

Analýza vzájemných vazeb mezi devizovými kurzy středoevropských měn¹

Daniel STAVÁREK*

Analysis of Relationships among Exchange Rates of the Central European Currencies

Abstract

The paper examines long-term and short-term relationships among exchange rates of the Visegrad countries' national currencies vis-à-vis euro. Cointegration tests, vector error correction models and Granger causality tests are applied on daily nominal exchange rates. The results suggest that long-term linkages are very rare. The only relevant long-term linkage was identified between Polish zloty and Slovak koruna during the period of EU membership. The short-term relationships proved to be significant more often. However, their frequency and intensity have been decreasing during the period analysed. This can be considered as the evidence of diminishing sovereignty of the national currencies and their ability to influence development of other currencies.

Keywords: exchange rate, cointegration, error correction model, Granger causality test, Visegrad countries

JEL Classifications: F31, F36

Úvod

Vstupem do Evropské unie (EU) v květnu 2004 se všechny nové členské státy zavázaly, že v souladu s ustanoveními Římské a Maastrichtské smlouvy zavedou euro a připojením k eurozóně přijmou jednotnou měnovou politiku. Podmínkou uskutečnění tohoto kroku je ovšem splnění konvergenčních kritérií,

* Daniel STAVÁREK, Slezská univerzita, Obchodně podnikatelská fakulta v Karviné, Katedra financí, Univerzitní nám. 1934/3, 733 40 Karviná, Česká republika; e-mail: stavarek@opf.slu.cz

¹ Tento příspěvek byl zpracován za podpory Grantové agentury ČR v rámci projektu GAČR 402/05/2758 *Integrace finančního sektoru nových členských zemí EU do EMU*.

Poděkování za cenné připomínky a náměty patří kolegům z katedry financí SU OPF v Karviné, a rovněž anonymním recenzentům.

z nichž jedno je zaměřeno na stabilitu devizového kurzu.² Vývoj devizového kurzu národních měn nových členských států se tak stává objektem nezbytného a důležitého výzkumu. Podrobná analýza tohoto typu nabývá na významu zejména v těch zemích, které aplikovaly či aplikují režim plovoucího devizového kurzu. Mezi ně patří i země Visegrádské skupiny (Česko, Maďarsko, Polsko a Slovensko, dále EU-4).³

Země EU-4 byly vždy chápány jako relativně homogenní skupina zemí, které se kromě své geografické blízkosti nacházejí na podobném stupni hospodářského rozvoje a čelí podobným ekonomickým problémům a výzvám. Existuje proto hypotéza, že určitá míra homogenity se promítá i do vývoje devizových kurzů. Případné vzájemné vazby a interakce v kurzovém vývoji by tak mohly mít praktické využití při nastavení a řízení kurzové politiky v období plnění kritéria stability devizového kurzu. Uplatnění výsledků je možné také na mikroekonomické úrovni při zajištění proti kurzovému riziku nebo obchodování na devizových trzích.

Cílem příspěvku je proto analyzovat vhodným ekonometrickým aparátem devizové kurzy národních měn zemí EU-4 vůči euru se zaměřením na dlouhodobé rovnovážné vazby i vzájemné krátkodobé interakce. Za účelem splnění tohoto cíle je příspěvek rozčleněn do několika částí. V první části jsou představeny použité analytické nástroje a data. Druhá část obsahuje výsledky kointegrační analýzy a ve třetí části jsou prezentovány závěry odhadů vektorových modelů korekce chyby a Grangerových testů kauzality. V závěru příspěvku jsou následně sumarizovány všechny klíčové poznatky.

1. Teoretický rámec a použítá data

Před více než třiceti lety Granger a Newbold ve své práci [5] poprvé poukázali na skutečnost, že použití nestacionárních časových řad makroekonomických proměnných způsobuje závažné problémy v regresní analýze a ztrátu důležitých informací o dlouhodobé vazbě analyzovaných řad. Otázku jednotkového kořene těchto proměnných empiricky zkoumali Nelson a Plosser v [9] a od té doby je stacionarita dat obecně považována za nezbytný rys časových řad. Mnoho studií, například [3], později prokázalo, že většina časových řad z oblasti makroekonomie a financí je nestacionární nebo integrována o řádu jedna $I(1)$.⁴

² Blíže se problematice kritéria stability devizového kurzu věnuje například [1] nebo [2].

³ Dne 25. 11. 2005 Slovensko jako první ze zemí EU-4 vstoupilo do mechanismu směnných kurzů ERM II a provedená analýza tak pokrývá i působení v tomto specifickém režimu devizového kurzu spojeném s plněním konvergenčního kritéria devizového kurzu.

⁴ Jako integrovanou o řádu jedna označujeme časovou řadu, jejíž změny (první diference) jsou stacionární.

Z tohoto důvodu musí každé empirické analýze pracující s makroekonomickými daty předcházet testování stacionarity dat neboli testy jednotkového kořene. Ačkoliv byla ekonometrie v minulosti obohacena o mnoho různých technik a postupů testování stacionarity, v literatuře se nejčastěji používají rozšířený Dickey-Fuller test (*Augmented Dickey-Fuller test* – ADF) a Phillips-Peronův test (PP), přičemž oba byly pojmenovány podle svých autorů. Augmented Dickey-Fuller test lze provést podle následující rovnice (1):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde y_t je makroekonomická proměnná, jako v našem případě devizový kurz, t je trendová proměnná, ε_t aproximuje proces bílého šumu a k je počet zpoždění (posunutí) proměnné y_t , která jsou zakomponována pro možnost autokorelace reziduí. Nulová hypotéza je $H_0: \rho = 1$ a časová řada obsahuje jednotkový kořen, jinými slovy je stacionární, pokud nulovou hypotézu zamítáme.

Stacionaritě lze alternativně testovat PP testem, který je rovněž testem nulové hypotézy $H_0: \rho = 1$ v rovnici (2):

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Na rozdíl od ADF testu neobsahuje PP test žádné proměnné zpoždění. Namísto toho je rovnice odhadnuta metodou běžných nejmenších čtverců (s možností zařazení konstanty a trendu) a následně je t-statistika koeficientu upravena o autokorelaci.

Pokud se časové řady ukáží být integrovány o stejném řádu, lze přistoupit k testování kointegračního vztahu mezi integrovanými proměnnými. Pro potřeby této studie je využita metoda vyvinutá a představená ve studiích [6] a [8]. Tato Johansenova metoda používá proceduru maximální pravděpodobnosti k ověření výskytu kointegračních vektorů v nestacionárních časových řadách na základě vektorového autoregresivního (VAR) modelu:

$$\Delta Z_t = C + \sum_{i=1}^K \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \eta_t \quad (3)$$

kde Z_t je vektor nestacionárních proměnných (v logaritmovaných hodnotách) a C je konstanta. Matici koeficientů Π lze vyjádřit také jako $\Pi = \alpha\beta'$, kde relevantní součásti matice α představují koeficienty přizpůsobení a matice β obsahuje kointegrační vektory. Johansen a Juselius [8] specifikovali dvě pravděpodobnostní testová kritéria k určení počtu kointegračních vazeb. První kritérium (*eigenvalue statistics*) testuje platnost nulové hypotézy o existenci přesně r kointegračních vektorů oproti alternativní hypotéze vyjadřující výskyt $r + 1$ kointegračních

vektorů. Druhé testové kritérium (*trace statistics*) ověřuje platnost nulové hypotézy o existenci nejvýše r kointegračních vektorů oproti alternativní hypotéze, že se vyskytuje více než r vektorů. Kritické hodnoty obou testových kritérií jsou tabelovány ve studii [8].

Jestliže časové řady jsou nestacionární, a zároveň kointegrované, jeví se jako optimální nástroj ke zkoumání vzájemného vztahu proměnných model korekce chyby (*Vector Error Correction Model – VECM*), což je model VAR v prvních diferencích doplněný o vektor kointegračních reziduí. To zaručuje, že takový VAR systém neztrácí informace o dlouhodobém vztahu analyzovaných proměnných. Jakmile se časové řady projeví jako nekointegrované, lze použít standardní Grangerův test kauzality poprvé představený v příspěvku [4]. Grangerův test je založen na odhadu následujících rovnic (4) a (5):

$$\Delta y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta y_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta y_{2t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta y_{2t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta y_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta y_{2t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

kde y_{1t} a y_{2t} představují zvolené devizové kurzy. Přijetí nulové hypotézy $H_0: \alpha_{21} = \alpha_{22} = \dots = \alpha_{2k} = 0$ naznačuje, že devizový kurz jedné měny neovlivňuje v Grangerově smyslu devizový kurz druhé měny. Podobně přijetí nulové hypotézy $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{1k} = 0$ ukazuje, že devizový kurz druhé měny neovlivňuje v Grangerově smyslu devizový kurz první měny.

Pokud mezi y_{1t} a y_{2t} existuje kointegrace, je pro testování Grangerovy kauzality nezbytný VECM, jak je ukázáno v rovnicích (6) a (7).

$$\Delta y_{1t} = \alpha_0 + \delta_1 (y_{1t-1} - \gamma y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta y_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta y_{2t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$\Delta y_{2t} = \beta_0 + \delta_2 (y_{1t-1} - \gamma y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta y_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta y_{2t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

kde δ_1 a δ_2 vyjadřují rychlost přizpůsobení. Podle [3] implikuje existence kointegrační vazby kauzalitu mezi proměnnými projevující se jako $|\delta_1| + |\delta_2| > 0$. Platnost nulové hypotézy $H_0: \alpha_1 = \alpha_{12} = \dots = \alpha_{1k} = 0$ a $\delta_1 = 0$ potom znamená, že devizový kurz první měny nemá v Grangerově smyslu vliv na vývoj devizového kurzu druhé měny. Analogicky nemožnost zamítnutí nulové hypotézy $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1k} = 0$ a $\delta_2 = 0$ indikuje, že devizový kurz druhé měny neovlivňuje v Grangerově smyslu devizový kurz první měny.

Pro analýzu byly použity nominální bilaterální devizové kurzy národních měn EU-4 vůči euru za posledních 10 let, přesněji řečeno, od 1. ledna 1997 do 31. prosince 2006. Veškerá data pocházejí z databáze Pacific Exchange Rate Service.⁵ Použitý datový soubor obsahuje pouze devizové kurzy z obchodních dnů podle kanadského kalendáře a devizové kurzy z období 1. leden 1997 až 31. prosinec 1998 byly vypočítány pomocí devizových kurzů vůči německé marce a neodvolatelného přepočítacího poměru marky na euro.⁶ Základní deskriptivní statistiku použitých časových řad uvádí tabulka 1.⁷

Tabulka 1

Deskriptivní statistika použitých časových řad (1997 – 2006)

	CZK/EUR	HUF/EUR	PLN/EUR	SKK/EUR
Průměr	33.09330	247.9654	4.018894	40.71092
Medián	32.84000	250.5600	3.982400	41.12100
Maximum	39.42000	284.4600	4.900000	48.02200
Minimum	27.40300	199.8100	3.348500	34.22600
Směrodatná odchylka	2.963537	15.81081	0.310864	2.431447
Koeficient variace	0.089551	0.063762	0.077350	0.059724
Počet pozorování	2 485	2 485	2 485	2 485

Pramen: Výpočty autora.

2. Kointegrační analýza

Kointegrační analýza byla provedena ve třech časových obdobích. Kromě standardního období celých desíti let bylo zvoleno i období 2002 – 2006 charakteristické dostačující mírou kompatibility devizových režimů v EU-4 a také období od 1. května 2004 do konce roku 2006 pokrývající členství EU-4 v EU. Všechny časové řady devizových kurzů byly nejprve podrobeny testům jednotkového kořene, a to pro všechny zmíněné intervaly.

Jak doporučují Engle a Granger ve své práci [3], byl aplikován ADF test s trendem i bez trendu a výsledky byly potvrzeny i PP testem, opět ve variantě s trendem i bez trendu.⁸ Počet zpoždění a šířka pásma se mezi jednotlivými zeměmi měnily a jejich optimální hodnoty byly zvoleny na základě Akaikeho informačního kritéria (*Akaike Information Criterion* – AIC) resp. metody Newey-West při

⁵ Tato služba je pro akademické využití poskytována bezplatně profesorem Wernerem Antweilerem (University of British Columbia, Sauder School of Business, Vancouver, Canada) na internetové adrese <<http://fx.sauder.ubc.ca/>>.

⁶ Volba DEM byla opřena o argument, že začlenění skutečných tržních devizových kurzů vůči DEM je pro analýzu cennější a „čistější“ přístup než použití kurzů vůči umělé měnové jednotce ECU.

⁷ Podrobněji se vývoji devizových kurzů v daném období věnuje například [10].

⁸ Pro identifikaci časové řady jako stacionární byly nezbytné shodné výsledky všech čtyř alternativních testů. Pokud i jeden z nich ukázal nestacionaritu, byla pro další potřeby časová řada pokládána za nestacionární.

použití Bartlett Kernel spektrální techniky odhadu. Z důvodu relativně vysokého počtu časových řad a úspory místa zde nejsou podrobné výsledky testů publikovány, ale mohou být na požádání poskytnuty autorem. Sumárně jsou závěry testů zachyceny v tabulce 2.

T a b u l k a 2

Závěry testů jednotkového kořene

	1997 – 2006		2002 – 2006		2004 – 2006	
	bez trendu	s trendem	bez trendu	s trendem	bez trendu	s trendem
CZK/EUR	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
HUF/EUR	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
PLN/EUR	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
SKK/EUR	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Pramen: Výpočty autora.

Při testech jednotkového kořene bylo zjištěno, že se vyskytují dvě časové řady, které jsou stacionární již na svých hodnotách a jsou tedy integrována o řádu 0. První z nich se vyskytla v časovém horizontu celých 10 let a jde o devizový kurz HUF/EUR, přičemž jako I(0) se tato řada ukázala být při testu bez zahrnutí trendu. Druhou časovou řadu lze nalézt v období členství v EU. Jako I(0) byl identifikován devizový kurz CZK/EUR, a to při zahrnutí trendu do testování stacionarity. Všechny ostatní časové řady se ukázaly být stacionární na prvních diferencích a považujeme je tedy za I(1).

Na základě testů jednotkového kořene byly provedeny Johansenovy testy kointegrace s cílem zjistit, zda některá kombinace proměnných vykazuje dlouhodobé vazby. Podle [7] by mělo začlenění proměnných do kointegračních testů vycházet z ekonomické logiky, což znamená, že v případě zdůvodnění by měly být zařazeny i časové řady typu I(0). Nicméně alespoň dvě řady by měly být ve svých hodnotách nestacionární, aby výsledky nebyly zavádějící. Jelikož v našem případě analyzujeme vzájemné vazby pouze dvou proměnných, musely by výsledky, pro dosažení smysluplnosti a významnosti, vypovídat u kombinací obsahujících časové řady I(0) o existenci dvou kointegračních rovnic.⁹ Počet zpoždění v kointegrační analýze byl zvolen na základě AIC aplikovaného na nediferencovaný VAR.

Kointegrační testy byly provedeny pro dvoučlenné kombinace devizových kurzů a navíc byla analyzována skupina všech čtyř časových řad dohromady. Výsledky kointegračních testů obsahujících hodnoty *trace statistics* pro všechna časová období obsahuje tabulka 3.

⁹ Poněvadž počet indikovaných kointegračních vazeb roste s počtem stacionárních řad začleněných do analýzy, je nutné při interpretaci výsledků pracovat s relevantním počtem kointegračních rovnic, který je roven počtu vazeb zjištěných testem minus počtu stacionárních časových řad začleněných do analýzy.

T a b u l k a 3

Výsledky Johansenových testů kointegrace

	1997 – 2006	2002 – 2006	2004 – 2006
CZK – HUF			
$r = 0$	12.17688	8.150023	7.258949
$r \leq 1$	1.514311	0.504067	1.476255
CZK – PLN			
$r = 0$	6.126633	15.67031*	15.88956*
$r \leq 1$	0.580204	0.068546	2.725656
CZK – SKK			
$r = 0$	6.847451	5.67868	7.647995
$r \leq 1$	0.836553	1.497220	0.022339
HUF – PLN			
$r = 0$	14.31966	8.423575	14.14673
$r \leq 1$	4.586023	2.624645	2.891477
HUF – SKK			
$r = 0$	10.75329	6.425371	7.888774
$r \leq 1$	1.339296	0.001165	0.128539
PLN – SKK			
$r = 0$	8.957549	10.96223	20.80770*
$r \leq 1$	2.434265	0.204636	0.599804
CZK – HUF – PLN – SKK			
$r = 0$	28.29484	38.76038	56.17044*
$r \leq 1$	13.54466	18.18488	23.16638
$r \leq 2$	4.973965	7.478456	6.051124
$r \leq 3$	0.516050	0.022990	0.140933

Poznámka: * znamená statistickou významnost na 5% hladině významnosti. Kritické hodnoty kritéria *trace statistics* na 5% hladině významnosti jsou pro nulovou hypotézu o žádné kointegraci ($H_0: r = 0$) 15,41 a pro nulovou hypotézu o maximálně jedné kointegrační vazbě ($H_0: r \leq 1$) 3,76. Při testování kointegrace ve skupině čtyř časových řad jsou kritické hodnoty kritérií následující: ($H_0: r = 0$) 47,21; ($H_0: r \leq 1$) 29,68; ($H_0: r \leq 2$) 15,41; ($H_0: r \leq 3$) 3,76.

Pramen: Výpočty autora.

Výsledky naznačují, že nulovou hypotézu o žádné kointegrační vazbě nelze zamítnout ve většině případů, přičemž pro kompletní období 1997 – 2006 tento závěr platí pro všechny zkoumané kombinace proměnných. Můžeme tak konstatovat, že analyzované devizové kurzy převážně nesledovaly stejný stochastický trend a neexistovaly mezi nimi žádné dlouhodobé vazby. Výsledky kointegračních testů nicméně neumožňují jasné a ucelené vyhodnocení z hlediska srovnání jednotlivých období či měnových párů. Ve výsledcích není patrný žádný trend ve vývoji síly kointegračních vazeb v čase a nelze identifikovat ani žádnou kombinaci devizových kurzů se stabilně nejsilnější či nejslabší kointegrační vazbou v různých časových obdobích.

Z pohledu období 2002 – 2006 byla kritická hodnota testového kritéria překonána na 5% hladině významnosti u kombinace CZK – PLN. Získané hodnoty testových kritérií však umožňují zamítnout pouze nulovou hypotézu o žádné

kointegrační vazbě. Hypotézu o maximálně jedné vazbě zamítnout nelze. Kvalitativně podobný výsledek můžeme u stejné měnové kombinace pozorovat i v období členství v EU. Na druhé straně je však nutno připomenout několik faktorů, které důvěryhodnost dosažených výsledků podstatně snižují. Především jde o stacionaritu časové řady devizového kurzu CZK/EUR v období 2004 – 2006, která byla identifikována již na hodnotách. Existenci jedné kointegrační vazby je proto nutné pokládat za zdánlivou a z hlediska další analýzy za nerelevantní. Druhým významným aspektem limitujícím věrohodnost obou výsledků je skutečnost, že existence kointegračních vazeb nebyla potvrzena alternativní metodou obsaženou v Johansenově kointegračním testu, která je založena na *maximum eigenvalue statistics*. Provedením testů kointegrace jsme nicméně získali pro období 2002 – 2006 následující kointegrační rovnici (8):¹⁰

$$CZK/EUR_t = -5,358531 \text{ PLN/EUR}_t - 8,339682 \quad (8) \\ (-4,8694)$$

V období pokrývajícím členství v EU byly odhaleny kointegrační vazby i v případě kombinace PLN – SKK a ve skupině všech měn EU-4. Kointegrační vazbu ve skupině čtyř měn nicméně musíme pokládat pouze za zdánlivou. Ve skupině je totiž obsažena jedna časová řada $I(0)$ a hodnota testového kritéria svědčí o existenci právě jedné kointegrační vazby. Věrohodnost výsledků kointegračního testu pro kombinaci PLN – SKK je z pohledu použitých časových řad mnohem vyšší, navíc v tomto případě byla přítomnost kointegrační vazby verifikována alternativní metodou s testovými kritérii *maximum eigenvalue statistics*. Získaná kointegrační rovnice (9) má následující podobu:

$$EUR/PLN_t = 0,040465 \text{ EUR/SKK}_t - 5,616488 \quad (9) \\ (0,74056)$$

3. Modely korekce chyby a Grangerovy testy kauzality

Vzhledem k vektorovému mechanismu korekce chyby, který je zakotven v Johansenově kointegrační technice, jsou odchylky od dlouhodobého rovnovážného vztahu korigovány sérií dílčích krátkodobých přizpůsobení. Tomu napomáhá i specifikace VECM, která sice omezuje v dlouhodobém horizontu chování proměnných na jejich konvergenci směrem k dlouhodobému rovnovážnému vztahu, ale umožňuje široký prostor pro krátkodobou dynamiku. Model korekce chyby VECM je tak adekvátním nástrojem ke zkoumání krátkodobých odchylek nutných k dosažení dlouhodobé rovnováhy mezi dvěma proměnnými. Odhady VECM pro všechny relevantní kointegrační vazby jsou obsaženy v tabulce 4.

¹⁰ V rovnicích (8) a (9) je závorce pod hodnotou parametru uvedena příslušná t-statistika.

Odhady VECM vedly ke smíšeným výsledkům. Velmi nepřesvědčivých odhadů s nízkou vypovídací schopností bylo dosaženo zejména u vztahu CZK – PLN v období 2002 – 2006. Svědčí o tom jak velmi nízké hodnoty upraveného R^2 ukazující na nedostatečnou schopnost modelu vysvětlit krátkodobou dynamiku v rámci systému s dlouhodobým rovnovážným vztahem, tak i hodnoty adjustačního koeficientu *cointEq*, jehož hodnota říká, kolik procent odchylek od dlouhodobého rovnovážného vztahu je upravováno denními změnami daného devizového kurzu.

T a b u l k a 4

Odhady VECM

	CZK – PLN 2002 – 2006 D(CZK)	CZK – PLN 2002 – 2006 D(PLN)	PLN – SKK 2004 – 2006 D(PLN)	PLN – SKK 2004 – 2006 D(SKK)
<i>cointEq</i>	-0.005036 (-1.91337)	0.001479 (2.80646)	-0.011831 (-3.55184)	0.042107 (2.48654)
$D(ER1)_{t-1}$	-0.099372 (-3.47125)	-0.004079 (-0.71177)	-0.070169 (-1.79545)	2.430437 (12.2330)
$D(ER1)_{t-2}$	-0.005198 (-0.18301)	0.004656 (0.81887)	-0.018477 (-0.42527)	0.791819 (3.58489)
$D(ER1)_{t-3}$			-0.055058 (-1.26711)	0.728126 (3.29623)
$D(ER1)_{t-4}$			-0.023145 (-0.52759)	0.322645 (1.44669)
$D(ER1)_{t-5}$			-0.061197 (-1.39746)	0.027294 (0.12260)
$D(ER1)_{t-6}$			-0.093776 (-2.14458)	0.115677 (0.52037)
$D(ER1)_{t-7}$			-0.049670 (-1.13783)	-0.027327 (-0.12314)
$D(ER2)_{t-1}$	0.579362 (4.06177)	-0.110782 (-3.87945)	-0.000536 (-0.06850)	-0.105976 (-2.66232)
$D(ER2)_{t-2}$	-0.009852 (-0.06574)	-0.016103 (-0.56117)	0.008830 (1.12378)	-0.033393 (-0.83601)
$D(ER2)_{t-3}$			0.010817 (1.36937)	-0.024746 (-0.61622)
$D(ER2)_{t-4}$			0.011800 (1.49902)	-0.073839 (-1.84521)
$D(ER2)_{t-5}$			0.026414 (3.36906)	-0.002696 (-0.06764)
$D(ER2)_{t-6}$			0.009546 (1.21995)	-0.079293 (-1.99329)
$D(ER2)_{t-7}$			-0.002034 (-0.28799)	-0.032617 (-0.90848)
R^2	0.023814	0.020325	0.041489	0.216047
Adjusted R^2	0.019878	0.016375	0.019128	0.197759
F-statistics	6.050072	5.145289	1.855462	11.81349

Poznámka: Zkratka ER1 představuje devizový kurz první měny patričné kombinace a ER2 znamená devizový kurz druhé měny v téže kombinaci. V závorkách jsou uvedeny hodnoty t-statistiky.

Pramen: Výpočty autora.

K poněkud lepším výsledkům vedl odhad VECM pro měnovou kombinace PLN – SKK a období členství v EU. Jako statisticky významná se projevila vazba, v níž vývoj devizového kurzu PLN/EUR pozitivně ovlivňoval kurz SKK/EUR. Konkrétně to znamená, že například růst devizového kurzu PLN/EUR (oslabení PLN) přispíval k nárůstu kurzu SKK/EUR (oslabení SKK).

Krátkodobá dynamika analyzovaného systému byla zkoumána pomocí biva-rietních Grangerových testů kauzality. Aplikace testů byla motivována snahou odhalit krátkodobý vztah ve dvojicích proměnných, kde se neprokázala žádná dlouhodobá vazba, a potvrdit závěry odhadů VECM v případech, kde kointegrační vztah mezi devizovými kurzy existoval. Grangerovy testy kauzality vyžadují, aby všechny zakomponované časové řady byly stacionární. V opačném případě mohou být závěry založené na hodnotách F-statistik zavádějící, jelikož testová kritéria budou mít nestandardní rozdělení. Z tohoto důvodu byly pro provádění testů použity první diference všech logaritmovaných časových řad. Počet zpoždění byl opět zvolen na základě AIC, přičemž nejčastěji se vyskytovalo zpoždění jednoho a dvou dnů. Výsledky (hodnoty F-statistik a pravděpodobnost) pro všechna časová období a měnové kombinace sumarizuje tabulka 5. Vždy je testována nulová hypotéza, že devizový kurz první měny neovlivňuje v Grangerově smyslu devizový kurz druhé měny.

T a b u l k a 5

Výsledky Grangerových testů kauzality

	1997 – 2006	2002 – 2006	2004 – 2006
<i>HUFx CZK</i>	19.6452** (9.7E-06)	2.70015 (0.10059)	0.01307 (0.90901)
<i>CZKx HUF</i>	7.48664** (0.00626)	7.43071** (0.00650)	1.73346 (0.18847)
<i>PLNx CZK</i>	2.58693 (0.07545)	0.01839 (0.89215)	2.09543 (0.14826)
<i>CZKx PLN</i>	0.20604 (0.81381)	2.59586 (0.07211)	1.23173 (0.26751)
<i>SKKx CZK</i>	5.01926* (0.02515)	0.59031 (0.44245)	0.26071 (0.60982)
<i>CZKx SKK</i>	0.06781 (0.79458)	1.54996 (0.21338)	2.42044 (0.12029)
<i>PLNx HUF</i>	1.80930 (0.14331)	1.14005 (0.32014)	0.60596 (0.43622)
<i>HUFx PLN</i>	3.40444* (0.01698)	3.76582* (0.02341)	2.42044 (0.12029)
<i>SKKx HUF</i>	7.53259** (0.00610)	4.20100* (0.04061)	6.02002* (0.01443)
<i>HUFx SKK</i>	0.83254 (0.36163)	7.11777** (0.00773)	1.18786 (0.27620)
<i>SKKx PLN</i> <i>PLNx SKK</i>			

Poznámka: x znamená „neovlivňuje“; * a ** znamená statistickou významnost F-statistiky na 5%, resp. 1% hladině významnosti, v závorkách je uvedena pravděpodobnost.

Pramen: Výpočty autora.

Krátkodobé interakce mezi analyzovanými devizovými kurzy se prokázaly být statisticky významné mnohem častěji než dlouhodobé rovnovážné vztahy. Krátkodobá závislost byla identifikována ve všech třech časových obdobích a u všech měnových kombinací kromě dvojice CZK – PLN. V některých případech byla odhalena dokonce obousměrná vazba, což znamená, že devizový kurz každé ze dvou měn souvisí s minulými hodnotami devizového kurzu druhé měny. V případech, kdy byla prokázána existence kointegrační vazby, potvrzují výsledky Grangerova testu závěry odhadu VECM pouze z poloviny. Konkrétně v letech 2002 – 2006 se neprokázala žádná krátkodobá interakce mezi devizovými kurzy CZK a PLN.¹¹ Potvrzení závěrů VECM je nicméně možno pozorovat u kurzů PLN a SKK v období 2004 – 2006. Vysoce signifikantní hodnota F-statistiky Grangerova testu nám umožňuje zamítnout hypotézu o nezávislosti vývoje devizového kurzu SKK/EUR na minulých hodnotách devizového kurzu PLN/EUR.

Zajímavým rysem Grangerových testů kauzality je fakt, že z hlediska síly a významnosti indikovaných vazeb mezi devizovými kurzy poskytují zcela opačné výsledky než korelační analýza, která byla použita například v [11]. Například mezi nejvíce korelovanými měnami v období 2004 – 2006, tedy HUF – PLN a CZK – SKK, nebyla rozpoznána žádná krátkodobá interakce. Naopak, velmi málo korelované kombinace HUF – SKK a PLN – SKK vykazují ve všech obdobích významnou kauzální závislost v Grangerově smyslu. S opačnými výsledky se lze setkat i při srovnání časových období. Zatímco z hodnot korelačních koeficientů vyplývá, že korelace v letech 2004 – 2006 byla podstatně vyšší než v období 1997 – 2006 nebo 2002 – 2006, Grangerovy testy ukazují na velmi sporadický výskyt vzájemných interakcí v období členství v EU ve srovnání se dvěma zbývajícímí časovými obdobími.

Je tedy zřejmé, že korelaci, čili lineární vztah mezi analyzovanými proměnnými a podobnost v jejich vývoji nelze zaměňovat za závislost a výzkum, zda vývoj jedné proměnné není do jisté míry předurčen vývojem proměnné druhé. Zdánlivě protichůdné závěry korelační analýzy a Grangerových testů kauzality

<p>¹¹ Pokud bychom však přijali hladinu významnosti 10 %, bylo by možno zamítnout hypotézu, že devizový kurz CZK/EUR v Grangerově smyslu neovlivňuje devizový kurz PLN/EUR.</p>			

proto ve skutečnosti v rozporu nejsou. Pouze zvýšená korelace a podobný vývoj devizových kurzů měn EU-4 v období 2004 – 2006 nejsou způsobeny vzájemným ovlivňováním, ale zcela jinými faktory, které nebyly do analýzy zahrnuty. Tento závěr se může opřít i o výsledky kointegrační analýzy, která odhalila pouze vzácně se vyskytující dlouhodobou vazbu mezi měnami EU-4.

Závěr

Cílem příspěvku bylo provést empirickou analýzu devizových kurzů národních měn zemí EU-4 vůči euru se zaměřením na zjištění dlouhodobých rovnovážných vazeb a krátkodobých vzájemných interakcí. Využitelnost závěrů tohoto typu analýzy lze očekávat zejména v praktickém výkonu kurzové politiky a také při obchodování na devizovém trhu a zajištění proti kurzovému riziku.

Kointegrační analýza odhalila pouze vzácně se vyskytující dlouhodobé vazby mezi měnami EU-4. Existence těchto většinou slabých vazeb navíc nebyla potvrzena alternativními testy. O nestabilitě dlouhodobých vztahů svědčí i odhady VECM vysvětlující krátkodobou dynamiku v rámci systému s dlouhodobou rovnovážnou vazbou, které většinou vedly k velmi nepřesvědčivým výsledkům. Výjimku představuje pouze dlouhodobý rovnovážný vztah mezi devizovými kurzy PLN a SKK v období členství v EU, přičemž je patrná vazba vycházející od PLN a promítající se do vývoje SKK. Tento závěr má bezesporu i praktické konsekvence, neboť SKK již vstoupila do mechanismu devizových kurzů ERM II a nachází se tak v období plnění konvergenčního kritéria kurzové stability. Jakýkoliv empiricky potvrzený determinant kurzového vývoje SKK tak může být využit při nastavení a výkonu kurzové politiky usilující o splnění kritéria stability devizového kurzu.

Samostatné krátkodobé interakce mezi devizovými kurzy byly zkoumány pomocí Grangerových testů kauzality a ukázaly se být statisticky významné mnohem častěji než dlouhodobé rovnovážné vztahy. Krátkodobé kauzality v Grangerově smyslu byly identifikovány v různých etapách celého období 1997 – 2006 u všech měn kromě kombinace CZK – PLN. Velmi zajímavým rysem výsledků Grangerových testů je, že v období členství v EU poklesla četnost i síla krátkodobých kauzálních vazeb. Přijmeme-li závěry komplementárních studií o rostoucí korelaci v témže období, můžeme konstatovat, že jde o důkaz klesající suverenity národních měn EU-4 na devizovém trhu a jejich schopnosti ovlivnit vývoj ostatních regionálních měn. Stále více jsou tyto měny na devizovém trhu považovány za homogenní skupinu, která je více než interními regionálními faktory ovlivňována externími činiteli, které na ně působí ve stejném či podobném směru.

Charakter výsledků provedené analýzy naznačuje, že jejich využitelnost pro výkon měnové respektive kurzové politiky je zejména z důvodu absence dlouhodobých rovnovážných vazeb omezena. O to významnější je však využití při definování obchodních strategií na devizovém trhu nebo při efektivním zajištění kurzového rizika.

Empirické výsledky ukazují na vysokou míru substituovatelnosti měn a podporují tak využití zajišťovacích produktů znějících nejen na měnu zajišťované pozice, ale i na měny jiných zemí EU-4.

Literatura

- [1] ÉGERT, B. – GRUBER, T. – REININGER, T.: Challenges for EU Acceding Countries' Exchange Rate Strategies after EU Accession and Asymmetric Application of the Exchange Rate Criterion. *Focus on Transition*, 7, 2003, č. 2, s. 152 – 173.
- [2] EIJJFINGER, S. C. W.: The New EU Member States: Trading Off Exchange Rate Stability and Price Stability. [Briefing Paper for the Monetary Dialogue of September 2005 by the Committee on Economic and Monetary Affairs of the European Parliament with the President of the European Central Bank]. Dostupný z [www: <www.europarl.eu.int/comparl/econ/emu/20050914/eijffinger_en.pdf>](http://www.europarl.eu.int/comparl/econ/emu/20050914/eijffinger_en.pdf).
- [3] ENGLE, R.F. – GRANGER, C. W. J.: Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 1987, č. 2, s. 251 – 276.
- [4] GRANGER, C. W. J.: Some Recent Development in a Concept of Causality. *Journal of Econometrics*, 39, 1988, č. 1 – 2, s. 199 – 211.
- [5] GRANGER, C. W. J. – NEWBOLD, P.: Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 1974, č. 1, s. 111 – 120.
- [6] JOHANSEN, S.: Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, č. 3, s. 231 – 254.
- [7] JOHANSEN, S.: Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford: Oxford University Press 1997.
- [8] JOHANSEN, S. – JUSELIUS, K.: Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1990, č. 2, s. 169 – 210.
- [9] NELSON, C. R. – PLOSSER, C. I.: Trends and Random Walks in Macroeconomic Time series. *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, č. 2, s. 139 – 162.
- [10] STAVÁREK, D.: Exchange Rate Development and Volatility in New EU Member States. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 54, 2006, č. 6, s. 521 – 538.
- [11] STAVÁREK, D.: Overview of the Exchange Rate Development in the Visegrad Countries. In: *Znalostná ekonomika – nové výzvy pre národohospodársku vedu*. [CD-R]. Bratislava: Vydavateľstvo Ekonóm 2006. 7 s. ISBN 80-225-2249-X.
- [12] STAVÁREK, D. – POLOUČEK, S.: The Financial Sector in the Enlarging European Union. Newcastle: Cambridge Scholars Press 2006. ISBN 1-84718-020-5.