiky.

Veľké množstvo štúdií poukazuje na rozdiely v kvalite a rýchlosti premietania medzi úrokovými sadzbami v jednotlivých krajinách. Napríklad Cottarelli a kol. (1995), Toolsema a kol. (2001), Heinemann a Schüller (2002), Kot (2004), Sander a Kleimeier (2006); Gambacorta (2008), Bistriceanu (2009), Bernhofer a Van Treeck (2013), a Stanová (2016) zistili, že vo vybraných krajinách Európskej únie bola rýchlosť prispôsobenia pomerne nízka a kvalita prenosu bola v prípade dlhodobých alebo krátkodobých sadzieb neúplná. Na druhej strane výsledky štúdií (de Bondt, 2002; Wróbel a Pawlowska, 2002; Horváth a kol., 2004; de Graeve a kol., 2004; Horváth a Podpiera, 2012 a Havranek a kol., 2016) poukazujú na vysokú rýchlosť prispôsobenia a takmer úplné premietanie v kratšom časovom období. Realizované štúdie sa okrem dosiahnutých výsledkov líšia aj v použitých údajoch a metódach. Kým väčšina štúdií využíva agregované úrokové miery platné vo vybraných krajinách (Toolsema a kol., 2001; de Bondt, 2002; Heinemann a Schüller 2002; Wróbel a Pawlowska, 2002; Kot, 2004; Sander a Kleimeier, 2006; Bistriceanu, 2009; Heryán a Stavárek, 2010; Stanová 2016), existujú aj také, ktoré sú založené na využití údajov aj na úrovni bánk (Cottarelli a kol. 1995; Weth, 2002; Horváth a kol. 2004; de Graeve a kol., 2004; Gambacorta, 2008; Horváth a Podpiera, 2012; Havranek a kol., 2016). Z hľadiska použitej metodológie autori najčastejšie využívajú jednorovnicový ECM model (Toolsema a kol. 2001; de Bondt, 2002; Heinemann a Schüller, 2002; Weth, 2002; Wróbel a Pawlowska, 2002; Horváth a kol., 2004; Kot, 2004; Sander a Kleimeier, 2006; Gambacorta, 2008; Bistriceanu, 2009; Stanová 2016), alebo Pedroniho (1999) panelové kointegračné testy (de Graeve a kol. 2004; Kok Sorensen a Werner, 2006; Horváth a Podpiera 2012; Havranek a kol., 2016). V porovnaní s tradične uplatňovanou metodológiou hodnotili Belke a kol., (2013) transmisný mechanizmus s novej perspektívy, berúc ohľad na možné nelineárne premietanie. Autori testovali dlhodobý vzťah, analyzovali prispôbovanie a krátkodobú dynamiku, na základe rôznych vzorov nelinearity, konkrétne LSTR (logistic smooth transition regression) a ESTR (exponential smooth transition regression) model. Problematika novej nelinearity v premietaní bola analyzovaná aj v práci Araca a Yalty (2015), pričom pre predpoklad nelinearity uvádzajú niekoľko možných dôvodov: efekt transakčných nákladov, riziková prémie meniac sa v čase, zmena režimu (režim vysokých úrokových sadzieb verzus režim nízkych úrokových sadzieb), štrukturálne zmeny menovej politiky, rozdiely v dobách splatností, vplyv finančnej krízy a pod.

Zatiaľ čo pôvodné štúdie sa v prevažnej miere venovali skúmaniu kvality a rýchlosti prenosu medzi úrokovými sadzbami, v poslednom období sa autori venujú aj skúmaniu determinantov, ktoré kvalitu a rýchlosť premietania môžu ovplyvniť. Jednou z prvých štúdií faktorov premietania je práca Cottarelliho a Kourelisa (1994), ktorí hovoria, že vyššia inflácia, vyššia mobilita kapitálu a rozvinutosť peňažného trhu spôsobujú silnejšie premietanie. Podobné závery prináša aj práca Mojona (2000). Na druhej strane Gigineishvili (2011) poukazuje na negatívne faktory premietania: volatilita trhu, nadbytočná likvidita, nadbytočný kapitál, rigidita financovania, úrokové riziko, prevádzkové náklady a pod. Rovnako aj Kok Sorensen a Werner (2006) vysvetľujú vysoký stupeň heterogenity v premietaní medzi krajinami prostredníctvom rôznych makroekonomických a finančných indikátorov (koncentrácia na trhu, kreditné riziko, riziko úrokovej miery, prebytok bankovej likvidity, dopyt po úveroch a pod.), ktoré samotné majú rozdielne rýchlosti prispôbení na individuálne impulzy. Bistriceanu (2009) vychádzal z faktu, že úroky na medzibankovom trhu sú hlavným determinantom sadzieb ponúkaných bankami na vklady a na úvery, a to domácnostiam, ako aj nefinančným spoločnostiam. Vo svojej analýze vypočítaval požadovaný čas, ktorý je potrebný na to, aby bolo dosiahnuté absolútne prepojenie medzi bankovými a medzibankovými sadzbami. Hlavným dôvodom omeškania prenosu bola nižšia hodnota obratu na medzibankovom peňažnom trhu, vysoká volatilita medzibankovej úrokovej sadzby, vysoký stupeň koncentrácie, a transfer kreditného rizika na úrokové miery na úvery pre zákazníkov prostredníctvom úrovej maže. Bernhofer a Van Treeck (2013) skúmali, či integrácia finančných trhov vedie k harmonizácii úrokov, k zvyšovaniu alokácie kapitálu a k finančnej stabilite. V kontexte vytvárania eurozóny je táto otázka dôležitá kvôli optimalizácii efektivity transmisného mechanizmu menovej politiky. Výsledky analýzy poukázali na fakt, že efektívnosť premietania sa nezlepšila, dokonca v niektorých kategóriách sa po založení eurozóny zhoršila. Vzhľadom na to, že rastúca finančná integrácia a deregulácia nevedli k zníženiu pozorovanej stagnácie a heterogenity premietania medzi krajinami, autori považujú za nepravdepodobné, že by ďalšie kroky v tomto smere mohli viesť k zvýšeniu efektivity transmisného mechanizmu menovej politiky.

Problematike transmisie zmien kľúčových sadzieb Národnej banky Slovenska (NBS), neskôr Európskej centrálnej banky (ECB), do klientskych úrokových sadzieb z úverov a vkladov na Slovensku je venovaná iba malá pozornosť. Čársky a Trajlinková (2007) využili ECM model na analýzu mesačných údajov v období od roku 2000 do roku 2005 na overenie predpokladu, že dlhodobá elasticita prenosu kľúčových sadzieb NBS do priemerných sadzieb z úverov a vkladov je jednotková. Odhadnutá dlhodobá elasticita naznačila relatívne významný vplyv kľúčovej sadzby NBS na úrokové sadzby z úverov podnikom a na úrokové sadzby z vkladov v sektore podnikov aj obyvateľov, nepotvrdila však predpoklad jednotkovej elasticity. Pohľad na štruktúru celej problematiky však naznačil rastúcu schopnosť menovej politiky ovplyvňovať reálnu ekonomiku v danom období. Po vstupe Slovenska do eurozóny bola problematika premietania medzi úrokovými mierami analyzovaná v štúdií Beka (2014). Aplikovaním ECM modelu na mesačné údaje o vývoji úrokových sadzieb v rokoch 2004–2012 zistil, že zmeny v trhovách úrokových sadzbách sa relatívne pružne premietli do klientskych sadzieb. Banky na Slovensku

premietali zmeny v kľúčových sadzbách pomerne pružne a s plnou intenzitou, pričom v roku 2012 bolo premietanie najvýraznejšie zo všetkých krajín eurozóny, kde intenzita poklesu klientskych sadzieb bola vyššia ako pokles kľúčovej sadzby. To bolo podľa Beka (2014) ovplyvnené nedostatkom lacných zdrojov (vkladov), vysokou kapitálovou primeranosťou slovenského bankového sektora, rastom ekonomiky na Slovensku (v porovnaní s eurozónou, ktorá sa nachádzala v recesii).

2. Použitá metodológia a charakteristika analyzovaných údajov

Na základe spracovaného prehľadu literatúry môžeme konštatovať, že vzťah medzi vývojom sadzieb na medzibankovom a bankovom trhu je pomerne rozsiahlou témou, ktorá zahŕňa široké spektrum možností testovania. Pre účely príspevku sme ako východisko testovania zvolili nasledovné predpoklady vychádzajúce zo štúdií uvedených v prvej kapitole:

- K prispôsobovaniu bankových sadzieb tým medzibankovým dochádza s určitým omeškaním, nie okamžite.
- Premietanie medzibankových sadzieb do bankových nie je v sledovanom období úplné.
- Vyššie konečné premietanie dosahujú úroky na vklady s dlhšou dohodnutou splatnosťou a na úvery s dlhšou začiatočnou dobou fixácie.
- Významnejšie premietanie je v prípade úverov.
- Celkové vyššie premietnutie je v segmente nefinančných spoločností.

Na testovanie uvedených predpokladov sme zvolili jednorovnicový model s korekčným členom. Samotné testovanie bolo vykonané v programoch R a EViews. Predmetom testovania boli mesačné údaje o vývoji sadzieb na medzibankovom a bankovom trhu v období od septembra 2004 do novembra 2016. Úlohu úrokových sadzieb na slovenskom medzibankovom trhu plnili do konca roku 2008 úroková miera BRIBOR (Bratislava interbank offered rate) a SKONIA (Slovak overnight index average), následne od roku 2009 túto úlohu plnia EURIBOR (Euro interbank offered rate) a EONIA (Euro overnight index average). Na analýzu dlhodobého premietania sme na základe preštudovanej literatúry doplnili súbor údajov medzibankových sadzieb o výnos dvojročných, päťročných a desaťročných vládnych dlhopisov. Úrokové miery na bankovom trhu reprezentujú úroky na vklady a úvery viazané na nové obchody. Opierajúc sa o práce aj iných autorov (Bistriceanu, 2009; Belke a kol., 2013) sme sa túto skupinu údajov rozhodli zvoliť vzhľadom na predpoklad, že zmena kľúčových sadzieb a následné prispôbenie sa medzibankových sadzieb, sa zvyčajne najprv premietne do úrokov na nové vklady a úvery. Údaje o klientskych úrokových sadzbách na vkladové a úverové produkty podliehajú klasifikácii uplatňovanej NBS, podľa ktorej sa klienti klasifikujú do dvoch kľúčových segmentov, a to domácnosti a nefinančné spoločnosti. Jednotlivé sadzby uplatňované v obchodovaní medzi komerčnými bankami a klientmi sú ďalej klasifikované v prípade vkladov podľa dohodnutej splatnosti, alebo výpovednej lehoty, a v prípade úverov podľa začiatočnej doby fixácie. Zoznam všetkých úrokových sadzieb, ktoré boli predmetom testovania, zachytáva tabuľka 1.

Tabuľka 1 | Prehľad analyzovaných úrokových sadzieb

Trh	Názov úrokovej sadzby	Skratka
Úrokové sadzby na medzi-bankovom trhu	EONIA, resp. do roku 2008 SKONIA	EONIA
	EURIBOR, resp. do roku 2008 BRIBOR s trojmesačnou splatnosťou	E_3M
	EURIBOR, resp. do roku 2008 BRIBOR so šesťmesačnou splatnosťou	E_6M
	Výnos dvojročných vládnych dlhopisov	B_2Y
	Výnos päťročných vládnych dlhopisov	B_5Y
	Výnos desaťročných vládnych dlhopisov	B_10Y
Úrokové sadzby na banko-vom trhu – vklady	Vklady domácností splatné na požiadanie	d_poz
	Vklady domácností s dohodnutou splatnosťou do 1 roka	d_spl_do1r
	Vklady domácností s dohodnutou splatnosťou nad 1 rok a do 2 rokov	d_spl_1az2r
	Vklady domácností s dohodnutou splatnosťou nad 2 roky	d_spl_nad2r
	Vklady domácností s výpovednou lehotou do 3 mesiacov	d_vyp_do3m
	Vklady domácností s výpovednou lehotou nad 3 mesiace	d_vyp_nad3m
	Vklady nefinančných spoločností splatné na požiadanie	ns_poz
	Vklady nefinančných spoločností s dohodnutou splatnosťou do 1 roka	ns_spl_do1r
Úrokové sadzby na banko-vom trhu – úvery	Úvery pre domácnosti – prečerpanie bežného účtu	d_prec
	Spotrebiteľské úvery pre domácnosti so začiatočnou dobou fixácie do 1 roka	d_s_do1r
	Spotrebiteľské úvery pre domácnosti so začiatočnou dobou fixácie od 1 roka do 5 rokov	d_s_1az5r
	Spotrebiteľské úvery pre domácnosti so začiatočnou dobou fixácie nad 5 rokov	d_s_nad5r
	Úvery na bývanie pre domácnosti so začiatočnou dobou fixácie do 1 roka	d_b_do1r
	Úvery na bývanie pre domácnosti so začiatočnou dobou fixácie od 1 roka do 5 rokov	d_b_1az5r
	Úvery na bývanie pre domácnosti so začiatočnou dobou fixácie od 5 rokov do 10 rokov	d_b_5az10r
	Úvery na bývanie pre domácnosti so začiatočnou dobou fixácie nad 10 rokov	d_b_nad10r
	Ostatné úvery pre domácnosti so začiatočnou dobou fixácie od 1 do 5 rokov	d_o_1az5r
	Úvery pre nefinančné spoločnosti – prečerpanie bežného účtu	ns_prec
	Úvery pre nefinančné spoločnosti do 1 mil. EUR so začiatočnou dobou fixácie do 1 roka	ns_do1m_do1r
	Úvery pre nefinančné spoločnosti do 1 mil. EUR so začiatočnou dobou fixácie od 1 roka do 5 rokov	ns_do1m_1az5r
	Úvery pre nefinančné spoločnosti do 1 mil. EUR so začiatočnou dobou fixácie nad 5 rokov	ns_do1m_nad5r
	Úvery pre nefinančné spoločnosti nad 1 mil. EUR so začiatočnou dobou fixácie do 1 roka	ns_nad1m_do1r

Zdroj: vlastné spracovanie

Modelovanie je zamerané na analýzu funkčného vzťahu vždy práve dvoch sadziieb, jednej bankovej a príslušnej medzibankovej s využitím lineárnych regresných modelov po splnení podmienok stacionarity časových radov. Výber bankových a zodpovedajúcich trhových sadziieb do modelov je postavený na analýze korelačných vzťahov v kombinácii s výberom na základe porovnateľnej splatnosti, pričom, na základe preštudovanej literatúry, za dominantný faktor rozhodovania bola zvolená porovnateľná splatnosť. Ďalším aspektom, ktorý musí byť zohľadnený pri konštrukcii modelu, je zahrnutie krátkodobého aj dlhodobého vývoja, a to aplikáciou kointegračných modelov s korekčným členom. V tomto prípade je vhodné využiť modely vektorovej autoregresie (VAR), ktoré zabezpečujú prepojenie jednotlivých skúmaných radov ako závislosť od navzájom posunutých hodnôt, čím zabezpečia dôkladnú previazanosť analyzovaných radov. Sú špecifickým prípadom viacrovnicového modelu, v ktorom každá vysvetľovaná premenná závisí od vlastných oneskorených hodnôt a od oneskorených hodnôt všetkých do modelu zahrnutých premenných. Na testovanie stacionarity sme použili rozšírený Dickeyov-Fullerov test (ADF test), ktorý zohľadňuje možnosť autokorelácie náhodnej chyby pridaním dodatočných oneskorených hodnôt závislej premennej. Ako však tvrdia Nkoro a Uko (2016), stacionaritu nemožno potvrdiť len na základe ADF testu, pretože nemá dostatočnú silu. Je nevyhnutné výsledok overiť, napr. testom stacionarity od Kwiatkowskeho a kol. (1992) (KPSS test). V prípade, že výsledky nepotvrdzujú rovnaký záver, je na autorovi, ku ktorému výsledku sa prikloní, vzhľadom na samotný predmet analýzy. Ak sa potvrdí nestacionarita časových radov a úrokové miery sú rovnako integrované rádu 1 alebo viac, nie je možné aplikovať klasické regresné metódy a je potrebné zaviesť štatistické testy kointegrácie. Kointegrácia predstavuje vzťah dlhodobej rovnováhy a konkrétne testy overujú konvergenciu k istej dlhodobej rovnováhe. Pri testovaní kointegrácie a neskôr aj pri testovaní modelu, je dôležitá informácia o časovom oneskorení. Samotná analýza prítomnosti kointegračného vzťahu je na dĺžku oneskorenia pomerne citlivá. Výber vhodného časového oneskorenia realizujeme prostredníctvom Schwarzovho informačného kritéria (SIC). Na overenie modelu sme použili štandardné postupy testovania normality reziduí, ich autokorelácie a heteroskedasticity. Testovali sme aj multikolinearitu, ktorá vykazovala priaznivé hodnoty inflačného faktora rozptylu (VIF) menej ako 3. Normalita bola testovaná Jarqueovým-Berovým testom normality (JB test), autokorelácia Breuschovým-Godfreyovým všeobecným testom autokorelácie (LM test), a heteroskedasticita Whiteovým testom. V prípade nepriaznivých výsledkov boli modely štandardizované tzv. Whiteovým (1980) korekciou. Takisto sme zahrnuli testovanie štatistickej významnosti modelu ako celku (F štatistika). Na testovanie prítomnosti kointegračného vzťahu sme použili Johansenovu (1988) metodiku postavenú na odhade VAR objektu, pričom sme definovali lineárny trend v kointegračnej rovnici. V prípade, že sa kointegračný vzťah potvrdil, bol počet kointegrujúcich vektorov určený na základe štatistiky stopy a štatistiky maxima charakteristických hodnôt.

Zo samotnej podstaty prenosu úrokových mier a zodpovedajúceho úrokového kanála transmisného mechanizmu predpokladáme, že ide o kauzalitu od medzibankových ku klientskym úrokovým mieram. Všeobecný jednorovnicový model s korekčným členom,

ktorý použijeme na testovanie konečného premietania, rýchlosti prispôsobenia, ako aj okamžitého premietania môžeme zapísať v nasledovnom tvare:

$$\Delta b_{i,t} = \varphi_i + \gamma(b_{i,t-1} - \beta m_{t-1}) + \alpha \Delta m_t + \sum_{j=1}^l \theta_j \Delta b_{i,t-j} + \sum_{j=1}^l \rho_j \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

kde: b_i je banková úroková miera [% p. a.], m je príslušná medzibanková (trhová) úroková miera [% p. a.], t predstavuje okamih časového radu, l predstavuje počet časových oneskorení modelu (v mesiacoch), φ_i je konštanta, ktorá zahŕňa špecifický bankový efekt, ktorý nie je zahrnutý vo vstupných dátach, ale môže byť vplyv na stanovenie ceny v banke, γ predstavuje rýchlosť prispôsobenia, β predstavuje konečné premietanie, α je okamžité premietanie, θ_j predstavuje koeficienty zmien bankovej úrokovej miery v predchádzajúcich obdobiach, ide o krátkodobé dynamiky navrhnuté tak, aby sa vyhlo chybám v dôsledku autokorelácie, ρ_j predstavuje koeficienty zmien medzibankovej úrokovej miery v predchádzajúcich obdobiach, ide o krátkodobé dynamiky navrhnuté tak, aby sa vyhlo chybám v dôsledku autokorelácie, a ε_t predstavuje náhodnú zložku.

Modelu (1) vyjadruje závislosť mesačnej zmeny bankovej úrokovej miery v čase t od jej zmien v predchádzajúcich obdobiach podľa zvoleného oneskorenia, od zmeny príslušnej medzibankovej úrokovej miery v čase t ako odrazu zmien v menovej politike, od zmien medzibankovej úrokovej miery v predchádzajúcich obdobiach a od korekčného člena. Ten odráža rozsah, v ktorom sa banková úroková miera odklonila od svojej dlhodobej rovnováhy s medzibankovou v predchádzajúcom období (Andries a Billon, 2016).

Kľúčové posúdenie výsledkov modelu podľa Holtona a Rodrigueza D'Acriho (2015) zahŕňa analýzu troch koeficientov. Prvým je γ , ktorá predstavuje rýchlosť prispôsobenia a hovorí o tom, ako rýchlo je banka schopná prispôbiť úrokovú mieru v prípade, že jej úroveň nedosahuje rovnovážny vzťah s medzibankovou úrokovou mierou. V princípe ide o percento chyby, ktoré je v modeli upravené v nasledujúcom období. Toto číslo má byť negatívne a štatisticky významné, ak existuje vzťah dlhodobej kauzality a zamietame nulovú hypotézu o neexistencii dlhodobého vzťahu. Platí, že čím je toto číslo nižšie, tým je prispôbenie rýchlejšie. Ďalším koeficientom je β , ktorá vyjadruje konečné premietanie. V prípade, že premietanie je úplné a všetky zmeny medzibankovej úrokovej miery sú prenesené do bankovej úrokovej miery, je hodnota koeficientu rovná jednej. Tretím významným koeficientom je α , ktorá vyjadruje okamžité premietanie. Vyjadruje okamžitú reakciu bankovej úrokovej miery na zmeny v medzibankovej úrokovej miere v čase t .

3. Empirické výsledky a diskusia

Pre analýzu vývoja úrokovej miery na bankovom a medzibankovom trhu je najprv potrebné uviesť základné pravidlá fungovania týchto trhov. Vo všeobecnosti platí, že vývoj medzibankových sadzieb je viazaný na kľúčové sadzby určované centrálnou bankou. Tá pri ich určovaní vychádza zo svojho primárneho cieľa, čo je v prípade ECB udržiavanie cenovej stability. Ak sa centrálna banka rozhodne zvýšiť úrokovú mieru, naznačuje snahu stlmiť možné inflačné tlaky. Komerčné banky potom reagujú na pohyb sadzieb na medzibankovom trhu, čo sa premietne najmä v úrokových aktívnych aj pasívnych

obchodoch voči retailovým klientom a nefinančným spoločnostiam. Zvýšenie úrokov povedie zo strany klientov k zvýšeniu nákladov na úvery, čo sa prejaví v zníženom objeme poskytnutých úverov v ekonomike. Domácnosti aj podniky znížia svoju spotrebu a tým v konečnom dôsledku dôjde k zníženiu inflácie. Na druhej strane, ak centrálna banka zníži kľúčové sadzby, vytvára priestor pre oživenie ekonomiky. Nižšie sadzby sa premietnu do zníženia úrokových nákladov klientov na úvery, čo zvýši dopyt po úveroch v ekonomike. Spotreba a investície by mali následne rásť, čo by malo viesť k zvyšovaniu ekonomického rastu (Jančík, 2010).

V čase finančnej krízy však štandardné nástroje menovej politiky nepostačovali na dosiahnutie primárneho cieľa. V snahe doplniť likviditu do systému, ECB začala využívať aj neštandardné nástroje. Okrem neobmedzeného množstva pridelovania prostriedkov prostredníctvom tendrov, predĺžila splatnosť dlhodobějších refinančných operácií, a znížila nárok na kolaterál, ktorý bol akceptovaný ako protihodnota pri refinančných operáciách, čím umožnila bankám refinancovať pohľadávky, ktoré sa v dôsledku krízy stali ťažko obchodovateľnými. Tieto operácie viedli k neustálemu nárastu nadmernej likvidity v eurozóne, ako aj k zmenám vo vývoji úrokových sadzieb na medzibankovom trhu. Kým v počiatkoch využívania neštandardných nástrojov bola reakcia medzibankových sadzieb výraznejšia, pri následných výraznejších objemoch dodania likvidity sa rozpätie medzi úrokovou mierou EONIA a úrokovou mierou pre hlavné refinančné operácie ECB stalo menej citlivejším na vývoj prebytočnej likvidity. Rovnaký trend môžeme vidieť aj v prípade ostatných medzibankových úrokových sadzieb. Práve hodnoty medzibankových úrokových sadzieb predstavujú referenčné hodnoty pre úrokové sadzby viacerých bankových produktov. Napríklad pri stanovení úrokovej sadzby z úveru je zohľadňovaná hodnota medzibankovej sadzby pre príslušné obdobie ako aj riziková prirážka, ktorá zachytáva riziko z financovania konkrétneho klienta a konkrétneho úverového prípadu. V čase krízy výška rizikovej prirážky výrazne narástla, čo mohlo viesť k spomaleniu a neúplnosti prenosu poklesu medzibankových sadzieb do klientskych úrokových sadzieb pre úverové produkty najmä nefinančných spoločností.

Vývoj úrokových sadzieb ECB a medzibankových sadzieb ovplyvňuje aj výšku klientskych sadzieb na vkladové produkty. Výška výnosov z medzibankových obchodov by sa mala premietnuť aj do výnosov klientov, ktoré predstavujú odmenu pre klienta za vzdanie sa možnosti disponovať finančnými prostriedkami na určité časové obdobie. V prípade, že by takýto výnos nebol adekvátny, úrokové sadzby na vklady by boli v porovnaní s úrokovými výnosmi iných porovnateľných aktív nižšie, čo by mohlo spôsobiť, že klienti by hľadali alternatívnu formu investovania prostriedkov na iných trhoch, čím by komerčné banky prišli o značnú časť svojich zdrojov. V porovnaní s alternatívami investíciami na finančnom trhu, akými sú napr. bankové dlhopisy, hypotekárne záložné listy, alebo iné kolaterizované alebo nekolaterizované úročiteľné cenné papiere, však investícia do vkladových produktov bánk prináša výhodu v podobe ochrany vkladov (Fond ochrany vkladov). Výška vytváraných odvodov do tohto fondu však do určitej miery môže ovplyvňovať proces premietania medzibankových úrokových sadzieb do klientskych sadzieb na vkladové produkty, pričom rastúca hodnota odvodu môže proces premietania spomaliť.

Tabuľka 2 | Kointegračný test a overenie správnosti modelu

Premenná	Trhová úroková miera	Kointegračný test	F štatistika	JB test	LM test	Whiteov test
Vklady na Slovensku						
		p	p	p	p	p
d_vyp_do3m	E_3M	0,000***	0,000***	0,000***	0,300	0,947
d_spl_nad2r	B_10Y	0,022**	0,000***	0,000***	0,646	0,192
ns_spl_do1r	EONIA	0,024**	0,000***	0,000***	0,201	0,025**
d_spl_do1r	EONIA	0,044**	0,000***	0,002***	0,411	0,325
ns_poz	EONIA	0,067*	0,000***	0,000***	0,930	0,092*
d_spl_1az2r	B_2Y	0,072*	0,000***	0,000***	0,189	0,022**
d_vyp_nad3m	E_3M	0,153	Pre dané úrokové miery neexistuje kointegračný vzťah.			
d_poz	EONIA	0,329	Pre dané úrokové miery neexistuje kointegračný vzťah.			
Úvery na Slovensku						
		p	p	p	p	p
ns_prec	EONIA	0,000***	0,000***	0,000***	0,129	0,000***
ns_nad1m_do1r	E_3M	0,001***	0,000***	0,051	0,071*	0,984
d_b_1az5r	B_2Y	0,012**	0,002***	0,000***	0,815	0,036**
ns_do1m_nad5r	B_5Y	0,013**	0,000***	0,000***	0,860	0,084*
d_b_nad10r	B_10Y	0,028**	0,000***	0,000***	0,480	0,553
d_b_5az 10r	B_10Y	0,030**	0,001***	0,000***	0,292	0,145
d_prec	EONIA	0,058*	0,000***	0,000***	0,220	0,119
d_s_1az5r	B_5Y	0,065*	0,000***	0,000***	0,414	0,960
ns_do1m_do1r	E_3M	0,066*	0,000***	0,000***	0,163	0,051*
ns_do1m_1az5r	B_2Y	0,144	Pre dané úrokové miery neexistuje kointegračný vzťah.			
d_o_1az5r	B_2Y	0,266	Pre dané úrokové miery neexistuje kointegračný vzťah.			
d_b_do1r	EONIA	0,396	Pre dané úrokové miery neexistuje kointegračný vzťah.			
d_s_nad5r	B_5Y	0,766	Pre dané úrokové miery neexistuje kointegračný vzťah.			
d_s_do1r	E_6M	0,848	Pre dané úrokové miery neexistuje kointegračný vzťah.			

Poznámka: Kód významnosti (*) 0,1 (**) 0,05 (***) 0,01. Použité skratky úrokových sadzieb viď tabuľka 1.

Zdroj: vlastné spracovanie

Vzhľadom na uvedené skutočnosti sme sa rozhodli skúmať problematikou premie-
tania medzibankových úrokových sadzieb do klientskych sadzieb ponúkaných bankami
v podmienkach Slovenskej republiky v období 2004–2016. V prvom kroku bolo potrebné
testovať stacionaritu časových radov na úrovni pôvodných údajov, ako aj na úrovni
prvých diferencií s využitím ADF testu, ako aj KPSS testu. Časové rady, ktoré vyká-
zali nestacionaritu na úrovni údajov a na úrovni prvých diferencií výsledky potvrdili, že
pôvodné časové rady sú integrované rádu 1, boli predmetom ďalšieho testovania. Prís-
lušné oneskorenia boli zvolené na základe SIC. Výsledky testu kointegrácie ako aj overe-
nie správnosti jednotlivých modelov zobrazuje tabuľka 2.

Tabuľka 3 | Výsledky ECM

Premenná	Okamžité premie- tanie	Konečné premie- tanie	Rýchlosť prispôso- benia	Korig. R ²	Kor. koef.	Počet onesko- rení	Koef. efekt. pre- mietania
Vklady na Slovensku							
d_vyp_do3m	0,152***	0,205***	−0,081*	0,270	0,872	2	−0,017
d_spl_nad2r	−0,224	0,351***	−0,284***	0,216	0,556	2	−0,100
ns_spl_do1r	0,448***	0,907***	−0,326***	0,676	0,988	4	−0,296
d_spl_do1r	0,295***	0,386***	−0,173***	0,296	0,837	3	−0,067
ns_poz	0,285***	0,282***	−0,551***	0,616	0,955	6	−0,155
d_spl_1az2r	0,083*	0,447***	−0,150***	0,114	0,771	1	−0,067
Úvery na Slovensku							
ns_prec	0,333***	0,857***	−0,235***	0,501	0,983	1	−0,201
ns_nad1m_do1r	1,234***	0,685***	−0,468***	0,457	0,959	3	−0,321
d_b_1az5r	0,048*	0,796***	−0,090***	0,087	0,925	1	−0,072
ns_do1m_nad5r	0,091	0,710***	−0,429***	0,389	0,878	3	−0,305
d_b_nad10r	−0,044	1,285***	−0,111**	0,209	0,793	2	−0,143
d_b_5az 10r	0,102	0,914***	−0,183***	0,095	0,780	1	−0,167
d_prec	0,127***	0,331**	−0,045***	0,248	−0,22	3	−0,015
d_s_1az5r	0,318*	0,649***	−0,218***	0,109	0,775	1	−0,141
ns_do1m_do1r	0,824***	0,538***	−0,234***	0,348	0,942	2	−0,126

Poznámka: Kód významnosti (*) 0,1 (**) 0,05 (***) 0,01. Použité skratky úrokových sadzieb viď tabuľka 1.

Zdroj: vlastné spracovanie

Nulovú hypotézu o neprítomnosti kointegračného vzťahu sme pre Slovensko nezmietli v siedmich prípadoch, z ktorých dva boli v oblasti vkladov a päť v oblasti úverov. Na základe overenia správnosti jednotlivých modelov môžeme vidieť, že všetky modely boli štatisticky významné. V prípade problému autokorelácie alebo heteroskedasticity reziduí sme vykonali korekciu uvedenú v metodológii. Tá odstránila chyby a prispôbila štatistickú významnosť koeficientov. Takto postavené modely vyhovovali podmienkam ekonometrického modelovania. Vo všetkých potvrdených prípadoch kointegrácie bol identifikovaný práve jeden kointegrujúci vektor, čo znamená práve jeden kointegračný vzťah, v smere od medzibankovej k bankovej úrokovej miere. Následne sme pristúpili k modelovaniu prostredníctvom ECM. Spolu bolo testovaných 15 rovníc pre posúdenie vzťahu medzi bankovou a medzibankovou sadzbou na Slovensku. Bol využitý vyššie definovaný model (1), pričom vstupné údaje boli zvolené na základe kategorizácie používanej NBS. Výsledky modelov a hodnoty základných koeficientov špecifikovaných vyššie sú uvedené v tabuľke 3.

Na základe vypočítaných hodnôt môžeme zhodnotiť vzťah medzi bankovými a medzibankovými sadzbami, pričom analýza je prioritne zameraná na konečné premietanie, rýchlosť prispôsobenia (analyzovaná ako absolútna hodnota vypočítaného koeficientu) a okamžitého premietania.

Vklady domácností na požiadanie sú v súčasnosti najčastejšie využívaním vkladovým produktom domácností (v roku 2016 dosahoval podiel vkladov splatných na požiadanie na celkových vkladoch hodnotu 56 %), ktorý je úročený veľmi nízkymi úrokovými sadzbami meniacimi sa iba sporadicky. Počas sledovaného obdobia došlo k poklesu tejto úrokovej miery z 0,76 % na 0,12 % p.a., zatiaľ čo medzibanková úroková miera EONIA poklesla z 2,1 % na -0,35 % p.a. Môžeme vidieť, že ani nízka úroveň úrokových sadzieb neodradila domácnosti od držby prostriedkov na bežných účtoch, čo banky využili v svoj prospech a nezvyšovali úrokové sadzby na tieto produkty ani v čase, kedy sa medzibanková úroková miera pohybovala na vyšších úrovniach, čím minimalizovali výšku úrokových nákladov. To mohlo viesť k tomu, že v prípade tejto úrokovej sadzby sa nám nepodarilo odhaliť existenciu kointegračného vzťahu. V prípade vkladov domácností s dlhšou splatnosťou už vidíme potvrdenie kointegrácie. Pri analýze premietania medzibankových do bankových úrokov na vklady môžeme konštatovať, že k prispôsobeniu dochádza s omeškaním. Segment domácností vykazuje pomerne nízke hodnoty konečného premietania, kde všetky hodnoty koeficientu β sú nižšie ako 0,5. Toto nízke premietanie môže byť spôsobené skutočne vysokou volatilitou úrokovej miery, ako aj nízkou úrovňou konkurencie z hľadiska produktov v uvedenom segmente. Rovnako mohlo byť v posledných rokoch (od roku 2013) ovplyvnené pravidelným medziročným poklesom dlhodobých vkladov, čo môže naznačovať zvyšovanie sklonu k spotrebe. V období nízkych úrokových sadzieb na dlhodobých vkladových produktoch klienti bánk preferovali iné formy investícií voľných finančných prostriedkov, napr. aj do spotrebných statkov, čo sa prejavilo v raste vkladov nefinančných spoločností, najmä na účtoch splatných na požiadanie kde podniky ukladali svoju prebytočnú likviditu. Segment nefinančných spoločností dosahuje maximálne premietanie pri úrokovej miere na vklady s dohodnutou splatnosťou

do jedného roka, až 0,907, čo sa v porovnaní s ostatnými kategóriami vkladov ako jediné približuje k hodnote jedna. Koeficienty okamžitého premietania sú vyššie ako pri domácnostiach, čo naznačuje, že stanovovanie úrokových sadzieb na vklady nefinančných spoločností je viac ovplyvnené dňom na medzibankovom trhu. Rýchlosť prispôsobenia je vyššia v dlhšom období v prípade domácností, ale v prípade nefinančných spoločností dosahuje aj pri krátkodobějších sadzbách pomerne vysokú rýchlosť, a to až 0,551 v prípade vkladov splatných na požiadanie. Odhadnuté okamžité premietanie dosahuje vyššie a štatisticky významnejšie hodnoty pri krátkodobých úrokoch. Dosahuje hodnoty 0,295 pre vklady domácností s dohodnutou splatnosťou do jedného roka, hodnotu 0,285 pre vklady nefinančných spoločností splatné na požiadanie a 0,448 pre vklady nefinančných spoločností s dohodnutou splatnosťou do jedného roka.

Bankové sadzby na úvery sa prispôbovali medzibankovým s omeškaním. Až v piatich prípadoch nebol preukázaný kointegračný vzťah. V segmente domácností bolo celkové premietanie pomerne vysoké, v intervale od 0,331 do 1,285. V prípade úverov na bývanie so začiatočnou dobou fixácie viac ako desať rokov došlo k úplnému prenosu, pričom koeficient dosiahol 1,285. Bol to jediný nameraný prípad úplného premietnutia v sledovanom období. Môžeme konštatovať, že prenos zmien medzibankových úrokových sadzieb do klientskych sadzieb na úvery na bývanie je najefektívnejší, teda najvyššie percento celkovej zmeny sa prejaví vo finálnej úrokovej sadzbe stanovenej klientovi. To mohlo byť ovplyvnené samotnou povahou vývoja na trhu s úvermi na bývanie, ktorých objem sa v sledovanom období zvýšil viac ako štvornásobne. Vysoký dopyt zo strany domácností po tomto type úverového produktu nútil banky v silnom konkurenčnom prostredí reagovať na pokles úrokových sadzieb na medzibankovom trhu. Najnižšie celkové premietnutie bolo zaznamenané v prípade prečerpania bežného účtu domácností, čo môže byť ovplyvnené pomerne nízkou mierou využívania tohto úverového produktu zo strany domácností (napr. v roku 2016 predstavovalo prečerpanie bežného účtu iba 1,7% z celkového objemu úverov poskytnutých v segmente domácností). V segmente nefinančných spoločností k úplnému prenosu nedošlo. Pomerne vysoké hodnoty však dosahovali krátkodobé sadzby, najvyššiu hodnotu dosiahlo prečerpanie bežného účtu na úrovni 0,857. Rýchlosť prispôsobenia je vo všetkých kategóriách vyššia v prípade segmentu nefinančných spoločností, kde sa pohybuje v rozpätí od 0,234 pre úvery do jedného milióna EUR so začiatočnou dobou fixácie do jedného roka až po 0,468 pre úvery nad jeden milión EUR so začiatočnou dobou fixácie do jedného roka. Vyššie hodnoty koeficientov naznačujú snahu bánk o rýchle prispôsobenie úrokových sadzieb, nakoľko táto skupina klientov je schopná hľadať zdroje financovania aj v iných formách, ako sú tradičné bankové úvery v prípade, že by podmienky financovania neboli pre nich výhodné. Analýza koeficientu okamžitého premietania ukázala vyššie a významnejšie hodnoty pri krátkodobých sadzbách. V segmente nefinančných spoločností to bolo 0,333 pre prečerpanie bežného účtu, 0,824 pre úvery do jedného milióna EUR so začiatočnou dobou fixácie do jedného roka, a 1,234 pre úvery nad jeden milión EUR so začiatočnou dobou fixácie do jedného roka. Posledná uvedená hodnota znamená, že všetky zmeny medzibankovej sadzby sa okamžite premietnu do zmien bankovej v tom istom období. Pre danú kategóriu úverov

je to vysvetliteľné tým, že ide o pomerne nízky objem takýchto poskytovaných úverov, takže banka vie flexibilne reagovať na zmeny v medzibankovej sadzby.

Pri porovnávaní rýchlosti prispôsobenia medzi jednotlivými kategóriami je ešte nevyhnutné zohľadniť ekvilibrium, ktorému sa úroková miera prispôsobuje. To znamená, že je podstatný rozdiel medzi tým, keď sa banková sadzba prispôsobuje rýchlejšie k hodnote, ktorá je nižšia ako úplné premietanie, alebo sa prispôsobuje pomalšie k takmer úplnému prenosu. Je náročné povedať, ktorá z uvedených možností je žiaduca. Pre komplexnejšiu analýzu je však vhodné spojiť tieto dva atribúty ich vzájomným vynásobením a vytvoriť tzv. koeficient efektívnosti premietania navrhnutý Kok Sorensenom a Wernerom (2006). Hodnoty koeficientu efektívnosti premietania vidíme v tabuľke 3. Čím je číslo nižšie, tým je možné považovať prenos za efektívnejší. Môžeme teda konštatovať, že na Slovensku bolo premietanie efektívnejšie pre úvery v porovnaní s vkladmi. Priemerný koeficient efektívnosti bol $-0,117$ pre vklady a $-0,166$ pre úvery. Najvyššia efektívnosť prenosu bola zaznamenaná pre úvery nefinančných spoločností nad jeden milión EUR so začiatočnou dobou fixácie do jedného roka. Naopak, najnižšiu hodnotu dosiahla úroková miera prečerpania bežného účtu domácností. Vidíme teda, že efektívnosť premietania je vyššia v segmente nefinančných spoločností a to v prípade úverov, ako aj vkladov.

Záver

Zmeny v menovej politike, ku ktorým patria aj zmeny kľúčovej sadzby, sú cieľené buď na zmeny v sadzbách peňažného trhu, alebo na zmeny dlhodobých sadziieb a výnosovej krivky. Vo všeobecnosti možno konštatovať, že v politike ECB prevláda dlhodobý efekt. Zmeny kľúčových sadziieb sa v konečnom dôsledku majú výraznejšie prejavovať v dlhodobých úrokoch. Cieľom tohto príspevku bolo zhodnotiť vzťah medzi medzibankovými a klientskymi úrokovými mierami, a tak posúdiť efektívnosť a stabilitu úrokového kanála transmisného mechanizmu. Pri analýze sme nebrali do úvahy možný spätný vplyv ekonomiky na proces premietania, ani vplyv ďalších determinantov, ktoré by mohli ovplyvniť dynamiku prispôbovania sa klientskych úrokových sadziieb.

Na základe preštudovanej literatúry sme stanovili predpoklady vzájomného vzťahu vývoja sadziieb na bankovom a medzibankovom trhu. Predpoklady boli overované na údajoch za obdobie od septembra 2004 do novembra 2016. Testovanie ukázalo, že v 68 % zostavených modelov došlo k premietaniu. Vo všeobecnosti môžeme konštatovať, že nastolené predpoklady sa takmer vo všetkých prípadoch podarilo overiť, pričom sa zhodujú so závermi ostatných autorov. Overili sme teda, že závery, ktoré uvádzajú vybraní autori, aj napriek rôznym časovým úsekom, rôznym typom modelov a rôznym typom údajov, sa z hľadiska nastolených predpokladov vo všetkých prípadoch zhodujú. Z toho dedukujeme, že v sledovanej oblasti prenosu medzibankových do bankových sadziieb existujú isté všeobecné východiská, na základe ktorých samotný úrokový kanál transmisného mechanizmu funguje.

Prispôbovanie bankových úrokov medzibankovým s určitým omeškaním bolo overené vo všetkých testovaných modeloch. To znamená, že miera okamžitého prenosu je pomerne nízka a zmeny v úrokovej politike medzibankového trhu sa odrazia iba

nepatrne, alebo sa neodrazia, v bankových v tom istom mesiaci. V praxi sa táto skutočnosť spája s konkurencieschopnosťou na trhu zákazníka. Podľa Kota (2004) platí, že čím je trh menej konkurencieschopný, tým pomalšie budú reagovať úroky na zmeny na medzibankovom trhu. Ďalším dôvodom pomalejšej reakcie je nepružnosť dopytu. Naša analýza poukázala na nízku mieru okamžitého prenosu, preto na skrátenie času omeškania by regulačné orgány mali zvoliť vhodné formy podpory konkurencie v bankovom sektore.

Neúplnosť premietania v sledovanom období môžeme spojiť s dlhším obdobím krízy, ktorá ho sprevádzala, a jej dôsledkami. Ako tvrdia vo svojich záveroch Arac a Yalta (2015), koeficienty konečného premietania v prípade skúmania obdobia krízy môžu dosiahnuť aj záporné hodnoty. Preto sa táto skutočnosť mohla významne prejaviť pri hodnotení celkového konečného premietania, a tak znížiť koeficienty. Práve dĺžka sledovaného obdobia však ukázala, že premietanie je výrazne závislé od fázy cyklu, v ktorej sa úroková miera nachádza. Preto je nevyhnutné využívať úrokový kanál transmisného mechanizmu s ohľadom na toto nastavenie. Odhadnutá neúplnosť prenosu ďalej znamená, že na dosiahnutie zvýšenia, resp. zníženia bankovej sadzby na želanú úroveň, musí dôjsť k zvýšeniu, resp. zníženiu medzibankovej sadzby, *ceteris paribus*, výraznejšie. Vzhľadom na zvolenú dĺžku obdobia však možno konštatovať, že prítomnosť krízy ako súčasti cyklu nevyvolala pri dlhodobějších úrokoch výrazné zníženie koeficientov premietania oproti dlhodobej rovnováhe. Znamená to, že z dlhodobého hľadiska hodnotíme úrokový kanál transmisného mechanizmu ako stabilný, pretože výrazný šok v podobe krízy nevyvolal úplné narušenie procesu premietania medzibankových sadzieb do bankových.

Neúplnosť a oneskorenie procesu premietania je možné spojiť s faktom, že pravidelné a okamžité prispôbovanie môžu banky považovať za nevýhodné a málo ziskové. Vzhľadom na nízku elasticitu dopytu, je pre banku výhodnejšie udržiavať zvolenú cenovú politiku pre svoje produkty istý čas a postupne ju prispôbovať zmenám na medzibankovom trhu. Problémom môžu byť aj náklady, ktoré banke dodatočne vznikajú, najmä v prípade častých a nevýznamných zmien na medzibankovom trhu.

Predpoklad o vyššom premietaní na úvery sa nám v súlade s ostatnými štúdiami podarilo overiť. Ako uvádzajú mnohé štúdie, úroky na úvery sa zvyknú prispôbovať výraznejšie poklesu trhových sadzieb, zatiaľ čo úroky na vklady zvyknú reagovať pomalšie na rast na medzibankovom trhu. Podstatou takéhoto mechanizmu je opäť elasticita dopytu a stupeň hospodárskej súťaže. Slovensko vykazuje v posledných rokoch vysoký dopyt po úveroch, hlavne hypotekárnych, o čom hovorí aj samotný fakt, že práve kategória úrokov na úvery domácností na bývanie so začiatočnou dobou fixácie viac ako desať rokov vykázala v testovaní, ako jediná, úplné premietanie.

Zistené výsledky predstavujú obraz o nastavení úrokového kanála transmisného mechanizmu. Môžu slúžiť ako východisko pre analýzu optimálneho nastavenia menovej politiky. Pri pohľade na proces prenosu v dlhodobom horizonte je vhodné zamyslieť sa aj nad nastavením rámca úrokov dlhodobých kontraktov. Tento rámec by mal odrážať proces prenosu zmien trhových sadzieb a zohľadňovať reakciu takéhoto prenosu na šoky v ekonomike. Na základe našich záverov možno konštatovať, že proces premietania je

pomerne stabilný, čo znamená, že je vhodné v prípade dlhodobých kontraktov vychádzať z toho, že premietanie nebude v priebehu kontraktu úplné.

Výsledky analýzy môžu byť dôležité aj pre domácnosti, ako aj pre nefinančné spoločnosti z hľadiska očakávaného vývoja bankových sadzieb. Pri zmene kľúčovej sadzby ECB a následnej zmene úrokov na medzibankovom trhu vedia tieto segmenty prispôbiť svoje správanie vzhľadom na okamžitú a konečnú zmenu, ktorú môžu v súvislosti s krokmi ECB očakávať. Výraznejšie je však premietanie predmetom záujmu firiem, pretože nastavenie úrokov na úvery ovplyvní ich hraničné náklady.

Ako zaujímavé podnety pre ďalší výskum sa javí testovanie stupňa heterogenity pri skúmaní problematiky premietania v rámci krajín eurozóny, skúmanie optimálnej miery oneskorenia, kvantifikácie vplyvu faktorov ovplyvňujúcich dynamiku transmisie, ako aj analýza vplyvu pozitívneho a negatívneho šoku na proces premietania. Kľúčovým aspektom úplnosti testovania pre budúcnosť je však zameranie pozornosti na analýzu dodatočných faktorov ovplyvňujúcich kvalitu proces prenosu medzibankových sadzieb do klientskych sadzieb ponúkaných bankami na vkladové a úverové produkty.

Literatura

- Andries, N., Billon, S. (2016). Recent Developments in the Retail Bank Interest Rate Pass-Through in the Euro Area: An Empirical Survey. *Economic Systems*, 40(1), 170–194, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2015.06.001>
- Arac, A., Yalta, A. Y. (2015). Testing the Expectations Hypothesis for the Eurozone: A Nonlinear Cointegration Analysis. *Finance Research Letters*, 15, <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.08.002>
- Beka, J. (2014). Transmisný mechanizmus menovej politiky na Slovensku. *Biatec*, 22(3), 12–17.
- Belke, A., Beckmann, J., Verheyen, F. (2013) Interest Rate Pass-through in the EMU – New Evidence from Nonlinear Cointegration Techniques for Fully Harmonized Data. *Journal of International Money and Finance*, 37(October 2013), 1–24, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2013.05.006>
- Bernanke, S. B., Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48, <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
- Bernhofer, D., Van Treeck, T. (2013). New Evidence of Heterogeneous Bank Interest Rate Pass-through in the Euro Area. *Economic Modelling*, 35(September 2013), 418–429, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.07.020>
- Bistriceanu, G. (2009). The Connection Between Bank and Interbank Interest Rates. *Theoretical and Applied Economics*, 12(541)(supplement), 657–664.
- Borio, C. E. V., Fritz, W. (1995). *The Response of Short-term Bank Lending Rates to Policy Rates: A Cross-country Perspective*. BIS. Working Paper No. 27. Dostupné z: <http://www.bis.org/publ/work27.pdf>, <https://doi.org/10.2139/ssrn.863385>
- Brúna, K., Korbelt, J. (2013). Interpretace variability úrokových sadzeb v rámci zprostředkovatelského modelu optimální úrokové marže. *Politická ekonomie*, 61(3), 299–320, <https://doi.org/10.18267/j.polek.899>
- Cottarelli, C., Kourelis, A. (1994). Financial Structure, Bank Lending Rates and the Transmission Mechanism of Monetary Policy. *IMF Economic Review*, 41(4), 587–623.

- Cottarelli, C., Ferri, G., Generale, A. (1995). Bank Lending Rates and Financial Structure in Italy: A Case Study. *Staff Papers*, 42(3), 670–700, <https://doi.org/10.2307/3867536>
- Čársky, R., Trajlinková, K. (2007). Analýza vplyvu menovej politiky na úrokové príjmy a výdavky podnikov a obyvateľstva. *Biatic*, 15(3), 2–7.
- de Bondt, G. (2002). *Retail Bank Interest Rate Pass- Through: New Evidence at The Euro Area Level*. ECB. Working Paper No. 136. Dostupné z: <https://core.ac.uk/download/pdf/6957024.pdf>
- de Graeve, F., De Jonghe, O., Vander Vennet, R. (2004). *The Determinants of Pass-through of Market Conditions to Bank Retail Interest Rates in Belgium*. National bank of Belgium. Working Paper No. 47. Dostupné z: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/144261/1/wp047.pdf>,
- Gambacorta, L. (2008). How Do Banks Set Interest Rates? *European Economic Review*, 52(5), 792–819, <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2007.06.022>
- Gigineishvili, N. (2011). *Determinants of Interest Rate Pass-Through: Do Macroeconomic Conditions and Financial Market Structure Matter?* IMF. Working Paper No. 176. Dostupné z: http://www.imf.org/~media/Websites/IMF/imported-full-text-pdf/external/pubs/ft/wp/2011/_wp11176.ashx, <https://doi.org/10.5089/9781462312313.001>
- Goodfriend, M. (1991). Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 34(Spring 1991), 7–30, [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(91\)90002-m](https://doi.org/10.1016/0167-2231(91)90002-m)
- Havranek, T., Irsova, Z., Lesanovska, J. (2016). Bank Efficiency and Interest Rate Pass-through: Evidence from Czech Loan Products. *Economic Modelling*, 54(April 2016), 153–169, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.01.004>
- Heinemann, F., Schüller, M. (2002). *Integration Benefits on EU Retail Credit Markets – Evidence from Interest Rate Pass-through*. ZEW. Working Paper No. 02-26. Dostupné z: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/24780/1/dp0226.pdf>, <https://doi.org/10.2139/ssrn.309100>
- Heryán, T., Stavárek, D. (2010). How Related are Interbank and Lending Interest Rates? Evidence on Selected European Union Countries. *European Financial and Accounting Journal*, 5(3–4), 42–55, <https://doi.org/10.18267/j.efaj.54>
- Holton, S., Rodriguez D'Acri, C. (2015). *Jagged Cliffs and Stumbling Blocks: Interest Rate Pass-through Fragmentation During the Euro Area Crisis*. ECB. Working Paper No. 1850. Dostupné z: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/154283/1/ecbwp1850.pdf>
- Hoffmann, B., Mizen, P. (2004). Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions' Retail Rates. *Economica*, 71(281), 99–123, <https://doi.org/10.1111/j.0013-0427.2004.00359.x>
- Horváth, C., Krekó, J., Naszódi, A. (2004). *Interest Rate Pass-through: The Case of Hungary*. National Bank of Hungary. Working Paper No. 8. Dostupné z: <http://www.mnb.hu/letoltes/horvath-kreko-naszodi.pdf>
- Horváth, R., Podpiera, A. (2012). Heterogeneity in Bank Pricing Policies: The Czech Evidence. *Economic Systems*, 36(1), 87–108, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2011.03.002>
- Jančík, Ľ. (2010). Ako zareagovala na krízu Európska centrálna banka. *Finančné trhy*, 9, 1–15.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254, [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Kok Sorensen, C., Werner, T. (2006). *Bank Interest Rate Pass- Through In The Euro Area. A Cross Country Comparison*. ECB. Working Paper No. 580. Dostupné z: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/153014/1/ecbwp0580.pdf>.

- Kot, A. (2004). *Is Interest Rate Pass-through Related to Banking Sector Competitiveness?* Third Macroeconomic Policy Research Workshop on Monetary Transmission in the New and Old Members of the EU.
- Kwiatkowski, D., Phillios, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178, [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-y)
- Mishkin, F. S. (1996). *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*. NBER Working Paper No. 5464. Dostupné z: <http://myweb.fcu.edu.tw/~T82106/MTP/Ch26-supplement.pdf>, <https://doi.org/10.3386/w5464>
- Mojon, B. (2000). *Financial Structure and the Interest Channel of the ECB Monetary Policy*. ECB. Working Paper No. 40. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp040.pdf?a1cb4280848b9c3557120a146468f3ab>
- Nkoro, E., Uko, A. K. (2016). The Johansen–Juselius Multivariate Cointegration Technique: Application and Interpretation. *Advances in Social Sciences Research Journal*, 3(4), 248–267.
- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), 653–670, <https://doi.org/10.1111/1468-0084.061051653>
- Sander, H., Kleimeier, S. (2006). Convergence of Interest Rate Pass-through in a Wider Eurozone? *Economic Systems*, 30(4), 405–423, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2006.07.007>
- Siničáková, M., Gavurová, B. (2017). Single Monetary Policy versus Macroeconomic Fundamentals in Slovakia. *Ekonomický časopis*, 65(2), 158–172.
- Stanová, B. (2016). *Kvalita prenosového kanálu úrokových sadzieb v eurozóne*. Ekonomická univerzita v Bratislave, Národohospodárska fakulta. Dizertačná práca.
- Toolsema, L. A., Sturm, J. E., De Haan, J. (2001). *Convergence of Monetary Transmission in EMU New Evidence*. CESifo. Working Paper No. 465. Dostupné z: https://www.econstor.eu/bitstream/10419/75812/1/cesifo_wp465.pdf
- Weth, M. A. (2002). *The Pass-through from Market Interest Rates to Bank Lending Rates in Germany*. Deutsche Bundesbank. Working Paper No. 2002,11. Dostupné z: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/19568/1/200211dkp.pdf>, <https://doi.org/10.2139/ssrn.320112>
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838, <https://doi.org/10.2307/1912934>
- Wróbel, E., Pawłowska, M. (2002). *Monetary Transmission in Poland: Some Evidence on Interest Rate and Credit Channels*. National bank of Poland. Working Paper No. 24. Dostupné z: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=395741, <https://doi.org/10.2139/ssrn.395741>