

Režimy menového kurzu a volatilita: porovnanie vybraných krajín ERM a Vyšehradskej skupiny

Juraj VALACHY* – Evžen KOČENDA**

Exchange Rate Regimes and Volatility: Comparison of the Selected ERM Countries and Visegrad

Abstract

Exchange rate stability was defined as one of the prerequisites for monetary integration in Europe. In this paper, we analyze recent developments in the volatility of exchange rates of the Central European countries (the Visegrad Group) and a selected group of European Union countries (the Snake) participating in the former European Monetary System. We compare volatilities in the currencies of both groups under specific exchange rate regimes using two different approaches to modelling exchange rate volatility: squared returns parametric model and GARCH. Both methods provide identical results for the currencies of the Visegrad group: an increase in volatility after a floating exchange rate regime was introduced. The case of the Snake countries exhibits mixed results for two currencies and a concurring result for the others: a decrease in volatility. In one case we are left with an insignificant coefficient.

Keywords: exchange rate, exchange rate regime, volatility, transition, integration, European Union, nonlinearity, interest rate parity

JEL Classification: C14, C22, C51, F31, F33, F36

* Mgr. Juraj VALACHY, PhD., M. A., Univerzita Komenského, Fakulta sociálnych a ekonomických vied, Odbojárov 10/a, 820 05 Bratislava 25; Inštitút finančnej politiky Ministerstva financií SR, Štefanovičova 5, P. O. Box 82, 817 82 Bratislava 1; e-mail: jvalachy@mfr.sk

** prof. Ing. Evžen KOČENDA, PhD., M. A., CERGE-EI (spoločné pracovisko Karlovej Univerzity a Akadémie vied Českej republiky), P. O. Box 882, Politických vězňů 7, 111 21 Praha, Česká republika; e-mail: evzen.kocenda@cerge-ei.cz

PodĎakovanie: Radi by sme poďakovali Zuzane Bakošovej, Janovi Hanouskovi, Janovi Kmetovi, Lucio Vinhas de Souza, ako aj účastníkom ICEG konferencie *Exchange Rates* v Budapešti (november 2002) za ich podnetné pripomienky.

Počas písania tejto práce autori použili financie z GAUK grantu č. 273/2002/A-EK/CERGE. Tento výskum bol podporený aj grantom GDN III – 034 z fondu CERGE-EI na základe programu *Global Development Network*. Všetky uverejnené výroky a názory patria autorom, a nie sú názorami MF SR, CERGE-EI, WIIW alebo GDN.

1. Úvod a motivácia

Táto stať sa zaoberá analýzou volatility menových kurzov krajín strednej Európy a porovnáva ich s volatilitami krajín Európskej únie, ktoré sa podieľali na niekdajšom Európskom menovom systéme (EMS). Keďže stabilita menového kurzu sa považovala za jeden z nevyhnutných predpokladov menovej integrácie v Európe, jej platnosť je dôležitá aj pre nové členské štáty Európskej únie. Navyše, volatilitu realizovanú počas určitých režimov menového kurzu možno použiť na porovnanie perspektív kandidátskych krajín na vstup do ERM II.

1.1. Vývoj menovej integrácie EMS a Vyšehradskej skupiny

Porovnateľný vývoj režimov menového kurzu v krajinách Európskej únie a v krajinách s pokročilou transformáciou je hlavným argumentom pre opodstatnenosť porovnania volatility menového kurzu, ktorého režim sa stal následkom inštitucionálnych zmien voľnejší. Európsky menový systém bol založený v marci 1979 ako snaha, ktorá mala stabilizovať volatilitu menového kurzu v rámci krajín Európskeho spoločenstva – ES (*European Community – EC*). Na základe EMS krajiny ES (pôvodne 11 krajín) súhlasili s povinným obmedzením fluktuácií ich vzájomných menových kurzov pomocou inštrumentu, ktorý je známy ako *mechanizmus výmenných kurzov* (*Exchange Rate Mechanism – ERM*). Zo začiatku boli všetky krajiny ES členmi EMS, ale iba osem z nich sa podieľalo na ERM: Belgicko, Holandsko, Luxembursko, Dánsko, Francúzsko, Nemecko, Írsko a Taliansko. Španielsko sa pripojilo k ERM roku 1989 a po ňom v rokoch 1990 a 1991 nasledovala Veľká Británia a Portugalsko. Grécko sa ako jediné k ERM nepripojilo. Veľká Británia a Taliansko, po veľkých krízach menového kurzu v septembri 1992, však svoju účasť ukončili. Po ďalšej kríze, v auguste 1993, bol ERM predefinovaný tak, aby umožnil širšie fluktuačné pásmo.

Všetky krajiny zastávajúce ERM zafixovali svoju menu voči všetkým ostatným menám a ich kurzy mohli fluktuovať v rozmedzí $\pm 2,25$ % od centrálnej parity.¹ Príslušné centrálné banky boli povinné držať svoju menu v rámci tejto definovanej hranice. Avšak po mnohých útokoch a tlakoch na menový trh (1992 – 1993) museli niektoré centrálné banky hodnotu centrálnej parity upraviť a nakoniec aj rozšíriť hranicu fluktuácie na ± 15 %. Jedinou výnimkou bolo Dánsko, ktoré nebolo zasiahnuté krízou a zostalo členom ERM za pôvodných podmienok, t. j. s fluktuačným pásmom $\pm 2,25$ %. Napriek tomu, že režim menového kurzu bol oficiálne stále zafixovaný, šírka hranice (30 % v absolútnej hodnote) dovoľuje považovať takéto aranžmán v podstate za plávajúci režim.

¹ Širšie pásmo (± 6 %) počas pôvodného nastavenia systému bolo poskytnuté Taliansku, Španielsku a Portugalsku.

Na začiatku transformácie bol režim menového kurzu odlišný v rámci krajín strednej Európy. Stupeň homogenity menového režimu sa nedá porovnávať s bývalým EMS, ale možno pozorovať určité podobnosti vo vývoji. Na začiatku transformačného procesu boli menové kurzy v Českej republike, Poľsku, Maďarsku a v Slovenskej republike fixované. Česká a Slovenská republika zafixovali svoj kurz voči menovému košu. Šírka fluktuačného pásma bola stanovená na $\pm 0,5$ % od centrálnej parity. Od rozdelenia, v roku 1993, Slovensko postupne zvyšovalo túto hranicu až na ± 7 % v roku 1997. Česká republika pristúpila k zvýšeniu pásma na $\pm 7,5$ % už skôr – v roku 1996. Podobný vývoj sa zaznamenal aj v Poľsku a Maďarsku. Jediný rozdiel spočíval v tom, že tieto krajiny prijali kurzový režim, kde boli dopredu ohlásené zmeny centrálnej parity (*crawling peg*) menového koša. Centrálna parita teda nebola konštantná, ako v prípade Českej republiky a Slovenska, ale menila sa každý mesiac (podrobnejší prehľad zmien pozri [36]).

Keď sa v máji 1997 finančné trhy ocitli v chaose, Česká republika ako prvá stredoeurópska krajina prijala režim plávajúceho menového kurzu. V októbri 1998 to bolo Slovensko a o dva roky neskôr Poľsko (2000), ktoré taktiež opustili režim fixných menových kurzov a prijali plávajúci režim. Maďarsko ako jediná krajina ešte nemá zavedený plávajúci výmenný režim, aj keď v roku 2001 došlo k podstatnému priblíženiu k tomuto režimu rozšírením pásma na ± 15 %. Z toho si môžeme povšimnúť všeobecnú tendenciu prechodu od pevného režimu k plávajúcemu [21]. Navyše, táto tendencia umožňujúca trhom určovať cenu národnej meny je rovnaká tak pre stredoeurópske krajiny, ako aj pre krajiny EMS. Tieto dve skupiny sú preto prirodzenými kandidátmi na porovnanie z pohľadu menových režimov. Je tu však ešte jeden dôležitý dôvod. Všetky štyri stredoeurópske krajiny sa stali členmi Európskej únie a taktiež už vyslovili svoje pranie stať sa členmi hospodárskej a menovej únie (EMU/eurozóny). Členstvo v EÚ zvýšilo tlak na koordináciu inštitucionálneho a ekonomického prostredia, a navyše by malo ešte viac podporiť vývoj menových kurzov krajín strednej Európy smerom ku konverzii národných mien na euro.

1.2. Prehľad názorov na vývoj menových kurzov v literatúre

Podľa *Krugmanovho* teoretického modelu [25] by rozširovanie fluktuačného pásma malo viesť k zvýšeniu kredibility pásma a tým k poklesu volatility menových kurzov. *Sosvilla-Rivero*, *Fernandez-Rodriguez* a *Bajo-Rubio* [33] porovnávajú volatilitu v šiestich menových kurzoch EMS pred krízou a po nej v auguste 1993. Zistili, že rozširovanie pásma viedlo v prvom rade k poklesu volatility na úrovne porovnateľné s tými, ktoré prevládali pred krízou. Predsa však, ďalšie obdobie nestability na konci februára, a osobitne na začiatku marca 1995 svedčí o obnovenom náraste volatility menového kurzu pre všetky sledované meny s výnimkou holandského guldena. *Ledesma-Rodriguez* a kol.

[27] tvrdia, že rozširovanie fluktuálnych pásiem spôsobilo nárast kredibility. Vyššia kredibilita by mala znížiť citlivosť menového kurzu na zmeny fundamentov.

Správanie menového kurzu pri fixnom a plávajúcom režime pre meny krajín strednej Európy bolo predmetom viacerých štúdií. *Szapary a Jakab* [35] zhrnuli skúsenosti s režimom kurzu s pravidelnými zmenami kurzu v Maďarsku v období medzi 1995 – 1997. *Ivaničová a Rublíková* [18] analyzovali vývoj slovenskej koruny po zavedení plávajúceho režimu menového kurzu. *Kočenda* [23] porovnával volatilitu menového kurzu českej koruny v období, keď bola zafixovaná k menovému košu. Zistil, že volatilita menového kurzu klesla po zavedení širšieho fluktuálneho pásma, ktoré malo umožniť voľnejší pohyb indexu menového koša. *Brasili a Sitzia* [7] skúmali nedávny vývoj menového kurzu v skupine krajín strednej a východnej Európy. *Kočenda* [21] priniesol širší pohľad na menové kurzy a ich režimy v strednej Európe, a to z pohľadu ich konvergencie závisiacej od rôznych menových režimov.

Odlišný pohľad na správanie EMS prezentuje *Hallett a Anthony* [15]. Autori upozorňujú, že rozptyly vzájomných kurzov v rámci EMS by mohli klesnúť, ale rozptyly voči krajinám, ktoré nie sú v EMS, by mohli vzrásť, takže niektoré meny by sa stali menej stabilnými. Ďalšou možnosťou je, že EMS má efekt na presúvanie volatility na iné časti systému, konkrétne na reálny sektor.

Vplyv volatility menového kurzu na makroekonomické veličiny je často nejednoznačný. *Robertson a Symons* [30] argumentujú, že nízka volatilita menového kurzu prináša väčší výsledný hospodársky rast a menšiu infláciu. Iné štúdium, ako *Sapir a Sekkat* [32] alebo *Krugman* [26] nezaznamenali vplyv volatility na trh, investície a rast. *Flood a Rose* [11] vyvodzujú záver, že fixný menový kurz je menej volatilný než plávajúci kurz, ale neexistuje vzájomné jasné spojenie medzi zníženou volatilitou menového kurzu a lepšou makroekonomickou stabilitou. *Papazoglou* [29] skúma príspevok politiky menového kurzu na výsledný rast v reformujúcich sa krajinách strednej a východnej Európy. Jeho analýza ukazuje, že fixný menový kurz počas obdobia reformy môže priniesť väčší úžitok ako plávajúci, pretože je efektívnejší pri znižovaní inflácie, a má aj priamy pozitívny vplyv na ekonomický rast.

Na zhodnotenie vývoja a úspešnosti systému menového kurzu sme sa rozhodli použiť dve odlišné metódy výpočtu. Prvá spočíva v odhadnutí parametrického modelu, ktorý je odvodený z podmienky parity úrokovej miery. Na komparáciu sme potom použili odhady funkcie rozptylu. Druhá metóda spočíva v odhadnutí určitého typu GARCH procesu, ktorý zohľadňuje špecifické štatistické vlastnosti zmien menového kurzu. Na porovnávanie používame výsledky týchto odhadov.

Štruktúra state je nasledovná: v časti 2 zhrnieme použitú metodológiu, ďalej v časti 3 opíšeme použité údaje. Časť 4 prezentuje výsledky a v závere sú stručne zhrnuté výsledky tejto state.

2. Metodológia

Andersen, Bollerslev, Diebold a Labys [2] vymenúvajú tri možné spôsoby ako aproximovať inak priamo nemerateľnú volatilitu. Volatilitu, ktorá je nepozorovateľná, možno získať: a) odhadom parametrických ekonometrických modelov,

ako je zovšeobecnená autoregresívna podmienená heteroskedasticita (*generalized autoregressive conditional heteroscedasticity* – GARCH); b) výpočtom volatility vychádzajúcej z cien opcií; c) výpočtom priamych ukazovateľov volatility, ako sú *ex post* štvorce alebo absolútne hodnoty zmien.²

V našej analýze použijeme (1) model, kde je volatilita vnímaná ako štvorec zmien menového kurzu po odfiltrovaní zmien v úrokových mierach (reziduálna volatilita nespôsobená zmenami úrokových mier) a (2) modelovanie pomocou parametrického GARCH modelu pre zmeny menového kurzu. Pretože údaje o cenách opcií mien v strednej Európe v prvých rokoch reformného obdobia nie sú prístupné, nie sme schopní použiť volatilitu vypočítanú z cien opcií.

2.1. Špecifikácia pomocou štvorcov denných zmien

Funkcia rozptylu, ako aproximácia volatility, môže byť odhadovaná použitím čo najvšeobecnejšieho parametrického modelu, ktorý vyvinul Ait-Sahalia [1] na účely modelovania správania úrokových mier. My sme sa snažili použiť takú špecifikáciu, ktorá bude vhodná na odhad modelov výmenných kurzov, a zároveň bude dosť všeobecná na to, aby postihla prípadnú nelinearitu medzi úrokovou mierou a kurzom. Model je definovaný tak, aby spĺňal požadované vlastnosti úrovne stacionarity časových radov (úrokovvej miery). Menový kurz je väčšinou nestabilný, ale po logaritmovaní už možno jeho prvú diferenciu považovať za stacionárny časový rad.

V duchu špecifikácie podľa Ait-Sahalia zavedieme model používajúci ideu parity úrokovvej miery [19]. Presné odvodenie modelu je uvedené v práci [36]. Naša špecifikácia modeluje zmenu menového kurzu v nasledujúcich funkciách driftu a rozptylu:

$$\mu(\Delta S, \alpha) = \alpha_1 (i_t - i_t^*) + \alpha_2 \left(\frac{i_t^2}{2} - \frac{i_t^{*2}}{2} \right) + \alpha_3 \left(\frac{i_t^3}{3} - \frac{i_t^{*3}}{3} \right) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma'^2(\Delta S, \beta) = \beta_0 + \beta_1 (i_t - i_t^*)^2 + \eta_t \quad (2)$$

kde

S – logaritmus zahraničnej meny v jednotkách domácej meny,

i_t – domáca úroková miera,

i_t^* – zahraničná úroková miera.

² Každý z týchto prístupov má svoje nedostatky, a preto odporúčame použiť novú mieru volatility, ktorú nazývame *realizovaná volatilita*. Dennú realizovanú volatilitu počítame sčítaním štvorcov volatilit sledovaných viackrát počas jedného dňa (*intraday volatility*). Nedostatok tohto prístupu spočíva v tom, že sa dá aplikovať len v prípade, keď disponujeme *intraday* údajmi.

Dostatočne voľne špecifikované funkcie pre μ a σ^2 neboli predtým uvedené v súvisiacej literatúre. Špecifikácia driftu používa výrazy vyšších stupňov Taylovho rozvoja pre podmienku parity úrokovej miery. V literatúre sa zvyčajne používa iba prvý stupeň aproximácie, ale – keďže pracujeme s krajinami s vyššou úrokovou mierou – potrebujeme aj výrazy vyšších stupňov.³ Neskôr aproximujeme volatilitu ako nelineárnu funkciu úrokového diferenciálu. Tento prístup je podobný Bilsonovmu [5], ktorý tvrdí, že volatilita je spojená s rozdielom medzi úrokovými mierami dvoch mien. Vysoké úrokové diferenciály existujú iba v prípade vysokej volatility meny, inak by sa mohli objaviť príležitosti na arbitráž. Množstvo empirických štúdií zakladá svoje výsledky na považovaní štandardnej odchýlky denných zmien kurzu za volatilitu (pozri [15] a iné). Domnievame sa, že takýto prístup je príliš zjednodušujúci a že zanedbanie vplyvu úrokovej miery môže viesť k mylným záverom.

Platnosť parity úrokovej miery bola v praxi spochybnená. V skorších štúdiách totiž môžeme nájsť zamietnutie tejto hypotézy (pozri [9; 12] spomedzi ostatných). Baille a Bollerslev [3] tvrdia, že neúspech nájdenia dôkazu o prítomnosti parity úrokovej miery môže byť spôsobený nesprávnym štatistickým modelovaním. Simulačný príklad používajúci údaje generované platnou nekrytou paritou úrokovej miery (*uncovered interest rate parity* – UIP) ukázala, že k zamietnutiu hypotézy došlo napriek tomu, že v skutočnosti bola platná. Pokročilejšie ekonometrické metodológie neskôr nachádzajú dôkazy v prospech jej platnosti.

Kirikos [20] testuje hypotézu nekrytej parity založenú na Markovovom prepínacom (*switching*) procese. Zistil, že vzťah pre paritu môže byť zamietnutý v prípade troch európskych mien k USD. Bansal a Dahlquist [4] vymenovali ďalšie faktory, ktoré môžu ovplyvňovať platnosť nekrytej parity. Týmito faktormi môže byť hrubý národný produkt (HNP) na hlavu, priemerné úrokové miery alebo inflácia.

Táto stať obhajuje používanie UIP pre náš model, pretože pod režimom menového kurzu typu *basket-peg* (menový kôš) je možné, aby sa menový kurz upravoval vo väčšom či menšom rozsahu. Táto črta je ešte viac očividná pri režime kurzu s pravidelnými zmenami kurzu. To zodpovedá režimom v oboch skupinách, v krajinách ERM a v krajinách Vyšehradskej skupiny (V4) a odôvodňuje spojenie medzi našou špecifikáciou a paritou úrokovej miery, dokonca aj v obdobiach, keď menové kurzy oboch skupín neboli plne plávajúce.

³ Úrokový diferenciál je možné rozdeliť do 2 premenných – domáca a zahraničná úroková miera. Týmto rozdelením môžeme zistiť, či domáca alebo zahraničná úroková miera majú rozdielne dopady na menový kurz. Takýto prístup je možné nájsť v [34] a [31]. Autori sa v týchto štúdiách domnievajú, že zahraničná úroková miera má väčší dopad na zmenu menového kurzu ako domáca. Nevykonali však žiadny štatistický test, ktorý by dokazoval rôznosť týchto vplyvov (koeficientov). Štandardné odchýlky koeficientov sú dostatočne veľké nato, aby sme mohli predpokladať ich rovnosť.

2.2. GARCH špecifikácia

Druhý prístup modelovania volatility spočíva v prispôsobení špecifického parametrického ekonometrického modelu typu GARCH. Jedna z oblastí adresovaná alternatívnymi špecifikáciami tohto modelu je asymetria, pretože základná GARCH špecifikácia predpokladá symetrický dopad na inovácie na volatilitu. To, či je inovácia ε_{t-1}^2 kladná, alebo negatívna, nemá vplyv na očakávanú hodnotu rozptylu počas ďalšej periódy.

Teória pákového (*leverage*) efektu, prvýkrát popísaná v [6], navrhuje rozličný prístup pre pozitívnu a negatívnu inováciu. Predpokladá sa, že veľkosť neočakávaného poklesu na trhu bude viesť k vyššej volatilitě ako neočakávaný nárast. Naša špecifikácia bude nasledovná:

$$\begin{aligned} r_t &= a_0 + \sum_{i=1}^k a_i r_{t-i} + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \xi d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (3)$$

kde indikátorová premenná d_{t-1} je rovná 1, ak $\varepsilon_{t-1} < 0$ a 0 inak; r_t zmena menového kurzu v priebehu dvoch po sebe nasledujúcich obchodných dní a k je počet lagov vybraných Schwarzovým-Bayesovým kritériom na výber lagov. Túto špecifikáciu volatility s *leverage* efektom (prezentovaným premennou d_{t-1}) zaviedli Glosten, Jagannathan a Runkle v práci [14] a aplikovali ju napríklad Engle a Ng [8], Hamilton a Susmel [17] na oceňovanie aktív, alebo Kočenda [23] v prípade menových kurzov.⁴

Kladná hodnota koeficientu ξ môže viesť k tomu, že negatívna inovácia zvýši volatilitu menového kurzu viac ako pozitívna inovácia. Hodnota štatisticky významného koeficientu ξ teda ukazuje veľkosť *leverage* efektu a jeho znamienko. Pozitívna hodnota koeficientu ξ ukazuje nárast (a negatívny koeficient pokles) vo volatilitě menového kurzu. Porovnaním hodnôt a znamienok štatisticky významných koeficientov pre konkrétny menový kurz vo dvoch oddelených periódach pevného a voľného režimu menového kurzu je možné vyjadriť sa k účinku režimu menového kurzu na volatilitu.⁵

⁴ *Leverage efekt* bol analyzovaný v pohyboch cien akcií. Napríklad, v prípade vlastného kapitálu, Black [6] a Nelson [28], spomedzi iných. V prípade menového kurzu, *leverage* efekt prezentuje fakt, že nárast v cene zahraničnej meny v jednotkách domácej meny (znehodnotenie domácej meny) môže viesť k nárastu volatility domácej meny viac ako pri apreciácii rovnakej veľkosti. Napriek tomu, že držanie zahraničnej meny je podobné ako pri vlastnom kapitáli, literatúra opisujúca *leverage efekt* v súvislosti s fluktuáciou menového kurzu je stále nedostatočná.

⁵ V skoršej verzii našej práce sme používali model aj s rozptylom v rovnici driftu. Avšak táto premenná sa ukázala ako štatisticky nevýznamná, a teda sme sa rozhodli pre model bez použitia rozptylu v rovnici driftu.

3. Údaje

Na účely komparatívnej analýzy sme použili dve skupiny krajín s podobnou ekonomickou a inštitucionálnou úrovňou vzhľadom na režim menového kurzu. Ako reprezentatívne krajiny EMS sme zvolili tie, ktoré zaviedli pevný režim menového kurzu ešte pred vznikom EMS. Do tejto skupiny, nazývanej *Snake*, patrí Nemecko, Holandsko, Belgicko a Dánsko, a v niektorých prípadoch aj Francúzsko. Tieto krajiny si v roku 1973 navzájom zafixovali kurzy svojich mien a voči ostatným krajinám udržiavali koordinovaný plávajúci kurz. V roku 1979 spolu s ostatnými krajinami založili EMS a v priebehu jeho trvania sa nikdy neodchýlili od požiadavok ERM. Práve preto považujeme túto skupinu za referenčnú.⁶ Od roku 1993, keď rozšírili svoje flukтуаčné pásma (30 % v absolútnej hodnote), považujeme ich za skupinu s plávajúcim menovým kurzom. Ako zástupcov stredoeurópskych krajín sme vybrali skupinu V4, ktorá pozostáva z Českej republiky, Maďarska, Poľska a Slovenska.⁷

Teoreticky existuje ďalší faktor ovplyvňujúci volatilitu menového kurzu, a to kredibilita dohody ERM. Krugman [25] dokazuje závislosť kredibility od šírky flukтуаčného pásma. Nanešťastie, kredibilita môže byť ovplyvnená aj celým radom ďalších faktorov, ako napríklad úrokovým diferenciálom, inflačným diferenciálom alebo veľkosťou rezerv centrálnej banky. Preto sme zvolili krajiny zo skupiny „ERM“, ktoré majú najvyššiu a dlhodobo trvajúcu kredibilitu spomedzi krajín ERM. Problém kredibility, ako možného faktora, vyriešime tým, že krajiny, ktorých centrálna parita musela byť veľakrát upravená (a tým je kredibilita premenlivá v čase), sme do nášho výberu krajín nezaradili. V auguste 1993 sa nepopierateľne výrazne rozšírilo flukтуаčné pásmo, a zároveň sa pravdepodobne zvýšila aj kredibilita. Zmena v kredibilite však nebola taká výrazná v krajinách skupiny „ERM“ ako v ostatných krajinách ERM. Podľa Ledesma-Rodriguesa a kol. [27] najväčšia zmena v kredibilite nastala v 80. rokoch a v roku 1993. Výnimkou je Belgicko a Holandsko, kde sa kredibilita nezmenila ani v roku 1993. Ostatným krajinám ERM šírka pásma priniesla zvýšenie kredibility. Je dôležité, že hodnoty ostatných faktorov ovplyvňujúcich kredibilitu ostali nezmenené, takže zmenu spôsobilo len rozšírenie flukтуаčného pásma. Dôkladný výber krajín s podobnou kredibilitou by mal znížiť vplyv kredibility na menové kurzy v tejto analýze.

⁶ Kočenda a Pappel [24] zistili, že krajiny, ktoré sa neustále podieľali na zužovaní pásma ERM, vykazujú omnoho vyššiu konvergenciu miery inflácie ako krajiny, ktoré ostali mimo mechanizmu. Prípisyujú to disciplinárnemu účinku ERM. Detaily pozri Giavazzi a Giovanninni [13].

⁷ Kočenda [22] skúma makroekonomické zblížovanie krajín strednej Európy. Zistil, že skupina piatich krajín, ktoré podpísali dohodu CEFTA (Vyšehradská skupina je podskupina CEFTA krajín), vykazujú podobné a relatívne vysoké stupne zblížovania makroekonomických indikátorov. Toto zistenie pripisuje dvom faktorom. Po prvé, medzinárodný obchod v rámci CEFTA slúži ako prirodzený prostriedok koordinácie ekonomického rozvoja. Po druhé, príprava na vstup do EÚ slúži ako základný prostriedok koordinácie v zmysle splnenia predstupových kritérií.

Na výpočet zmien v menovom kurze počas dvoch po sebe nasledujúcich obchodných dní používame percentuálnu zmenu nominálneho menového kurzu vyjadreného ako hodnota nemeckej marky (alebo eura) v jednotkách domácej meny. Na výpočet úrokového diferenciálu (rozdielu domácej a zahraničnej úrokovej miery) používame úrokové miery s mesačnou splatnosťou.⁸ V literatúre možno nájsť použitie kratších dôb splatnosti, avšak jednomesačná doba splatnosti sa v každej krajine používa najdlhšie. Táto splatnosť je tiež veľmi blízko štandardným referenčným úrokovým sadzbám väčšiny centrálnych bánk. Základná štatistika zmien menového kurzu je uvedená v tabuľke 1 a úrokovej miery v tabuľke 2.

Motivácia nášho porovnania spočíva v prechode z pevného režimu na plávajúci menový režim, a teda dátum tejto zmeny je pre nás rozhodujúci. Pre krajiny ERM je to jednotne 2. august 1993. Avšak pre krajiny V4 je tento dátum rozdielny. Národné banky zaviedli plávajúci režim v nasledujúcich dátumoch: 26. mája 1997 v Českej republike, 2. októbra 1998 v Slovenskej republike a 12. apríla 2000 v Poľsku. V prípade Poľska však môžeme uvažovať o blízkej paralele s vývojom EMS roku 1993, keďže 25. marca 1999 zaviedlo široké fluktučné pásmo fixného kurzu $\pm 15\%$ (rovnaké ako EMS). Rovnaký vývoj môžeme vidieť v Maďarsku, kde sa 4. mája 2001 pásmo tiež rozšírilo na $\pm 15\%$ a žiadne ďalšie mesačné devalvácie sa nezavádzali.

Inštitucionálne prostredie je viac než rámec úpravy menového kurzu. Medzi inými, zahrnuje stupeň kredibility, nezávislosť menového orgánu, existenciu cieľovacieho mechanizmu (inflácia, menové agregáty) a v prípade určitých krajín z CEFTA vstup do EÚ, event. aj členstvo v eurozóne. Účinky týchto faktorov do detailov popísal Vinhas de Souza [37]. Zistil, že v prípade pristupujúcich krajín fungovanie nezávislej centrálnej banky s plávajúcim menovým kurzom a cieľovacím mechanizmom ovplyvňuje makroekonomické prostredie tak, že premenné majú nominálnu variabilitu (vrátane menového kurzu) ako premenné počas režimu skutočne fixného menového kurzu. Toto zistenie podporuje hypotézu, že volatilita menového kurzu je ovplyvnená aj inými faktormi než len typom režimu menového kurzu.⁹ Ako sme už spomínali v prípade kredibility, vybrali sme krajiny strednej a východnej Európy, ktoré majú podobný vývoj základnej makroekonomickej politiky v priebehu posledných 10-tich rokov. Teda nie iba spoločnú zmenu z fixného režimu na plávajúci režim menového kurzu, ale aj podobný (alebo rovnaký) inštitucionálny rámec, reformnú skúsenosť, časovanie prístupového procesu do EÚ, a napokon aj dátum vstupu do EÚ.

⁸ Použili sme úrokovú sadzbu (predaj) kótovanú na trhoch jednotlivých krajín. Ide o Bribor, Bubor, Pribor a Wibor pre krajiny V4.

⁹ Radi by sme poďakovali prof. Vinhas de Souza za zdôraznenie tejto otázky.

Zmena režimu menového kurzu (alebo jeho významná modifikácia) predstavuje istý šok pre menové trhy. V čase pred zmenou a krátko po nej menový kurz vykazuje veľa pozorovaní (*outlier*), ktoré nepochádzajú z obvyklého procesu generovania dát. Preto sme sa rozhodli nezahrnúť do nášho súboru mesiac, keď sa pozorovala zmena, a aj mesiac po zmene (modifikácie) menového kurzu.

4. Empirické výsledky

4.1. Štvorce denných zmien

Na začiatku bol odhadnutý model pre strednú hodnotu (1). Potom, pri použití volatility reprezentovanej ako štvorce rezíduí z prvej rovnice, sme odhadli rovnicu (2). Najskôr budeme prezentovať výsledky pre krajiny V4, jednotlivo pre periódy s rozdielnymi menovými režimami. Výsledky sú uvedené v tabuľke 3, časť A. Potom nasledujú výsledky pre krajiny ERM, ktoré sú uvedené v tabuľke 3, časť B.

Kvôli zmenám v režime menového kurzu očakávame, že parametre driftu a rozptylu budú rôzne počas rôznych režimov. Konkrétna parametrizácia nie je teda časovo homogénna. Napríklad koeficient α_1 počas plávajúceho kurzu by sa mal odlišovať od koeficientu, ktorý sa odhadne počas fixného kurzu. Nedostatočná štatistická významnosť nám totiž niekedy zabraňuje prezentovať jednoznačný výsledok vzhľadom na obe menové skupiny.

Najdôležitejšiu a najilustratívnejšiu časť výsledkov predstavujú hodnoty koeficientov vo funkcii volatility. Hlavnú rolu medzi nimi hrá koeficient β_0 . Tento koeficient zahŕňa volatility, ktorá nezávisí od fluktuácie rozdielov úrokových mier. Ďalší koeficient (β_1) zobrazuje pohyby volatility závislé od týchto fluktuácií. Štatistická významnosť koeficientu β_0 nám umožňuje urobiť niekoľko zaujímavých záverov. Volatilita mien počas periódy fixného režimu je rovnomerne vyššia v krajinách V4 než v krajinách ERM. A rovnako aj volatilita počas periódy „plávajúceho“ režimu je rovnomerne vyššia v krajinách V4 v porovnaní s krajinami ERM. Keď porovnávame zmeny v rozsahu volatility medzi obdobia pevného a plávajúceho režimu, môžeme vyvodiť nasledujúce zistenia: krajiny ERM vykazujú pokles vo volatilitě, zatiaľ čo všetky krajiny V4 vykazujú mierny nárast volatility.

4.2. GARCH

Na odhad koeficientov v rovnici (3) sme použili metódu maximálnej vierohodnosti. Výsledky sú uvedené v tabuľke 4. Časť A zobrazuje výsledky pre krajiny V4 a časť B pre krajiny ERM.

Hypotézu náhodnej cesty pre výnosy menového kurzu a predvídateľnosti volatility je možné potvrdiť pre všetky krajiny V4, okrem Maďarska. Toto zistenie je v súlade s doteraz zaužívanou literatúrou.

Na druhej strane sme zistili signifikantnú autokoreláciu vo výnosoch krajín ERM, čo zamieta hypotézu o náhodnej ceste pre výnosy kurzu, zatiaľ čo predvídateľnosť volatility sa znovu potvrdila.

Porovnaním hodnôt významnosti a vplyvu koeficientov sme zistili, že výsledky pre krajiny ERM sú rôznorodé. Po prechode od pevného kurzu k plávajúcemu sa v prípade belgického a francúzskeho franku zaznamenal pokles volatility, na rozdiel od dánskej koruny, kde sa zaznamenal mierny rast. V prípade Dánska možno opačný výsledok ako pre krajiny postihnuté krízou EMS pripísať inštitucionálnemu vývoju.

V prípade holandského guldenu je výsledok nejednoznačný kvôli nedostatočnej štatistickej významnosti. Výsledky pre krajiny V4 vykazujú rovnomerný rast volatility počas prechodu od pevného režimu k plávajúcemu

Výsledky získané pomocou oboch metód v zásade vedú k záveru, že šírka fluktuáčného pásma – buď malá, alebo veľká – nemusí mať nevyhnutne jednoznačný vplyv na fluktuáciu výmenného kurzu. Okrem typu menového režimu ešte existuje viacero iných faktorov, ktoré môžu ovplyvňovať volatility menového kurzu, ale typ režimu je pravdepodobne najdôležitejší. V našej analýze sme sa snažili izolovať tento vplyv a odhadnúť jeho význam. Identifikácia a zhodnotenie ostatných faktorov je otázkou budúceho výskumu.

Záver

V stati sme analyzovali volatilitu menových kurzov v rámci krajín strednej Európy (V4) a vybranej skupiny krajín z Európskej únie (ERM), ktoré boli členmi bývalého EMS.

Naša metodológia pozostávala z dvoch odlišných prístupov. Parametrický prístup využíva teoretické predpoklady nekrytej úrokovej parity a druhý prístup využíva tradičnejší postoj k časovým radom vo forme GARCH špecifikácie. Výsledky prvého prístupu možno využiť na zostavenie odporúčaní pri makroekonomickej politike, na rozdiel od druhého prístupu, ktorý sa zameriava na časové rady, bez akéhokoľvek teoretického pozadia.

Zistili sme, že meny krajín ERM vykazujú nižšiu volatilitu ako meny krajín V4 pri oboch režimoch, pevnom aj plávajúcom. Po zmene režimu menového kurzu volatilita mien krajín V4 rovnomerne vzrástla. V prípade krajín ERM sme zaznamenali rôznorodé výsledky. Volatilita niektorých mien vzrástla, a niektorých klesla.

Literatúra

- [1] AIT-SAHALIA, Y.: Testing Continuous-time Models of the Spot Interest Rate. *Review of Financial Studies*, 9, 1996, s. 385 – 426.
- [2] ANDERSEN, T. G. – BOLLERSLEV, T. – DIEBOLD, F. X. – LABYS, P.: The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility. *Journal of the American Statistical Association*, 96, 2001, č. 453, s. 42 – 55.
- [3] BAILLIE, R. T. – BOLLERSLEV, T.: The Forward Premium Anomaly is Not as Bad as You Think. *Journal of International Money and Finance*, 19, 2000, s. 471 – 478.
- [4] BANSAL, R. – DAHLQUIST, M.: The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies. *Journal of International Economics*, 51, 2000, č. 1, s. 115 – 144.
- [5] BILSON, J. F. O.: The Non-linear Dynamics of Exchange Rates. [Working paper.] Chicago: Stuart Graduate School of Business, Illinois Institute of Technology 1999.
- [6] BLACK, F.: Studies of Stock Market Volatility Changes. [Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section.] *American Statistical Association* 1976, s. 177 – 181.
- [7] BRASILI, A. – SITZIA, B.: Risk Related Non-linearities in Exchange Rates: Evidence from a Panel of Central and Eastern European Countries. *Open Economies Review*, 14, 2003, č. 2, s. 135 – 155.
- [8] ENGLE, R. F. – NG, V. K.: Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance*, 48, 1993, č. 5, s. 1749 – 1778.
- [9] FAMA, E. F.: Forward and Spot Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, 14, 1984, č. 3, s. 319 – 338.
- [10] FLOOD, R. P. – ROSE, A. K.: Uncovered Interest Parity in Crisis. [IMF Staff papers, 49 (2) 252 – 266.] Washington: IMF 2002.
- [11] FLOOD, R. P. – ROSE, A. K.: Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals. *Journal of Monetary Economics*, 36, 1995, s. 3 – 37.
- [12] FRANKEL, J. A. – FROOT, K. A.: Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations. *American Economic Review*, 77, 1987, č. 1, s. 133 – 153.
- [13] GIAVAZZI, F. – GIOVANNINI, A.: Limiting Exchange Rate Flexibility. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press 1989.
- [14] GLOSTEN, L. – JAGANNATHAN, R. – RUNKLE, D.: Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks. [Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report # 157.] Minneapolis: Federal Reserve Bank 1993.
- [15] HALLETT, A. H. – ANTHONY, M. L.: Exchange Rate behavior under the EMS Regime: Was there Any Systematic Change? *Journal of International Money and Finance*, 16, 1997, č. 4.
- [16] HALPERN, L. – WYPLOSZ, C.: Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies. [IMF Staff papers, 44 (4) 430 – 461.] Washington: IMF 2002.
- [17] HAMILTON, J. D. – SUSMEL, R.: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime. *Journal of Econometrics*, 64, 1994, s. 307 – 333.
- [18] IVANIČOVÁ, Z. – RUBLÍKOVÁ, E.: Quantification of the Development of Slovak Crown after Transition to Floating Rate. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 50, 2002, č. 3, s. 359 – 372.
- [19] KEYNES, J. M.: A Track on Monetary Reform. London: Macmillan 1923.
- [20] KIRIKOS, D. G.: Discrete Policy Interventions and Rational Forecast Errors in Foreign Exchange Markets: The Uncovered Interest Parity Hypothesis Revisited. *International Journal of Finance and Economics*, 7, 2002, s. 327 – 338.
- [21] KOČENDA, E.: Exchange Rate Movements in European Transition Economies. In: Columbus, F. (ed.): *European Economic and Political Issues V*. New York: Nova Science Publishers 2002.

- [22] KOČENDA, E.: Macroeconomic Convergence in Transition Countries. *Journal of Comparative Economics*, 29, 2001, s. 1 – 23.
- [23] KOČENDA, E.: Altered Band and Exchange Rate Volatility. *Economics of Transition*, 6, 1998, č. 1, s. 171 – 181.
- [24] KOČENDA, E. – PAPELL, D. H.: Inflation Convergence within the European Union: A Panel Data Analysis. *International Journal of Finance and Economics*, 2, 1997, č. 3, s. 189 – 198.
- [25] KRUGMAN, P. R.: Target Zones and Exchange-rate Dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, 106, 1991, č. 3, s. 669 – 682.
- [26] KRUGMAN, P. R.: The Case for Stabilizing Exchange Rates. *Oxford Review of Economics*, 106, 1989, s. 669 – 682.
- [27] LEDESMA-RODRIGUEZ, F. – NAVARRO-IBANEZ, M. – PEREZ-RODRIGUEZ, J. – SOSVILLA-RIVERO, S.: Assessing the Credibility of a Target Zone: A History of the EMS. [Mimeo, presented at 81st conference of Applied Econometric Association on *Exchange Rates*.] Marseilles 2003.
- [28] NELSON, D.: Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59, 1991, s. 347 – 370.
- [29] PAPAZOGLU, C.: Exchange Rate Policy and Output Growth: The Experience of the Transition Economies of Central and Eastern Europe. *Post-Communist Economics*, 11, 1999, č. 3, s. 319 – 336.
- [30] ROBERTSON, D. – SYMONS, J.: Output, Inflation and the ERM. *Oxford Economic Papers-New Series*, 44, 1992, č. 3, s. 373 – 386.
- [31] ROSE, A. K. – SVENSSON, L. E. O.: European Exchange Rate Credibility before the Fall. *European Economic Review*, 38, 1994, s. 1185 – 1216.
- [32] SAPIR, A. – SEKKAT, K.: Exchange Rate Regimes and Trade Prices – Does the EMS Matter. *Journal of International Economics*, 38, 1995, č. 1 – 2, s. 75 – 94.
- [33] SOSVILLA-RIVERO, S. – FERNANDEZ-RODRIGUEZ, F. – BAJO-RUBIO, O.: Exchange Rate Volatility in the EMS before and After the Fall. *Applied Economics Letters*, 6, 1999, s. 717 – 722.
- [34] SVENSSON, L. E. O.: Assessing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the ERM, 1979 – 1992. *European Economic Review*, 37, 1993, 763 – 802.
- [35] SZAPARY, G. – JAKAB, Z. M.: Exchange Rate Policy in Transition Economies: The Case of Hungary. *Journal of Comparative Economics*, 26, 1998, č. 4, s. 691 – 717.
- [36] VALACHY, J. – KOČENDA, E.: Exchange Rate Regimes and Volatility: Comparison of the Snake and Visegrad. [CERGE-EI Discussion paper, No. 104.] Prague: CERGE-EI 2003.
- [37] VINHAS de SOUZA, L.: Integrated Monetary and Exchange Rate Frameworks: Are there Empirical Differences? [Working paper series, No. 2/2002.] Tallinn, Estonia: Bank of Estonia 2002.

Tabuľka 1: Základné štatistiky: denné zmeny lokálnej meny voči nemeckej marke

<i>Fixný výmenný režim</i>								
	Česká koruna	Slovenská koruna	Poľský zlotý	Maďarský forint	Belgický frank	Francúzsky frank	Holandský gulden	Dánska koruna
Počet pozorovaní	1048	684	864	1136	763	766	640	610
Priemer	1.15E-05	5.09E-06	7.97E-05	2.64E-04	8.67E-06	5.46E-06	-2.55E-05	-2.27E-06
Štd. odchýlka	0.0029	0.0034	0.0066	0.0024	0.0022	0.0013	0.0007	0.0020
Minimum	-0.0130	-0.0384	-0.0412	-0.0143	-0.0304	-0.0160	-0.0047	-0.0164
Maximum	0.0207	0.0157	0.0463	0.0164	0.0253	0.0082	0.0035	0.0108
Začiatok	05.01.1993	07.07.1995	12.08.1996	01.08.1996	02.07.1990	02.07.1990	02.01.1991	13.02.1991
Koniec	29.04.1997	28.09.1998	30.03.2000	27.04.2001	29.07.1993	29.07.1993	29.07.1993	29.07.1993
<i>Plávajúci výmenný režim</i>								
Počet pozorovaní	1232	904	535	268	1298	1298	1298	1298
Priemer	-1.58E-04	6.36E-05	-7.94E-07	2.13E-05	-3.58E-05	-3.48E-05	1.63E-06	-4.79E-05
Štd. odchýlka	0.0046	0.0032	0.0084	0.0059	0.0011	0.0016	0.0004	0.0012
Minimum	-0.0269	-0.0155	-0.0582	-0.0204	-0.0134	-0.0104	-0.0033	-0.0088
Maximum	0.0311	0.0248	0.0630	0.0439	0.0080	0.0087	0.0040	0.0093
Začiatok	01.07.1997	01.12.1998	01.06.2000	02.07.2001	01.10.1993	01.10.1993	01.10.1993	01.10.1993
Koniec	30.07.2002	30.07.2002	30.07.2002	30.07.2002	30.12.1998	30.12.1998	30.12.1998	30.12.1998

Tabuľka 2: Základné štatistiky: 1-mesačná úroková miera na lokálnu menu

<i>Fixný výmenný režim</i>								
	Česká koruna	Slovenská koruna	Poľský zlotý	Maďarský forint	Belgický frank	Francúzsky frank	Holandský gulden	Dánska koruna
Počet pozorovaní	1048	684	864	1136	763	766	640	610
Priemer	11.1 %	14.9 %	19.8 %	16.7 %	9.1 %	10.0 %	8.9 %	11.8 %
Štd. odchýlka	2.3 %	6.2 %	4.3 %	4.1 %	0.7 %	1.2 %	0.8 %	4.3 %
Minimum	6.2 %	5.1 %	13.3 %	9.3 %	6.9 %	7.3 %	6.6 %	8.2 %
Maximum	20.0 %	42.5 %	27.3 %	23.9 %	10.4 %	18.0 %	10.1 %	35.0 %
Začiatok	05.01.1993	07.07.1995	12.08.1996	01.08.1996	02.07.1990	02.07.1990	02.01.1991	13.02.1991
Koniec	29.04.1997	28.09.1998	30.03.2000	27.04.2001	29.07.1993	29.07.1993	29.07.1993	29.07.1993
<i>Plávajúci výmenný režim</i>								
Počet pozorovaní	1232	904	535	268	1298	1298	1298	1298
Priemer	8.1 %	10.0 %	15.5 %	9.8 %	4.4 %	4.7 %	3.9 %	5.0 %
Štd. odchýlka	4.5 %	3.4 %	3.6 %	1.1 %	1.4 %	1.5 %	1.0 %	1.4 %
Minimum	3.1 %	7.6 %	8.8 %	8.5 %	3.1 %	3.3 %	2.7 %	3.6 %
Maximum	22.7 %	30.0 %	20.6 %	11.6 %	10.2 %	9.0 %	6.5 %	9.8 %
Začiatok	01.07.1997	01.12.1998	01.06.2000	02.07.2001	01.10.1993	01.10.1993	01.10.1993	01.10.1993
Koniec	30.07.2002	30.07.2002	30.07.2002	30.07.2002	30.12.1998	30.12.1998	30.12.1998	30.12.1998

Tabuľka 3

Regresné odhady rovnice

$$\mu(\Delta S, \alpha) = \alpha_1(i_t - i_t^*) + \alpha_2 \left(\frac{i_t^2}{2} - \frac{i_t^{*2}}{2} \right) + \alpha_3 \left(\frac{i_t^3}{3} - \frac{i_t^{*3}}{3} \right)$$

$$\sigma^2(\Delta S, \beta) = \beta_0 + \beta_1(i_t - i_t^*)^2$$

Panel A: Vyšehradské krajiny

<i>Fixný výmenný režim</i>						
Mena	α_1	α_2	α_3	β_0	β_1	Počet pozor.
Česká koruna	0.009 (0.027)	0.056 (0.606)	-0.457 (3.129)	0.00079 ¹ (2.1E-4)	0.3137 ¹ (0.075)	1 048
Slovenská koruna	0.004 (0.030)	0.047 (0.508)	-0.164 (1.968)	0.00117 ¹ (1.7E-4)	0.0799 ¹ (0.023)	684
Poľský zlotý	0.042 (0.138)	-0.278 (0.985)	-2.220 (7.706)	0.00181 ¹ (4.4E-4)	1.4353 ¹ (0.539)	864
Maďarský forint	-0.380 ^s (0.153)	3.174 ^s (1.345)	21.858 ^s (9.235)	0.00147 ¹ (3.9E-4)	1.8037 (1.859)	1 136
<i>Plávajúci výmenný režim</i>						
Česká koruna	-0.022 (0.047)	-0.458 (1.298)	-2.128 (7.534)	0.00395 ¹ (4.3E-4)	0.3241 ¹ (0.070)	1 232
Slovenská koruna	-0.004 (0.008)	-0.064 (0.077)	-0.208 (0.927)	0.00168 ¹ (2.6E-4)	0.3344 ¹ (0.123)	903
Poľský zlotý	-0.115 (0.166)	-0.604 (0.817)	-0.209 (4.563)	0.01982 ¹ (3.5E-3)	-0.5109 ¹⁰ (0.298)	533
Maďarský forint	-0.128 (0.165)	1.346 (1.833)	23.088 (29.865)	0.00445 ¹ (9.1E-4)	23.9188 ¹ (9.071)	265

Panel B: Krajiny ERM

<i>Fixný výmenný režim</i>						
Mena	α_1	α_2	α_3	β_0	β_1	Počet pozor.
Belgický frank	0.173 (3.21)	1.635 (76.71)	-3.930 (454.36)	0.00070 ¹⁰ (4.0E-4)	19.7891 (12.775)	763
Francúzsky frank	0.213 (0.23)	3.450 (4.03)	12.795 (16.88)	0.00040 ¹ (1.0E-4)	0.2009 (0.144)	766
Holandský gulden	0.241 (1.23)	5.204 (29.59)	26.321 (175.68)	0.00013 ¹ (1.8E-5)	-0.7770 (0.564)	640
Dánska koruna	-0.015 (0.05)	-0.352 (0.62)	-1.575 (1.81)	0.00070 ¹ (1.2E-4)	0.0824 ¹ (0.027)	610
<i>Plávajúci výmenný režim</i>						
Belgický frank	0.281 ^s (0.13)	10.490 ^s (5.05)	82.514 ¹⁰ (44.10)	0.00008 ¹ (2.1E-5)	5.7048 ¹ (1.478)	1 298
Francúzsky frank	-0.225 (0.16)	-8.970 (6.49)	-87.591 (62.47)	0.00032 ¹ (3.9E-5)	2.7850 ¹ (0.404)	1 298
Holandský gulden	-0.036 (0.10)	-1.414 (4.58)	-14.056 (50.39)	0.00004 ¹ (4.5E-6)	1.1479 ^s (0.521)	1 298
Dánska koruna	0.038 (0.08)	1.021 (3.08)	1.824 (28.43)	0.00013 ¹ (3.9E-5)	2.4655 ¹ (0.530)	1 298

$$r_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i r_{t-i} + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \xi d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$$

Panel A: Vyšehradské krajiny

	Fixný výmenný režim				Plávajúci výmenný režim			
	Česká koruna	Slovenská koruna	Poľský zloty	Maďarský forint	Česká koruna	Slovenská koruna	Poľský zloty	Maďarský forint
a_0	0.00001 (0.0001)	0.00004 (0.0001)	0.00008 (0.0002)	0.00017 ¹ (0.0000)	-0.00022 ¹⁰ (0.0001)	0.00001 (0.0001)	-0.00001 (0.0004)	-0.00008 (0.0002)
a_1				-0.049 (0.033)				-0.211 (0.104)
a_2				-0.029 (0.031)				-0.127 (0.087)
a_3				-0.018 (0.028)				-0.009 (0.076)
a_4				-0.030 (0.034)				-0.089 ¹⁰ (0.075)
a_5				0.015 (0.034)				-0.006 (0.058)
ϖ	7.28E-8 ⁵ (3.1E-8)	8.10E-7 ¹ (2.4E-7)	5.66E-6 ¹ (6.7E-7)	4.07E-9 ¹ (1.1E-9)	6.52E-7 ¹ (8.0E-8)	4.95E-7 ¹ (9.4E-8)	1.45E-5 ¹ (3.0E-6)	6.40E-6 ¹ (2.0E-6)
α	0.067 ¹ (0.012)	0.190 ¹ (0.028)	0.311 ¹ (0.041)	0.137 ¹ (0.014)	0.075 ¹ (0.012)	0.232 ¹ (0.023)	0.193 ¹ (0.068)	0.505 ¹ (0.105)
β	0.937 ¹ (0.011)	0.804 ¹ (0.039)	0.709 ¹ (0.032)	0.901 ¹ (0.004)	0.866 ¹ (0.013)	0.787 ¹ (0.016)	0.672 ¹ (0.077)	0.375 ¹ (0.107)
ξ	-0.017 ¹⁰ (0.010)	-0.148 ¹ (0.028)	-0.294 ¹ (0.042)	-0.064 ¹ (0.019)	0.076 ¹ (0.016)	-0.106 ¹ (0.026)	-0.226 ¹ (0.080)	0.238 ¹ (0.240)
Poč. poz.	1048	684	864	1136	1232	904	535	268

pokračovanie tabuľky 4

Panel B: Krajiny ERM

	<i>Fixný výmenný režim</i>				<i>Plávajúci výmenný režim</i>			
	Belgický frank	Francúzsky frank	Holandský gulden	Dánska koruna	Belgický frank	Francúzsky frank	Holandský gulden	Dánska koruna
a_0	0.00006 ¹ (0.0000)	0.00014 (0.0096)	-0.00259 (0.0040)	0.01395 (0.0103)	0.00291 ⁵ (0.0015)	0.00321 (0.0038)	0.00190 (0.0017)	-0.00044 (0.0033)
a_1	-0.906 ¹ (0.068)		-0.366 ¹ (0.050)	-0.238 ¹ (0.048)	-0.447 ¹ (0.027)	-0.210 ¹ (0.025)	-0.375 ¹ (0.029)	-0.210 ¹ (0.030)
a_2	-0.758 ¹ (0.043)		-0.191 ¹ (0.046)	-0.059 (0.045)	-0.239 ¹ (0.033)	-0.029 (0.031)	-0.128 ¹ (0.031)	
a_3	-0.396 ¹ (0.040)		-0.074 ⁵		-0.146 ¹ (0.032)		-0.066 ⁵ (0.032)	
a_4					-0.091 ¹ (0.029)			
a_5								
ϖ	1.47E-7 ¹ (2.9E-8)	1.10E-2 ¹ (1.6E-3)	2.51E-2 ¹ (4.6E-3)	9.23E-3 ¹ (2.1E-3)	3.03E-4 ¹ (5.6E-5)	6.11E-5 (4.7E-5)	1.02E-3 ¹ (1.4E-4)	2.65E-4 ¹ (8.5E-5)
α	1.747 ¹ (0.204)	0.223 ¹ (0.047)	0.147 ¹⁰ (0.088)	0.353 ¹ (0.049)	0.186 ¹ (0.014)	0.100 ¹ (0.011)	0.123 ¹ (0.026)	0.164 ¹ (0.015)
β	0.304 ¹ (0.026)	0.673 ¹ (0.031)	-0.081 (0.182)	0.719 ¹ (0.028)	0.855 ¹ (0.010)	0.945 ¹ (0.007)	0.721 ¹ (0.021)	0.880 ¹ (0.011)
ξ	0.314 ¹⁰ (0.200)	0.138 ⁵ (0.058)	0.050 (0.095)	-0.112 ⁵ (0.056)	-0.087 ¹ (0.020)	-0.088 ¹ (0.012)	0.186 ¹ (0.036)	-0.077 ¹ (0.016)
Poč. poz.	763	766	640	610	1298	1298	1298	1298