

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

Inflation expectations and interest rates development in the Visegrad countries

Mirdala, Rajmund

March 2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/17059/>
MPRA Paper No. 17059, posted 02 Sep 2009 04:21 UTC

VPLYV INFLAČNÝCH OČAKÁVANÍ NA VÝVOJ ÚROKOVÝCH SADZIEB V KRAJINÁCH VIŠEGRÁDSKEJ ŠTVORKY

Rajmund MIRDALA

Abstrakt

K zmenám úrokových sadzieb môže často dochádzať nielen pod vplyvom faktorov vyvolávajúcich zmeny v inflácii, ale aj dôsledkom pôsobenia množstva podnetov ovplyvňujúcich veľkosť reálnych úrokových sadzieb. Keďže nominálna cena peňazí je v praktickej rovine ovplyvňovaná množstvom špecifických faktorov, dôsledkom toho nemusí byť zrejmé, či je kolísanie nominálnych úrokových sadzieb zapríčinené zmenami inflačných očakávaní alebo zmenami očakávaných reálnych úrokových sadzieb. Správna identifikácia príčin kolísania vo vývoji nominálnych úrokových sadzieb je pritom kľúčovým faktorom pre výkon menovej politiky. V príspevku sa zameriame na analýzu príčin kolísania nominálnych úrokových sadzieb v podmienkach krajín Višegrádskej štvorky s cieľom identifikovať vplyv inflačných očakávaní a očakávaných reálnych úrokových sadzieb na vývoj úrokových sadzieb na medzibankové depozitá s rôznou dobou splatnosti prostredníctvom využitia metódy štruktúrnej vektorovej autoregresie (SVAR). Odhadnutý model SVAR nám umožní zostaviť dekompozíciu variancie a priebeh impulse-response funkcie medzibankových úrokových sadzieb s dobami splatnosti 1, 3 a 6 mesiacov.

Abstract

Market interest rates are usually determined not only by the inflation related determinants but also by the forces that affect real interest rates fluctuations. In point of fact the nominal interest rates are driven by many specific determinants so that it should not be clear the nominal interest rates fluctuations are given by the changes in inflation expectations or by the changes in the expected real interest rates. The correct identification of the nominal interest rates fluctuations is simply crucial for the monetary policy decision making. In the article we analyze the sources of the nominal interest rates fluctuations in the Visegrad countries in order to identify the impact of the inflation expectations and expected real interest rates on the interest rates of the interbank deposits with different maturity using structural vector autoregression (SVAR). From the estimated model we compose the variance decomposition and the impulse-response function of the interbank deposits interest rates with the maturity 1, 3 and 6 months.

Kľúčová slova:

úrokové miery, inflačné očakávania, očakávané reálne úrokové miery, SVAR, dekompozícia variancie, impulse-response funkcia

Key words:

interest rates, inflation expectations, expected real interest rates, SVAR, variance decomposition, impulse-response function

JEL C32, E31, E43

Úvod

Vzťahom medzi infláciou a úrokovými mierami sa v ekonómii venuje pomerne široký priestor. Vývoj obidvoch týchto kategórií je zásadným spôsobom prepojený, pričom tradičný kanál prenosu kauzálnych podnetov predpokladá, že dôsledkom zmien inflácie sa menia aj úrokové miery. Tento mechanizmus je veľmi často využívaný centrálnymi bankami, ktoré

v snahe stabilizovať vnútornú kúpnu silu peňazí reagujú na nárast inflácie zvýšením úrokových sadziieb, rešpektujúc pritom tzv. menovo-politické pravidlo. Na druhej strane je však zrejmé, že rastúca inflácia nemusí byť len sprievodným javom neprimerane dynamického ekonomického rastu, kedy by zvyšovanie úrokových sadziieb mohlo mať stabilizujúci vplyv a zabránilo tým prehriatiu ekonomiky. Rast inflácie tak nemusí byť sprievodným javom len rastúcich ekonomík, ale dôsledkom vnútorných porúch, prípadne vplyvom pôsobenia vonkajších šokov, môže postihovať aj ekonomiky prechádzajúce procesom stagnácie, či recesie.

Samotná úroková miera pritom nemusí reagovať len na zmeny tempa inflácie. Príčinou je skutočnosť, že nominálne úrokové miery pozostávajú z dvoch zložiek, z ktorých jedna zahŕňa reálnu cenu peňazí a druhá odráža inflačnú prémie. K zmenám úrokových sadziieb tak v praktickej rovine môže často dochádzať nielen pod vplyvom faktorov vyvolávajúcich zmeny v inflácii, ale aj dôsledkom pôsobenia množstva podnetov ovplyvňujúcich veľkosť reálnych úrokových sadziieb. Tento praktický problém nadobúda osobitný rozmer ak zohľadníme vplyv očakávaní ekonomických subjektov na vývoj nominálnych úrokových sadziieb. Keďže nominálna cena peňazí je v praktickej rovine ovplyvňovaná množstvom špecifických faktorov, dôsledkom toho nemusí byť zrejmé, či je kolísanie nominálnych úrokových sadziieb zapríčinené zmenami inflačných očakávaní alebo zmenami očakávaných reálnych úrokových sadziieb. Správna identifikácia príčin kolísania vo vývoji nominálnych úrokových sadziieb je pritom kľúčovým faktorom pre výkon menovej politiky. Napríklad nárast nominálnych úrokových sadziieb zapríčinený nárastom inflačných očakávaní môže byť signálom pre centrálnu banku aby sprísnila svoju menovú politiku. Na druhej strane nárast nominálnych úrokových sadziieb, ktorý odráža vyššie očakávané reálne úrokové sadzby môže mať odlišné dôsledky na výkon menovej politiky.

V príspevku sa zameriame na analýzu príčin kolísania nominálnych úrokových sadziieb v podmienkach krajín Višegrádskej štvorky s cieľom identifikovať vplyv inflačných očakávaní a očakávaných reálnych úrokových sadziieb na vývoj úrokových sadziieb na medzibankové depozitá s rôznou dobou splatnosti prostredníctvom využitia metódy štruktúrnej vektorovej autoregresie (SVAR). Odhadnutý model SVAR nám umožní zostaviť dekompozíciu variancie a priebeh impulse-response funkcie medzibankových úrokových sadziieb s dobami splatnosti 1, 3 a 6 mesiacov.

1. Ekonometrický model

Teoretickým východiskom analýzy je model SVAR s dvoma rovnicami, ktorý bol prvýkrát predstavený v práci autorov Blanchard - Quah [1]. Ich ekonometrický model skúmal pôsobenie dopytového a ponukového šoku na vývoj nezamestnanosti a outputu (ako endogénnych zložiek modelu), prostredníctvom systematického izolovania špecifických výkyvov vo vývoji týchto kategórii stanovením dlhodobých ohraničení do vzťahu medzi ekonomickými šokmi a endogénnymi ekonomickými kategóriami.

Vzhľadom na cieľ príspevku budeme predpokladať model, ktorý zahŕňa vektor endogénnych premenných X_t a rovnaký počet šokov v redukovanej podobe reprezentovaných vektorom e_t . X_t predstavuje stacionárny proces, ktorý je daný nasledujúcim vzťahom:

$$X_t = A_0 e_t + A_1 e_{t-1} + A_2 e_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A_i e_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} A_i L^i e_t \quad (1)$$

resp.

$$\begin{bmatrix} \Delta ir_{n,t} \\ \Delta i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{i^e,t} \\ e_{ir^e,t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

kde A_i je polynomiálnou variančno-kovariančnou maticou, ktorá predstavuje impulse-response funkcie (IRF - impulse-response function) šokov vplývajúcich na vývoj jednotlivých premenných vektora X_t a L predstavuje operátor oneskorenia. Za premenné vektora X_t budeme považovať zmenu vo veľkosti nominálnej úrokovej sadzby ($\Delta ir_{n,t}$) a mieru inflácie (i_t) v rámci zvoleného obdobia. Keďže ide o dvojzložkový model, uvažujeme o pôsobení dvoch typov šokov na vývoj endogénnych premenných vektora X_t , konkrétne šok inflačných očakávaní ($e_{i^e,t}$) a šok očakávaných reálnych úrokových sadziieb ($e_{ir^e,t}$). Rezíduá vektora e_t nemožno považovať za korektné identifikované štruktúrne šoky. Pôvodný model teda upravíme do nasledovnej podoby:

$$X_t = u_t + C_1 u_{t-1} + C_2 u_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} C_i u_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i u_t \quad (3)$$

resp.

$$\begin{bmatrix} \Delta ir_{n,t} \\ \Delta i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{i^e,t} \\ u_{ir^e,t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Na základe vzťahov (1) a (3) je zrejmé, že vzťah medzi pôvodnými šokmi e_t a rezíduami získanými z rovníc vektorovej autoregresie (u_t) má nasledovnú podobu: $u_t = A_0 e_t$. Matice C_i získame z odhadov rovnice (3). Keďže platí, že $A_i = C_i A_0$, umožňuje nám to identifikovať maticu A_0 . Na jej odhadnutie potrebujeme zdefinovať celkovo štyri ohraničenia. Dve ohraničenia získame normalizáciou, ktorá definuje varianciu šokov $e_{i^e,t}$ a $e_{ir^e,t}$ ako rovnú jednej. Tretie ohraničenie získame z predpokladu, že obidva štruktúrne šoky sú ortogonálne (t.j., že obidva šoky nie sú vzájomne korelované). Posledné ohraničenie, ktoré nám následne umožní zostrojiť maticu C , získame stanovením predpokladu, že zatiaľ čo šok inflačných očakávaní má trvalý vplyv na nominálne úrokové miery, šok spôsobený očakávanými reálnymi úrokovými mierami má len dočasný (krátkodobý) vplyv. Použitie dlhodobých ohraničení pre identifikáciu pôsobenia exogénnych premenných modelu pritom vychádza z postulátov dlhohodej neutrality vplyvu určitého šoku na vývoj endogénnej premennej modelu. Obidva typy šokov majú súčasne trvalý dopad na vývoj inflácie. Z uvedeného vyplýva, že kumulatívny efekt šokov očakávaných reálnych úrokových sadziieb na vývoj nominálnych úrokových sadziieb musí byť rovný nule. Týmto spôsobom zavádzame do modelu dlhodobé ohraničenie vo forme

$$\begin{bmatrix} \Delta ir_{n,t} \\ \Delta i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{i^e,t} \\ e_{ir^e,t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

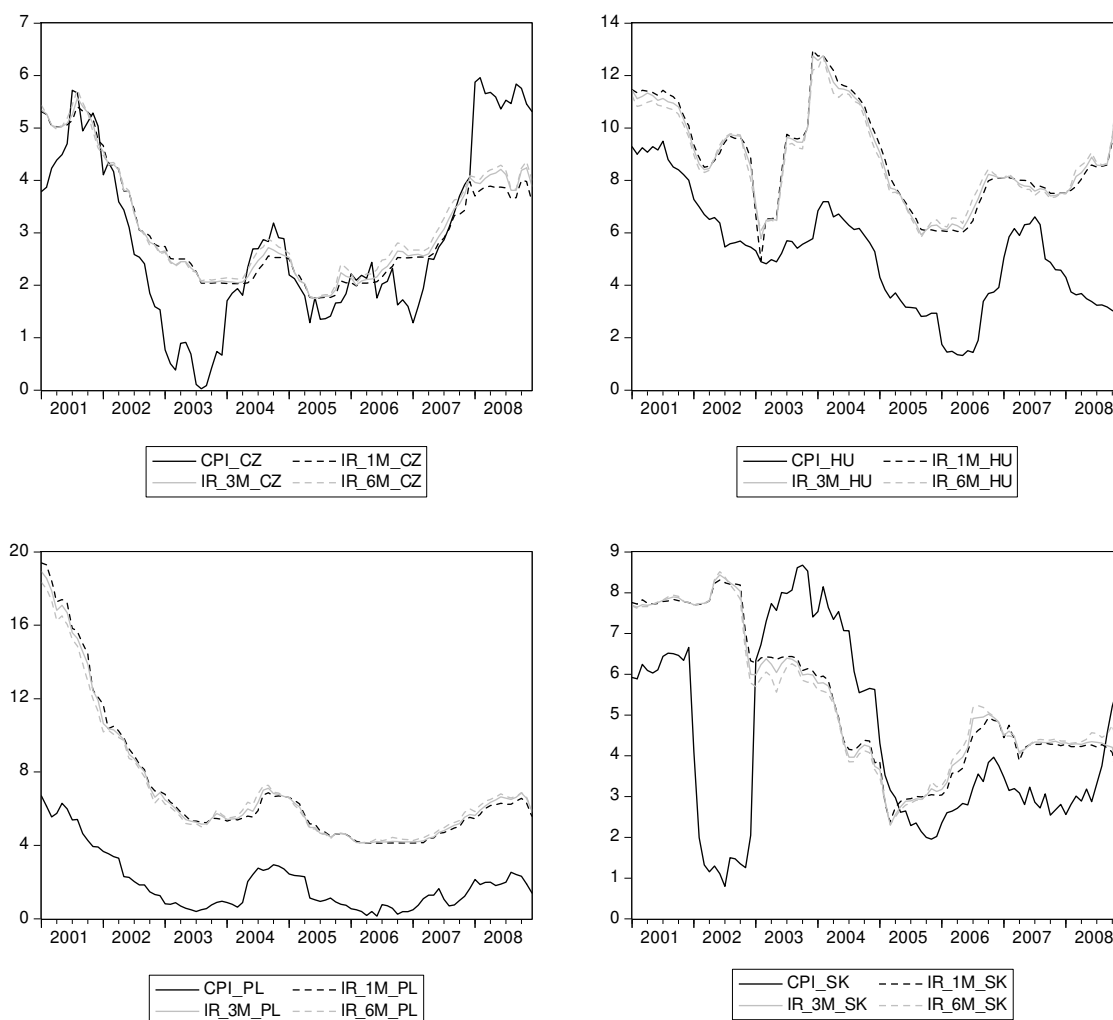
čo nám umožňuje rozlíšiť pôsobenie obidvoch typov šokov na endogénne zložky modelu. Takto upravený model následne odhadneme prostredníctvom metódy SVAR.

2. Výsledky analýzy a ich interpretácia

V rámci analýzy pôsobenia exogénnych šokov modelu (šok inflačných očakávaní a šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb) na vývoj nominálnych úrokových sadzieb a inflácie sme použili mesačné údaje o vývoji medzibankových úrokových sadzieb v krajinách Višegrádskej štvorky pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti 1, 3 a 6 mesiacov¹ a mesačné údaje o medziročnom vývoji jadrovej miery inflácie za obdobie január 2001² až december 2008 (celkovo 96 pozorovaní). Časový rad pre vývoj inflácie sme pred samotným testovaním sezónne očistili. Vzhľadom na cieľ príspevku sme sa rozhodli odhadnúť tri samostatné modely pre každú krajinu prostredníctvom metódy SVAR s tým, že v rámci modelov sme postupne alternovali zastúpenie všetkých troch medzibankových úrokových sadzieb pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti 1, 3 a 6 mesiacov.

Graf 1

Vývoj inflácie a medzibankových úrokových sadzieb v krajinách V4 (2001M1-2008M12)



Prameň: Zostavené autorom na základe [2] [8] [9] [10] [11].

¹ PRIBOR v prípade českej republiky, BUBOR v prípade Maďarska, WIBOR v prípade Poľska a BRIBOR v prípade Slovenskej republiky.

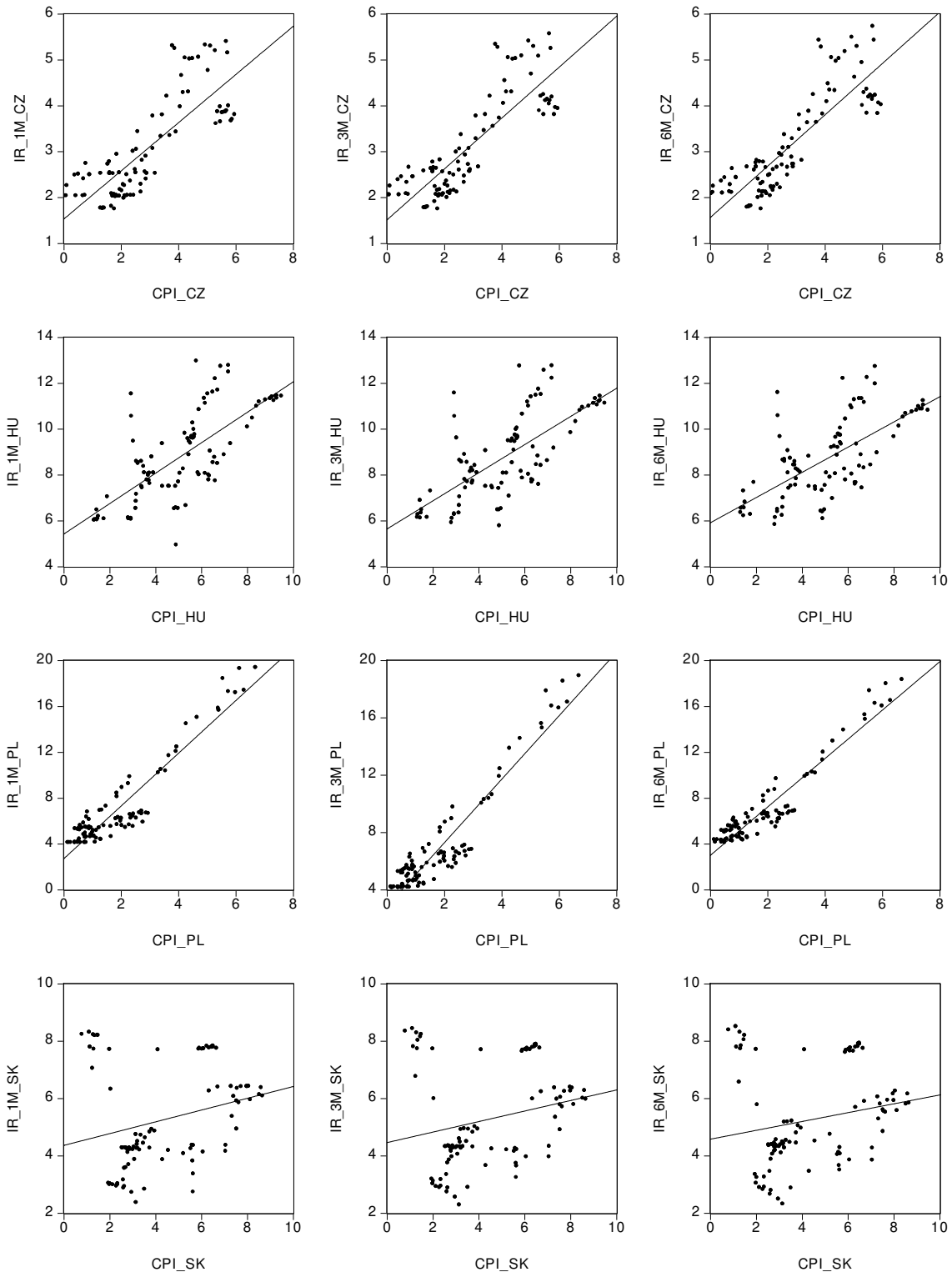
² Od tohto obdobia bola pravidelne (bez prerušení) kótované úrokové miery pre medzibankové depozitá s dobami splatnosti použitými v príspevku.

V grafe 1 uvádzame prehľad vývoja jadrovej inflácie a úrokových sadzieb PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti 1, 3 a 6 mesiacov. Trend dlhodobého poklesu miery inflácie je v rámci sledovaného obdobia zrejmy len v podmienkach Maďarska a Poľska. Jedine v Poľsku je možné sledovať veľmi pevnú vizuálnu previazanosť inflácie s jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami, čo súčasne evokuje relatívne vysokú stabilitu vývoja reálnych úrokových sadzieb. Určité kopírovanie inflácie (aj keď v čase relatívne málo presné) možno sledovať aj v prípade vývoja medzibankových úrokových sadzieb v Maďarsku, avšak v tomto prípade už nemožno konštatovať stabilný vývoj reálnych úrokových sadzieb. Nominálne úrokové miery v Maďarsku reagovali pomerne citlivo na rast inflácie (určité prestreľovanie je badateľné v rokoch 2003 a 2004), avšak na jej znižovanie reagovali pomerne nepružne. Kopírovanie základných rysov vo vývoji inflácie možno sledovať aj v prípade vývoja medzibankových úrokových sadzieb v Českej republike a Slovenskej republike. Tu je však potrebné upozorniť na dve skutočnosti. Po prvé, v oboch krajinách je zrejma veľmi nízka pružnosť medzibankových úrokových sadzieb predovšetkým na krátkodobé podnety v podobe náhlych výkyvov vo vývoji inflácie. Po druhé, nepružné prispôsobovanie sa medzibankového trhu na vývoj inflácie výrazne negatívne ovplyvňovalo vývoj dlhodobých kriviek reálnych úrokových sadzieb, dôsledkom čoho je možné v oboch krajinách evidovať obdobia so zápornými reálnymi úrokovými mierami.

V grafe 2 uvádzame vzťahy medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike. V porovnaní s predchádzajúcim grafom možno v tomto prípade sledovať vzájomné vzťahy oboch premenných dôslednejšie. V Českej republike dosahovali korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami PRIBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,80, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,84 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,85. Aj napriek nestabilnému vývoju reálnych úrokových sadzieb možno v tomto prípade konštatovať silnejúce väzby oboch premenných s narastajúcou dobou splatnosti medzibankových depozít. V Maďarsku dosahovali korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami BUBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,71, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,70 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,66. V tomto prípade možno konštatovať, že práve kvôli už spomínanej vysokej citlivosti úrokových sadzieb na rast inflácie a súčasne nízkej citlivosti úrokových sadzieb na pokles inflácie je korelácia medzi obojoma premennými nižšia ako v prípade Českej republiky a tento vzťah sa s rastúcou dobou splatnosti medzibankových depozít ešte viac oslaboval. V Poľsku dosahovali korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami WIBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,94, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,94 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,95. V prípade všetkých troch úrokových sadzieb možno konštatovať ich silnú previazanosť s vývojom inflácie. V Slovenskej republike dosahovali korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami BRIBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,26, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,23 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,20. Spomedzi všetkých štyroch krajín sa previazanosť inflácie a úrokových sadzieb javila v Slovenskej republike ako najslabšia.

Graf 2

Vzťah inflácie a medzibankových úrokových sadzieb v krajinách V4 (2001M1-2008M12)



Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [2] [8] [9] [10] [11].

Pred samotným odhadnutím modelu pristúpime k otestovaniu časových radov prostredníctvom testov jednotkového koreňa a Johansenovho testu kointegrácie. V tabuľke 1 uvádzame prehľad súhrnných výsledkov testu jednotkového koreňa pre všetky štyri krajiny. Z priestorových dôvodov neuvádzame podrobné výsledky týchto testov, na požiadanie však môžu byť sprístupnené autorom.

Tabuľka 1 Výsledky testov jednotkového koreňa

	cpi		ir 1m		ir 3m		ir 6m	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
Česká republika								
hodnoty	-0,75	-1,10	-2,03	-2,06	-1,99	-1,95	-1,95	-1,98
1. dif.	-8,71*	-8,76*	-6,94*	-7,67*	-5,90*	-5,91*	-5,64*	-5,64*
Maďarsko								
hodnoty	-1,79	-1,84	-2,28	-2,12	-2,36	-2,14*	-2,54	-2,18
1. dif.	-6,79*	-6,79*	-7,18*	-7,14*	-6,54*	-6,54*	-6,05*	-6,06*
Poľsko								
hodnoty	-1,82	-1,27	-3,22**	-5,64*	-5,04*	-5,39*	-4,96*	-5,16*
1. dif.	-7,57*	-7,57*	-2,96*	-6,92*	-5,40*	5,52*	-5,64*	-6,00*
Slovenská republika								
hodnoty	-2,11	-2,00	-0,95	-0,92	-1,24	-1,12	-1,28	-1,28
1. dif.	-6,88*	-6,86*	-6,36*	-6,39*	-5,81*	-5,68*	-5,67*	-4,19*

Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [2] [8] [9] [10] [11].

Pozn. Údaje predstavujú výsledky t-statistiky. Nulovú hypotézu možno zamietnuť pri 1% hladine významnosti (*), 5% hladine významnosti (**), 10% hladine významnosti (***)

Testy jednotkového koreňa sme uskutočnili prostredníctvom rozšíreného Dickey-Fullerovho testu (ADF) a Phillips-Perronovho testu (PP). Na základe výsledkov testov jednotkového koreňa možno konštatovať, že časové rady pre vývoj inflácie a úrokových sadziieb pre medzibankové depozitá s jednotlivými dobami splatnosti obsahovali na svojich hodnotách jednotkový koreň a teda sa javili ako nestacionárne v prípade všetkých krajín s výnimkou Maďarska, kde sa medzibanková úroková miera na trojmesačné depozitá javila na základe PP testu ako stacionárna už na svojich hodnotách a Poľska, kde sa všetky tri medzibankové úrokové miery javili ako stacionárne už na svojich hodnotách (miera inflácie sa javila na svojich hodnotách ako nestacionárna). Pri testovaní na prvých diferenciách sme však už mohli v prípade všetkých endogénnych zložiek modelov zamietnuť nulovú hypotézu o prítomnosti jednotkového koreňa. Miera inflácie, ako aj všetky úrokové sadzby sa tak v prípade Českej republiky, Maďarska a Slovenskej republiky javili ako integrované rádu 1 (I(1)) a teda stacionárne na svojich prvých diferenciách. V prípade Poľska sa jednotlivé medzibankové úrokové miery javili ako I(0) a miera inflácie ako I(1).

V tabuľkách 2 až 4 uvádzame prehľad výsledkov Johansenovho testu kointegrácie pre všetky tri modely v rámci všetkých štyroch krajín, pričom sme na otestovanie zvolili tri oneskorenia (doporučené na základe SIC (Schwarz Information Criterion) a AIC (Akaike Information Criterion)).

Tabuľka 2 Výsledky Johansenovho testu kointegrácie (Česká republika)

počet kointegrujúcich rovníc	trace statistics	kritická hodnota (5%)	pravd.	maximum eigenvalue statistics	kritická hodnota (5%)	pravd.
model s ir 1m						
žiadna	9,92	15,49	0,2867	6,52	14,26	0,5477
maximálne jedna	3,41	3,84	0,0650	3,41	3,84	0,0650
model s ir 3m						
žiadna	10,03	15,49	0,2787	6,65	14,26	0,5310
maximálne jedna	3,37	3,84	0,0662	3,37	3,84	0,0662
model s ir 6m						
žiadna	9,25	15,49	0,3425	6,30	14,26	0,5745
maximálne jedna	2,95	3,84	0,0859	2,95	3,84	0,0859

Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [2][11].

Pozn. * zamietá nulovú hypotézu o neexistencii kointegračného vzťahu pri 5% hladine významnosti.

Tabuľka 3 Výsledky Johansenovho testu kointegrácie (Maďarsko)

počet	trace	kritická	pravd.	maximum	kritická	pravd.
-------	-------	----------	--------	---------	----------	--------

kointegrujúcich rovníc	statistics	hodnota (5%)		eigenvalue statistics	hodnota (5%)	
model s ir 1m						
žiadna	9,58	15,49	0,3142	7,27	14,26	0,4579
maximálne jedna	2,32	3,84	0,1281	2,32	2,32	0,1281
model s ir 3m						
žiadna	9,63	15,49	0,3100	7,02	14,26	0,4870
maximálne jedna	2,62	3,84	0,1058	2,62	3,84	0,1058
model s ir 6m						
žiadna	9,91	15,49	0,2875	6,88	14,26	0,5039
maximálne jedna	3,04	3,84	0,0814	3,04	3,84	0,0814

Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [9] [11].

Pozn. * zamieta nulovú hypotézu o neexistencii kointegračného vzťahu pri 5% hladine významnosti.

Tabuľka 4 Výsledky Johansenovho testu kointegrácie (Poľsko)

počet kointegrujúcich rovníc	trace statistics	kritická hodnota (5%)	pravd.	maximum eigenvalue statistics	kritická hodnota (5%)	pravd.
model s ir 1m						
žiadna	27,57*	25,87	0,0305	17,42	19,39	0,0945
maximálne jedna	10,15	12,52	0,1205	10,15	12,52	0,1205
model s ir 3m						
žiadna	24,43	25,87	0,0748	14,79	19,39	0,2052
maximálne jedna	9,64	12,52	0,1447	9,64	12,52	0,1447
model s ir 6m						
žiadna	24,76	25,87	0,0684	15,13	19,39	0,1865
maximálne jedna	9,62	12,52	0,1454	12,52	12,52	0,1454

Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [10] [11].

Pozn. * zamieta nulovú hypotézu o neexistencii kointegračného vzťahu pri 5% hladine významnosti.

Tabuľka 6 Výsledky Johansenovho testu kointegrácie (Slovenská republika)

počet kointegrujúcich rovníc	trace statistics	kritická hodnota (5%)	pravd.	maximum eigenvalue statistics	kritická hodnota (5%)	pravd.
model s ir 1m						
žiadna	9,42	15,49	0,3281	8,42	14,26	0,3375
maximálne jedna	1,00	3,84	0,3180	1,00	3,84	0,3180
model s ir 3m						
žiadna	9,44	15,49	0,3265	7,87	14,26	0,3924
maximálne jedna	1,57	3,84	0,2102	1,57	3,84	0,2102
model s ir 6m						
žiadna	9,05	15,49	0,3604	7,19	14,26	0,4664
maximálne jedna	1,86	3,84	0,1727	1,86	3,84	0,1727

Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [8] [11].

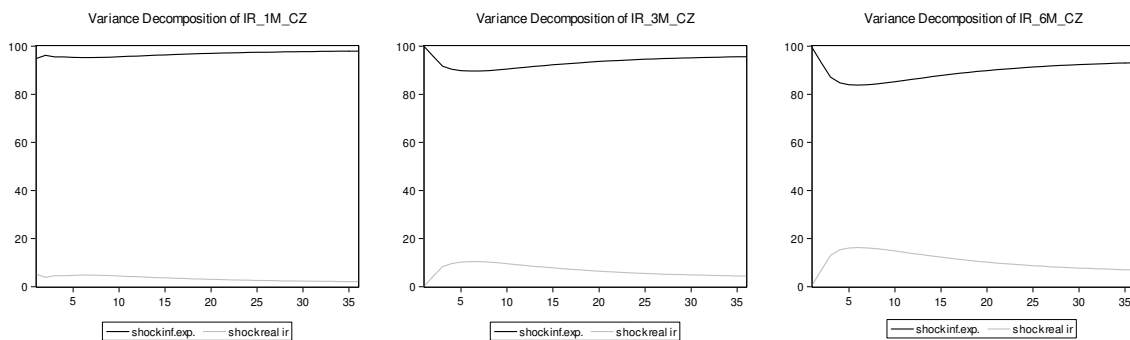
Pozn. * zamieta nulovú hypotézu o neexistencii kointegračného vzťahu pri 5% hladine významnosti.

Na základe výsledkov testov kointegrácie možno konštatovať, že jednotlivé endogénne premenné sa v rámci všetkých troch modelov pre jednotlivé krajiny nejavili ako vzájomne kointegrované. V prípade Českej republiky, Maďarska a Slovenska nám výsledky trace statistics ako aj maximum eigenvalue statistics potvrdili, že lineárnou kombináciou premenných jednotlivých modelov nie je možné získať žiadnu kointegrujúcu rovnicu. Určité obavy v nás vyvolávali výsledky testov jednotkového koreňa v prípade Poľska, ako aj už na prvý pohľad vizuálne veľmi podobný vývoj inflácie a jednotlivých medzibankových úrokových sadziab, čo nám indikoval aj zistený vysoký stupeň vzájomnej korelácie. Výsledky trace statistics nám v modeli s jednomesačnou medzibankovou úrokovou mierou WIBOR indikovali prítomnosť jednej kointegrujúcej rovnice. Tento výsledok nám však nepotvrdili výsledky maximum eigenvalue statistics. Pri zvýšení počtu oneskorení na 4 obdobia nám výsledky trace statistics už indikovali stratu kointegračných väzieb medzi vývojom inflácie a jednomesačnej úrokovovej miery WIBOR. V prípade zvyšných dvoch modelov pre Poľsko nám výsledky obidvoch štatistík indikovali neexistenciu kointegrácie medzi endogénnymi premennými modelu.

Na základe výsledkov testov jednotkového koreňa a testov kointegrácie sme sa rozhodli odhadnúť všetky tri modely pre jednotlivé krajiny použijúc pritom dáta na úrovniach prvých diferencií. Odhadované SVAR modely nám poslúžia pre zostavenie dekompozície variance jednotlivých úrokových sadzieb PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR, ako aj zostavenie priebehu impulse-response funkcií týchto úrokových sadzieb.

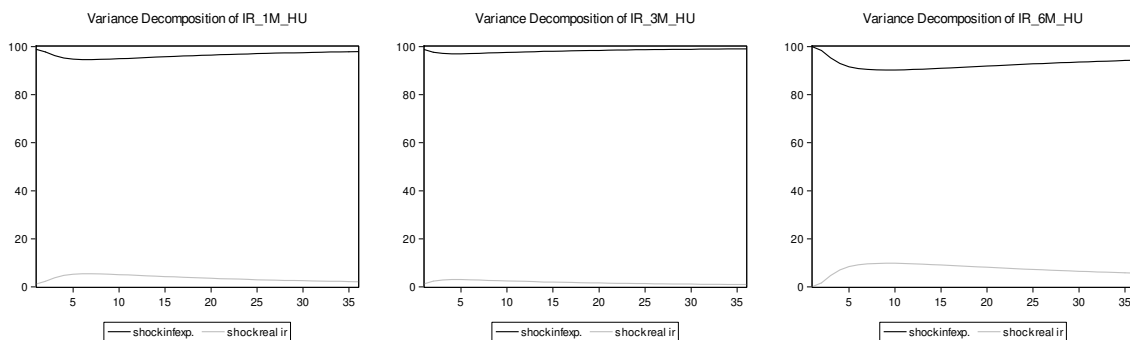
V grafoch 3 až 6 uvádzame výsledky dekompozície variance všetkých štyroch úrokových sadzieb (PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR) pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti 1, 3 a 6 mesiacov.

Graf 3 Výsledky dekompozície variance (Česká republika)



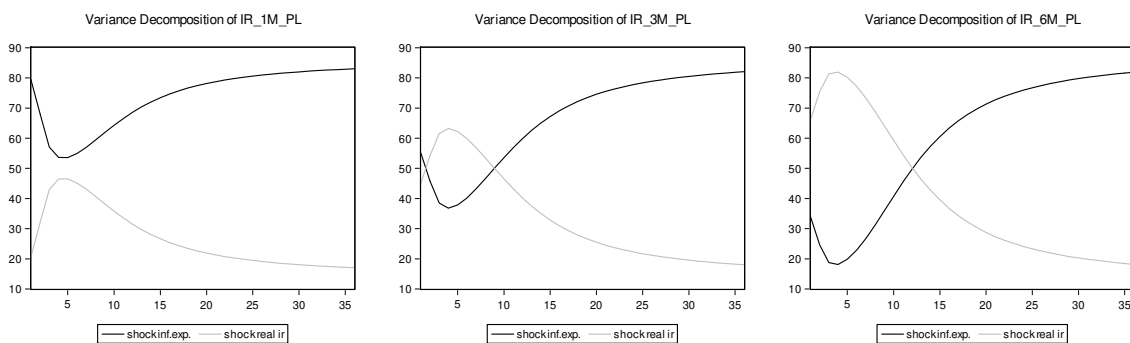
Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [2][11].

Graf 4 Výsledky dekompozície variance (Maďarsko)



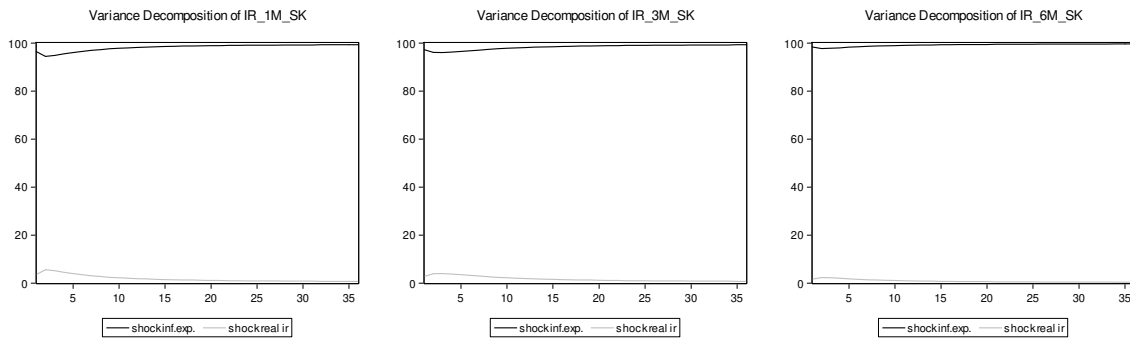
Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [9] [11].

Graf 5 Výsledky dekompozície variance (Poľsko)



Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [10] [11].

Graf 6 Výsledky dekompozície variance (Slovensko)



Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [8] [11].

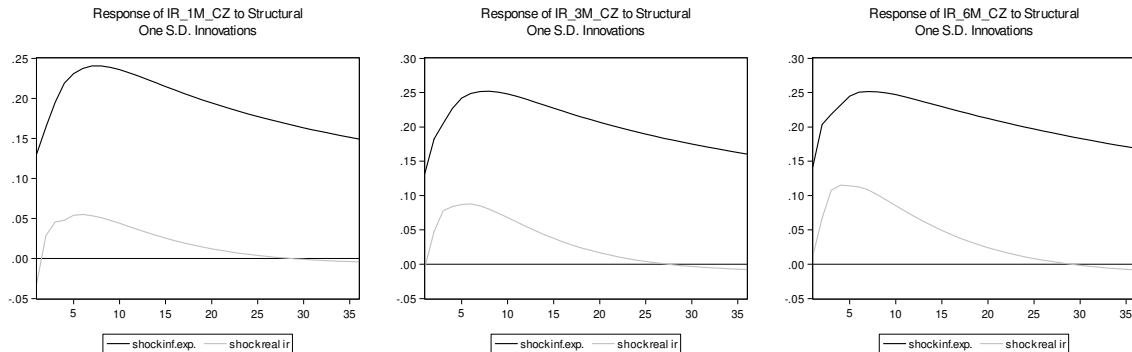
Na základe výsledkov dekompozície variance úrokových sadzieb PRIBOR, BUBOR a BRIBOR možno konštatovať, že vývoj týchto úrokových sadzieb bol dominantne ovplyvňovaný šokom spôsobeným inflačnými očakávaniami. Z výsledkov je taktiež zrejmé, že vplyv očakávaného vývoja reálnych úrokových sadzieb (šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb) na vývoj všetkých troch úrokových sadzieb s rôznymi dobami splatnosti bol zanedbateľný. Kým v prípade Českej republiky ovplyvňoval jednorazový šok inflačných očakávaní najvýznamnejšie vývoj medzibankových úrokových sadzieb s jednomesačnou dobou splatnosti, v Maďarsku to boli úrokové miery na trojmesačné depozitá a v Slovenskej republike úrokové miery na šesťmesačné depozitá. Vcelku podľa predpokladov sa šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb v prípade všetkých troch ekonomík pri jednotlivých medzibankových úrokových mierach najvýznamnejšie prejavoval v krátkom období približne jedného polroka. Dekompozícia variance nám v prípade Poľska ponúkala výrazne odlišné výsledky ako v predchádzajúcich troch krajinách. Vzhľadom na relatívne úzky vzťah medzi vývojom inflácie a nominálnymi úrokovými mierami sa na variabilite jednotlivých medzibankových úrokových sadzieb WIBOR významne podieľal šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb. Vplyv tohto šoku pritom v období približne prvých 3-4 mesiacov narastal a s odstupom času sa postupne oslaboval. Na šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb pritom najcitlivejšie reagovali úrokové miery na medzibankové depozitá s najdlhšou dobou splatnosti.

Vysoký vplyv inflačných očakávaní na vývoj úrokových sadzieb v Českej republike, Maďarsku a Slovenskej republike možno považovať za logický dôsledok relatívne krátkodobých, avšak miestami výrazných výkyvov vo vývoji cenovej hladiny. Keďže sme za referenčnú hodnotu vývoja cenovej hladiny považovali sezónne očistenú jadrovú infláciu (t.j. infláciu produkovanú samotným trhom bez deformujúcich vplyvov netrhových či sezónnych faktorov) možno vysokú citlivosť nominálnych úrokových sadzieb na zmenu inflačných očakávaní v podmienkach výrazne nestabilného vývoja inflácie považovať za opodstatnený jav. Tento predpoklad kauzálnych súvislostí medzi vývojom inflácie a úrokovými mierami nám na druhej strane dokladuje aj výrazne odlišná dekompozícia variance v Poľsku. Zjavný (aj keď miestami prerušovaný) trend dlhodobého znižovania inflácie mal pozitívny vplyv na formovania inflačných očakávaní ekonomických subjektov v Poľsku. V podmienkach stabilizovaných inflačných očakávaní preto možno považovať za opodstatnené, ak je variabilita nominálnych úrokových sadzieb výrazne spájaná s očakávanými zmenami vo výške reálnych úrokových sadzieb.

V grafoch 7 až 10 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odzrkadľujúcich vplyv jednorazového šoku spôsobeného inflačnými očakávaniami a jednorazového šoku očakávaných reálnych úrokových sadzieb na vývoj štyroch úrokových sadzieb PRIBOR,

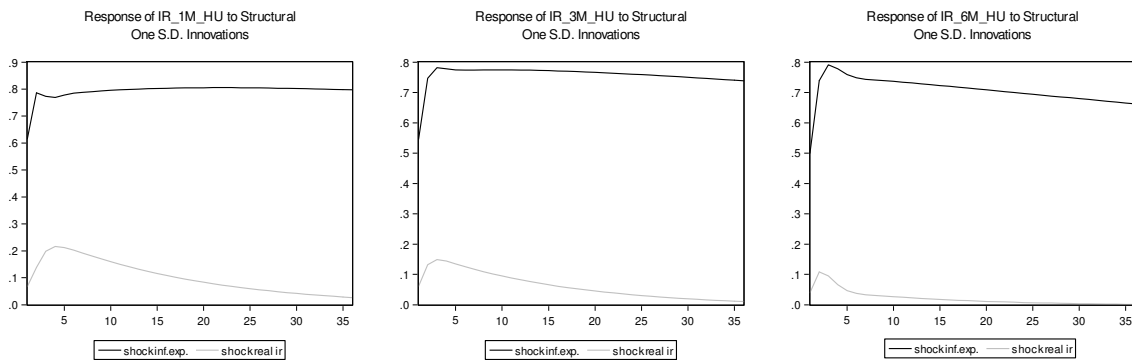
BUBOR, WIBOR a BRIBOR pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti 1, 3 a 6 mesiacov.

Graf 7 Pribeh impulse-response funkcie (Česká republika)



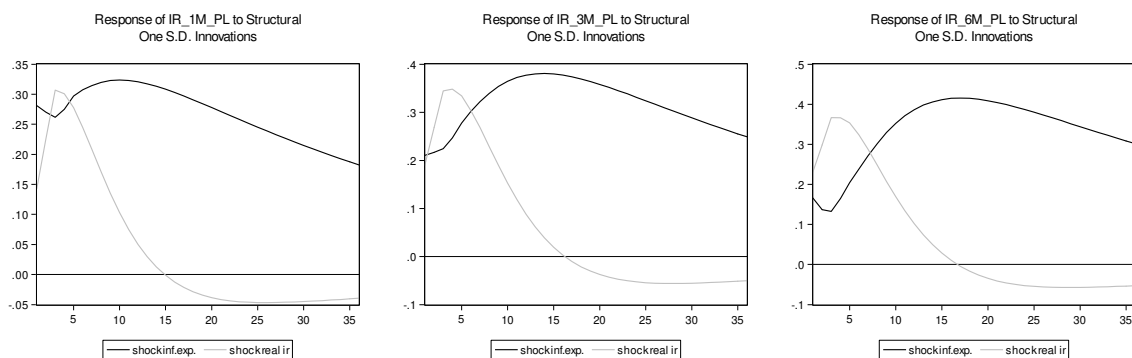
Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [2] [11].

Graf 8 Pribeh impulse-response funkcie (Maďarsko)



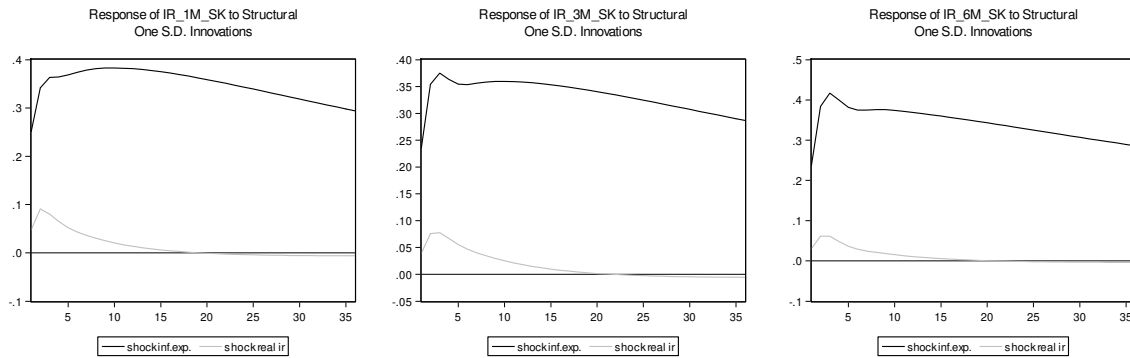
Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [9] [11].

Graf 9 Pribeh impulse-response funkcie (Poľsko)



Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [10] [11].

Graf 10 Pribeh impulse-response funkcie (Slovenská republika)



Prameň: Vlastné výpočty autora na základe [8] [11].

Na základe priebehu impulse-response funkcií možno konštatovať, že na obidva jednorazové šoky reagovali úrokové sadzby PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR čo do smeru podobným spôsobom a však s výrazne sa líšiacou intenzitou. V prípade všetkých štyroch krajín možno konštatovať, že ako jednorazový šok inflačných očakávaní, tak aj jednorazový šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb spôsobil zvýšenie nominálnych úrokových sadzieb. Podľa očakávania viedol jednorazový šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb len k miernemu zvýšeniu medzibankových úrokových sadzieb. V Českej republike, Maďarsku a Slovenskej republike viedol jednorazový šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb ku krátkodobému zvýšeniu nominálnych úrokových sadzieb len približne o jednu desatinu percentuálneho bodu, pričom citlivejšie reagovali úrokové miery na medzibankové depozitá s najkratšou dobou splatnosti. Na druhej strane v Poľsku jednorazový šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb krátkodobo zvýšil nominálne úrokové miery v rozsahu takmer rovnakom ako jednorazový šok inflačných očakávaní. V Maďarsku a Slovenskej republike sa prorastový efekt jednorazového šoku očakávaných reálnych úrokových sadzieb vytratil približne s odstupom niečo vyše jedného roka, v Poľsku približne po 12-15 mesiacoch a v Českej republike až po približne dvoch rokoch. Na základe našich výsledkov sa na druhej strane čiastočne potvrdil aj permanentný efekt šoku inflačných očakávaní na vývoj nominálnych úrokových sadzieb. Efekt tohto jednorazového šoku sa síce v dlhodobom časovom horizonte postupne vytrácal, avšak aj s odstupom mnohých rokov boli dôsledkom jeho pôsobenia nominálne úrokové miery na medzibankovom trhu zvýšené.

Záver

V príspevku sme sa zamerali na analýzu dopadov šokov inflačných očakávaní a očakávaných reálnych úrokových sadzieb na vývoj medzibankových úrokových sadzieb PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR s dobou splatnosti 1, 3 a 6 mesiacov. Na základe prezentovaných výsledkov sme zistili, že v rámci skúmaného obdobia boli zvolené medzibankové úrokové miery v Českej republike, Maďarsku a Slovenskej republike ovplyvnené takmer výlučne zmenami inflačných očakávaní, pričom zmeny očakávaných reálnych úrokových sadzieb mali na variabilitu medzibankových úrokových sadzieb len zanedbateľný vplyv. Na druhej strane sme mohli v prípade Poľska konštatovať, že nominálne úrokové miery na medzibankové depozitá boli významným spôsobom ovplyvňované nielen inflačnými očakávaniami, ale aj očakávanými reálnymi úrokovými mierami.

Na základe týchto zistení možno predpokladať, že v podmienkach ekonomiky s dlhodobou klesajúcimi úrokovými mierami a dôsledkom toho aj stabilnými inflačnými očakávaniami ekonomických subjektov sa na variabilite nominálnych úrokových sadzieb významnejšie podieľajú aj očakávania ekonomických subjektov spojené s budúcim vývojom

reálnych úrokových sadziieb. Na druhej strane v ekonomikách, ktoré sú dôsledkom nestabilného vývoja inflácie vystavené nadmernému kolísaniu krivky reálnych úrokových sadziieb, prípadne určité obdobie zaznamenávajú dokonca negatívne reálne úrokové miery, sa vplyv inflačných očakávaní dominantne podpisuje pod variabilitu nominálnych úrokových sadziieb a vplyv očakávaných zmien vo vývoji reálnych úrokových sadziieb je zanedbateľný.

Literatúra:

- [1] BLANCHARD, O.J. - QUAH, D.: The Dynamic effects of aggregate demand and aggregate supply disturbances. NBER working paper No. 2737. 1988
- [2] Česká národní banka: Databáza časových radov ARAD - Štatistika úrokových sadziieb PRIBOR 2001-2008
- [3] DEACON, M. - DERRY, A.: Estimating Market Interest Rate and Inflation Expectations from the Prices of UK Government Bonds. Bank of England Quarterly Bulletin 34: 232-40. 1994
- [4] ENGSTED, T.: Does the Long-Term Interest Rate Predict Future Inflation? A Multi-Country Analysis. The Review of Economics and Statistics: 42-54. 1995
- [5] MIRDALA, R.: Analýza väzieb medzi vývojom inflácie a úrokových sadziieb (v modeli SVAR). In: Biatec : Odborný bankový časopis. roč. 16, č. 6 (2008), s. 19-24. ISSN 1335-0900
- [6] MIRDALA, R.: Vplyv makroekonomických šokov na vývoj menového kurzu a outputu vo vybraných krajinách SVE (v modeli SVAR). In: Ekonomický časopis, roč. 56, č. 8 (2008), s. 745-763. ISSN 0013-3035.
- [7] MISHKIN, F. S.: What does the Term Structure Tell us about Future Inflation. Journal of Monetary Economics 25: 77-95. 1988
- [8] Národná banka Slovenska: Údajové kategórie SDDS - Vývoj úrokových sadziieb BRIBOR 2001-2008
- [9] Magyar Nemzeti Bank: Interest rate statistics 2001-2008
- [10] National Bank of Poland: Interest rate statistics 2001-2008
- [11] OECD - Statistics v4.4 - Frequently requested statistics - http://www.oecd.org/document/15/0,3343,en_2649_201185_1873295_1_1_1_1,00.html
- [12] RAGAN, C.: Deriving Agents' Inflation Forecasts from the Term Structure of Interest Rates. Working Paper 95-1. Bank of Canada. Ottawa. 1995