

TECHNICKÁ UNIVERZITA V KOŠICIACH
EKONOMICKÁ FAKULTA

Modelovanie rizikovosti vybraných tranzitívnych krajín
Európskej Únie prostredníctvom CAPM

TECHNICKÁ UNIVERZITA V KOŠICIACH
EKONOMICKÁ FAKULTA

**MODELOVANIE RIZIKOVOSTI VYBRANÝCH
TRANZITÍVNYCH KRAJÍN EURÓPSKEJ ÚNIE
PROSTREDNÍCTVOM CAPM**

Študentská vedecká a odborná činnosť

Študijný program:	Financie, bankovníctvo a investovanie
Študijný odbor:	Financie, bankovníctvo a investovanie
Školiace pracovisko:	Katedra financií (KF)
Školiteľ:	doc. Ing. Vladimír Gazda, PhD.
Konzultant:	prof. Ing. Július Horváth, PhD.

Analytický list

Autor:	Marián Verbeník
Názov práce:	Modelovanie rizikovosti vybraných tranzitívnych krajín Európskej Únie prostredníctvom CAPM
Podnázov práce:	
Jazyk práce:	slovenský
Typ práce:	Študentská vedecká a odborná činnosť
Počet strán:	40
Akademický titul:	Bakalár
Univerzita:	Technická univerzita v Košiciach
Fakulta:	Ekonomická fakulta (EkF)
Katedra:	Katedra financií (KF)
Študijný odbor:	Financie, bankovníctvo a investovanie
Študijný program:	Financie, bankovníctvo a investovanie
Mesto:	Košice
Vedúci práce:	doc. Ing. Vladimír Gazda, PhD.
Konzultanti práce:	prof. Ing. Július Horváth, PhD.
Dátum odovzdania:	16. novembra 2010
Dátum obhajoby:	30. novembra 2010
Kľúčové slová:	Rizikovosť krajiny, CAPM, β -koeficient, tranzitívne krajiny
Kategória konspekt:	Ekonomické vedy, obchod; Financie. Bankovníctvo. Peniaze. Finančné trhy
Citovanie práce:	Verbeník, Marián: Názov práce . Študentská vedecká a odborná činnosť. Košice: Technická univerzita v Košiciach, Ekonomická fakulta, 2010.
Názov práce v AJ:	Modeling country risk in transition countries of the European union using CAPM
Podnázov práce v AJ:	
Kľúčové slová v AJ:	Country risk, CAPM, β -coefficient, transition countries

Abstrakt v Slovenskom jazyku

Cieľom tejto práce je zhodnotiť rizikovosť nových členských krajín EÚ, t.j. Českej republiky, Maďarska, Poľska, Rumunska, Bulharska, Lotyšska, Litvy a Estónska. Prostredníctvom CAPM analyzujeme vplyv lokálnych a globálnych faktorov rizika na vývoj rizikovosti týchto krajín, ktorá je reprezentovaná časovo-premenlivým β -koeficientom. Z výsledkov modelovania usudzujeme, že globálne faktory majú štatisticky významnejší vplyv na rizikovosť týchto krajín ako lokálne faktory rizika. Z globálnych faktorov má výmenný kurz Eura pozitívny vplyv na rizikovosť Lotyšska a Estónska, negatívny na Poľsko a Rumunsko. Priemerná úroková sadzba krajín G7 má pozitívny vplyv na Bulharsko, Rumunsko a Poľsko. Na druhej strane výmenný kurz má pozitívny vplyv na rizikovosť Poľska a Česka, zatiaľ čo index priemyselnej produkcie negatívne ovplyvňuje β Bulharska a Litvy. V 6 z 8 prípadov β -koeficienty dosiahli priemerné maximálne hodnoty vo štvrtom kvartáli roka 2008, čo do určitej miery kopíruje pokles rastu HDP v týchto krajinách. V prípade Bulharska, Estónska a Litvy predpokladáme, že currency board pozitívne vplýva na rizikovosť týchto krajín, čo dokumentujú nízke priemerné hodnoty β -koeficientov.

Abstract in English language

Primary purpose of this paper is to analyze new European Union member countries' risk, i.e. Czech republic, Hungary, Poland, Romania, Bulgaria, Latvia, Lithuania and Estonia. Utilizing CAPM we analyze potential influence of local and global risk factors on time varying β -coefficients of the countries. From the results of the modelling we conclude that global risk factors have more significant influence on the countries' β -coefficient than local risk factors. Regarding global risk factors Euro exchange rate positively influences risk of Latvia and Estonia, while negatively influences Poland and Romania. Average interest rate of G7 countries has a positive impact on Poland's and Czech republic's risk, while index of industrial production negatively influence β -coefficient of Bulgaria and Latvia. In 6 out of 8 cases β -coefficients reach the average maximum values in the fourth quarter of the year 2008 that to certain extent correspond to slowdown of GDP growth in these countries. In the case of Bulgaria, Estonia and Lithuania we assume that currency board positively influences their country risk as it is seen by low average values of β -coefficients.

Čestné vyhlásenie

Vyhlasujem, že som celú prácu ŠVOČ vypracoval/a samostatne s použitím uvedenej odbornej literatúry.

Košice, 16. novembra 2010

.....

vlastnoručný podpis

Pod'akovanie

Rád by som úprimne poďakoval doc. Ing. Vladimírovi Gazdovi, PhD. za bezhraničnú pomoc, podporu a cenné pripomienky, bez ktorých by som nebol schopný úspešne vypracovať tento projekt. Úprimné vďaka patrí tiež prof. Ing. Júliusovi Horváthovi, PhD. za jeho odborný nadhľad a cenné rady, ktoré mi umožnili tento projekt posunúť na vyššiu úroveň.

Predhovor

Problematika rizikovosti krajín nebola predmetom tak veľkého záujmu v akademickej obci, ako je v posledných dvoch desaťročiach. Negatívny vývoj vo svetovej ekonomike zdôrazňuje potrebu opätovného prehodnotenia rizikovosti jednotlivých krajín v kontexte medzinárodného investovania. V prípade krajín strednej a východnej Európy nebola doteraz podobná štúdia uverejnená, preto bude zaujímavé sledovať ako sa vyvíjala rizikovosť týchto krajín v období posledných 5 rokov. Viaceré štúdie využívajú CAPM v analýze faktorov, ktoré ovplyvňujú rizikovosť krajín. Preto sme sa rozhodli využiť podobný prístup.

Obsah

Zoznam obrázkov	9
Zoznam tabuliek	10
Úvod	11
1 Rizikovosť krajiny	13
1.1 Definovanie termínu rizikovosti krajiny	13
1.2 Spôsoby hodnotenia rizikovosti jednotlivých krajín v kontexte globálneho investovania.....	14
1.3 Doterajšie štúdie pojednávajúce o rizikovosti krajín a faktory determinujúce rizikovosť krajiny	14
2 Špecifikácia modelu	17
2.1 Opodstatnenie voľby časovo-premenlivého β modelu	17
2.2 Časovo-premenlivý trhový β model rizikovosti krajín Strednej a Východnej Európy	18
3 Špecifikácia premenných.....	20
3.1 Lokálne faktory rizika	20
3.2 Globálne faktory rizika.....	21
4 Ekonometrická metodológia	22
5 Diskusia výsledkov	26
6 Záver.....	32
Zoznam použitej literatúry	34
Prílohy.....	36

Zoznam obrázkov

Obr. 1	Vývoj β -koeficientov Českej republiky, Poľska, Maďarska a Rumunska	28
Obr. 2	Vývoj β -koeficientov Bulharska, Lotyšska, Estónska a Litvy.....	29

Zoznam tabuliek

Tab. 1	Popisná štatistika prvých diferencií premenných použitých v modeli.....	22
Tab. 2	Stacionarita časových radov lokálnych faktorov rizika (výsledky ADF testu).....	24
Tab. 3	Stacionarita časových radov globálnych faktorov rizika (výsledky ADF testu).....	24
Tab. 4	Výsledky ARMA modelovania pre lokálne faktory rizika	25
Tab. 5	Výsledky ARMA modelovania pre globálne faktory rizika	25
Tab. 6	Maximálny mesačný β -koeficient krajín v sledovanom období.....	30
Tab. 7	Priemerný β -koeficient krajín za sledované obdobie.....	31
Tab. 8	Výsledky regresného modelu pre Českú republiku	36
Tab. 9	Výsledky regresného modelu pre Maďarsko	36
Tab. 10	Výsledky regresného modelu pre Poľsko	37
Tab. 11	Výsledky regresného modelu pre Rumunsko	37
Tab. 12	Výsledky regresného modelu pre Lotyšsko.....	38
Tab. 13	Výsledky regresného modelu pre Bulharsko	38
Tab. 14	Výsledky regresného modelu pre Estónsko.....	39
Tab. 15	Výsledky regresného modelu pre Litvu.....	39
Tab. 16	Rast HDP a priemerný β -koeficient krajín	40

Úvod

Po páde komunizmu v Strednej a Východnej Európe koncom osemdesiatych rokov sa záujem ako ekonómov tak i finančníkov a analytikov z vyspelých ekonomík sveta presmeroval ku ekonomikám, ktoré tvorili na takmer pol storočie súčasť tzv. komunistického bloku. Proces transformácie z centrálne plánovaného hospodárstva na trhovú ekonomiku poskytoval a naďalej poskytuje mimoriadne príležitosti pre investorov zhodnotiť kapitál a prispieť tak k formovaniu týchto ekonomík.

Posledných takmer dvadsať rokov tieto ekonomiky zaznamenávali bezprecedentný ekonomický rast, ktorý bol nevyhnutne podmienený zlepšujúcim sa fungovaním inštitúcií, trhového mechanizmu a fundamentálnymi ukazovateľmi, ktoré ich povzbudzovali v začatom reformnom úsilí. Silnejúci rast týchto ekonomík spolu s posilňovaním demokratických princípov zintenzívnili proces konvergenzie a ekonomickej a finančnej integrácie týchto krajín do európskej a globálnej ekonomiky a tak umožnili prístup ku svetovým trhom.

S týmto pozitívnym vývojom sa stotožňovali ako svetové inštitúcie tak i investori z najvyspelejších trhov sveta, keď postupne znižovali vnímané riziko voči týmto krajinám a zvyšovali svoju angažovanosť na trhoch príslušných tranzitívnych ekonomík, čo dokazuje aj rastúci prílev zahraničného kapitálu vo forme portfóliových investícií, priamych zahraničných investícií a iných. Súčasná globálna ekonomická kríza, ktorá sa v dôsledku intenzívnych zahranično-obchodných väzieb preniesla do národných ekonomík týchto krajín, však poukázala na ich zraniteľnosť a v niektorých prípadoch neschopnosť čeliť negatívnym výkyvom z najvýznamnejších trhov sveta.

Z titulu výrazného ekonomického prepadu a následného postupného ekonomického oživovania je vysoko aktuálna otázka zhodnotenia rizikovosti tranzitívnych krajín a zmapovania vývoja ich rizikovosti. Pre plnohodnotné spracovanie témy sme sa snažili o čo najpresnejšiu formuláciu cieľov práce:

- Využívajúc meranie rizikovosti krajiny prostredníctvom CAPM skúmame dynamický vývoj rizikovosti krajín Strednej a Východnej Európy, tzn. Českej Republiky, Maďarska, Poľska, Rumunska, Bulharska, Lotyšska, Estónska

a Litvy. Postkomunistické ekonomiky, ktoré využívajú Euro, sú z tejto analýzy vynechané

- Použitím lokálnych a globálnych faktorov sa pokúšame zistiť, ktoré zo zvolených faktorov určujú rizikovosť danej krajiny

Hoci odborná verejnosť sa zhoduje v názore, že rizikovosť krajiny je ovplyvňovaná tromi relatívne široko obsiahlymi skupinami faktorov, t.j. politické, ekonomické a finančné, v tejto štúdii modelujeme jedine vplyv faktorov ekonomického a finančného charakteru na časovo premenlivý β -koeficient, a to najmä z troch dôvodov:

1. Hodnotenie politickej situácie má v prevažnej miere kvalitatívny charakter, čo je ťažko použiteľné v kvantitatívnych modeloch
2. Politický vývoj má výrazný dosah na vývoj ekonomiky krajiny, teda akákoľvek nepredvídaná udalosť v tejto oblasti sa odzrkadlí na vývoji fundamentálnych ukazovateľov ekonomiky.
3. Z pohľadu zahraničných investorov a metodiky kvantifikácie rizika krajiny prostredníctvom CAPM modelu politické faktory sú v podobných štúdiách ignorované

Táto práca sa vo svojich častiach bude postupne venovať diskusii všeobecných teoretických poznatkov v oblasti rizikovosti krajiny, kde bude stručne definovaný pojem rizikovosti krajiny, formy a možnosti jeho kvantifikácie. V rámci ďalšej diskusie sa dôraz kladie na prínos štúdií rôznych autorov v tejto oblasti. Významná pozornosť je nakoniec venovaná aplikácii CAPM modelu na modelovanie rizikovosti jednotlivých krajín vystupujúcich v štúdii. Následná analytická časť prezentuje najprv použité údaje a ponúka vysvetlenie použitia konkrétnych faktorov v modeli, potom je rozobratá ekonometrická metodológia, ktorá vedie nakoniec ku diskusii výsledkov ekonometrického modelovania a možného prínosu pre jednotlivcov i inštitúcie ako akademického tak aj profesionálneho charakteru.

1 Rizikovosť krajiny¹

Termín rizikovosti krajiny a samotná kvantifikácia rizikovosti krajín je relatívne nová oblasť vedného skúmania, ktorému sa v poslednom období venuje zvýšená pozornosť najmä v kontexte procesu investičného rozhodovania, nakoľko sme svedkami rastúceho trendu realokácie kapitálu smerom ku dynamicky rozvíjajúcim sa trhom ponúkajúcim zaujímavé zhodnotenie investovaných finančných prostriedkov.

1.1 Definovanie termínu rizikovosti krajiny

V teórii portfóliového manažmentu, ako spomína napríklad Valdez (2003) alebo Reilly (2002), je rizikovosť krajiny asociovaná výlučne s politickým rizikom, teda pravdepodobnosťou nastatia neočakávanej udalosti v politickom smerovaní danej krajiny ovplyvňujúcej jej ekonomický kurz v budúcnosti. Hoci sa spomínajú viaceré významné faktory ovplyvňujúce rizikovosť krajiny, z ktorých mnohé vstupujú aj do nášho modelu, podľa autorov je analýza takéhoto rizika stále predmetom skôr subjektívneho hodnotenia.

Podľa Escha (2005) predstavuje riziko špecifické pre celú krajinu systematickú formu rizika, ktoré nie je možné diverzifikovať v rámci investičného portfólia aktív danej krajiny, avšak, na druhej strane dodáva, že v súčasnosti moderné spôsoby ohodnocovania rizikovosti jednotlivých krajín umožňujú globálnym investorom diferencovať ekonomiky a hľadať investičné aktíva podobného charakteru v mnohých krajinách a tak na globálnej úrovni určitou mierou diverzifikovať aj takúto formu rizika v investičných portfóliách.

V globálnom kontexte pojem rizikovosti konkrétnej krajiny sveta je predmetom analýzy prevažne v spojení s medzinárodnými investičnými aktivitami a predstavuje „unikátnu formu rizika, ktorému sú vystavení zahraniční investori vyvíjajúci investičné aktivity v danej krajine“ (Verm, 2006, str. 193). Harvey (1991) identifikuje riziko krajiny ako podmienenú závislosť, kovarianciu výnosu portfólia aktív reprezentujúcich danú krajinu k výnosu portfólia globálneho trhu. V tomto ohľade Gangemi (2000) dodáva, že rizikovosť krajiny je funkčnou závislosťou expozície danej krajiny riziku svetového trhu.

¹ Anglický pojem country risk prekladáme ako rizikovosť krajiny. Uprednostňujeme ho pred prekladom riziko krajiny, nakoľko sa v teórii riziko vzťahuje ku štandardnej odchýlke výnosov určitého investičného aktíva.

1.2 Spôsoby hodnotenia rizikovosti jednotlivých krajín v kontexte globálneho investovania

Inštitúcie i jednotlivci využívajú odlišné postupy a princípy pri určovaní rizikovosti krajín, ktoré reflektujú rozdielne faktory vstupujúce do hodnotiaceho procesu. Coccia (2007) kategorizuje hodnotiace metodologické postupy do troch základných skupín:

1. Kvalitatívne metódy, prostredníctvom ktorých sa zvažujú ekonomické, finančné a socio-politické fundamenty ovplyvňujúce návratnosť investície s cieľom zhodnotiť vývoj v krajine v kontexte jej silných a slabých stránok
2. Komparatívna metóda tvorby ratingov investičnými a ratingovými agentúrami
3. Kvantitatívne metodologické postupy založené na matematickom aparáte a ekonometrickom modelovaní

Popri hore uvedených štandardných metódach sú frekventovane využívané indikátory vývoja na trhu s dlhovými cennými papiermi, kde sa sleduje úroveň úrokových výnosov na štátnych dlhopisoch a porovnávajú prostredníctvom spreadu, tzn. rizikovej prirážky na týchto cenných papieroch oproti bezrizikovým dlhopisom vlád USA alebo Nemecka.

1.3 Doterajšie štúdie pojednávajúce o rizikovosti krajín a faktory determinujúce rizikovosť krajiny

Rizikovosť krajiny predstavuje relatívne novú oblasť akademického výskumu, ktorá predovšetkým využíva kvantitatívne modely primárne určené k oceňovaniu aktív. Mnohí dospeli ku konsenzu, že v mnohých ohľadoch procesy investičného plánovania a rozhodovania budú musieť adoptovať princípy tohto konceptu (Gangemi, 2000 a Verm, 2006).

Verm (2006) a Gangemi (2000) sa zhodujú v názore, že pri analýze rizikovosti krajiny je ohodnotenie rizika pomocou verejného dlhu triviálne, nakoľko je možné toto riziko kvantifikovať prostredníctvom ratingov vládneho dlhu medzinárodných ratingových agentúr. Na druhej strane však ekonomiky s markantne vyšším podielom dlhu privátneho sektora (teda aj krajiny, ktoré sú predmetom našej štúdie) si vyžadujú odlišný prístup, t.j. Trhový β model krajiny (Country β Market Model), ktorý je založený na princípe CAPM modelu. Rizikovosť krajiny kvantifikované prostredníctvom β -koeficientu rozpracoval medzi prvými Harvey (1991), kde prezentuje

β ako časovo premenlivý parameter, ktorý je funkciou viacerých nezávislých prevažne ekonomických a finančných veličín.

Štúdie využívajúce CAPM pri analýze rizikovosti krajiny sa vyznačujú nekonzistentnosťou použitia faktorov rizika. Erb (1996) dochádza k záveru, že výnosy na konkrétnych burzách vykazujú silnú koreláciu s rizikovosťou jednotlivých krajín. Nakoľko výsledky tejto štúdie nedokážu výrazne odhadnúť charakter rizika, neskôr dodáva, že veličina β taktiež závisí od kreditného ratingu, ktorý je predmetom vplyvu množstva ekonomických a finančných faktorov zahŕňajúcich infláciu, výmenný kurz, HDP na obyvateľa, rast HDP, štátny dlh, export a obchodnú bilanciu.

Gangemi (2000) skúma hypotézu nepriaznivého vplyvu rastúceho zahraničného dlhu Austrálie na riziko krajiny. Ako ďalšie faktory používa súbor makroekonomických premenných zahŕňajúc peňažnú ponuku, stav bežného účtu platobnej bilancie, cenový index výrobcov, cena vlny, úrokové sadzby na depozitá a vládne dlhopisy a výmenný kurz. Výsledky naznačujú, že výmenný kurz austrálskeho dolára predstavuje jediný makroekonomický faktor so signifikantným vplyvom na β Austrálie.

Naopak, Detzer (2000) uvádza, že rizikovosť krajiny je ovplyvňované opatreniami menovej politiky. Menová politika vedúca k dosiahnutiu nízkej miery inflácie má priamy pozitívny dopad na β krajiny, z čoho vyvodzuje záver, že k dosiahnutiu nízkeho β -koeficientu je nutná stabilita ekonomického systému. Podobne Andrade (2006) skúma vplyv makroekonomických veličín ako zahraničné rezervy, cena ropy, úrokové sadzby a verejný dlh. Zisťuje, že jediným významným faktorom stabilne ovplyvňujúcim rizikovosť Brazílie sú opatrenia na strane menovej politiky.

Verm (2006) v prípade rozvíjajúcich sa ekonomík poukazuje na nutnosť rozsiahlejšieho modelu, do ktorého vstupuje väčšie množstvo premenných. Vplyv faktorov bol do značnej miery diferencovaný v rámci krajín Latinskej Ameriky s výrazným negatívnym dopadom inflácie a úrokových mier krajín G7. Čo sa týka lokálnych faktorov rizika, menový agregát M1 a výmenný kurz lokálnych mien majú podstatný vplyv na β -koeficienty týchto krajín.

V relatívne nedávnej dobe posledné štúdie adekvátne zhodnotili prípadný kauzálny vzťah medzi rôznymi premennými a β -koeficientom, ktorý vyjadruje rizikovosť krajín, a mieru vplyvu týchto faktorov. Na druhej strane, pozerajúc sa na pozoruhodný vývoj ekonomík Strednej a Východnej Európy, záujem o štúdium podobných vzťahov

v kontexte tohto vývoja je prekvapivo nízky. V tomto smere je táto práca prínosom na poli akademického výskumu.

2 Špecifikácia modelu

Jeden z najpoužívanějších modelov hodnotenia rizika podkladového aktíva, ktorý nezávisle na sebe rozvinuli Sharpe a Lintner v roku 1964 respektíve 1965, je tzv. CAPM (Capital Asset Pricing Model). Ich prístup vychádzal z Markowitzovej teórie portfólia s rozšírením o vetu o vydelení dvoch fondov (Tobin, 1958). Tu sa na ocenenie aktíva využíva rovnica, v ktorej výnosnosť aktíva je lineárnou funkciou výnosnosti trhového portfólia. Koeficient vyjadrujúci túto lineárnu závislosť sa nazýva β -koeficient. Dá sa ukázať, že vysoká hodnota tohto koeficientu zodpovedá rizikovým aktívam (teda aktívam s vysokou variabilitou výnosností) a naopak, jeho nízka hodnota zodpovedá aktívam s nízkym rozptylom výnosností (a teda v zmysle Markowitzovej teórie málo rizikovým aktívam).

V kontexte modelovania β -koeficientu rizikovosti krajiny si táto štúdia osvojuje tzv. Trhový β model krajiny, ktorý je implicitne založený na modeli CAPM. V súlade s tým Verm (2006), Andrade (2006) a Gangemi (2000) konkretizujú použitie modelu z pohľadu odhadovania rizikovosti krajiny na základe vývoja výnosnosti na príslušných akciových trhoch so zakomponovaním makroekonomických faktorov ovplyvňujúcich koeficient β .

2.1 Opodstatnenie voľby časovo-premenlivého β modelu

Štandardný model predpokladá existenciu efektívnych trhov. Z toho dôvodu je parameter β odhadovaný ako časovo-konštantná hodnota rizika. Erb (1996) však empiricky ukazuje, že výnosy akciových trhov sú významne korelované s ekonomickým cyklom. Z pohľadu modelovania rizikovosti krajín Verm (2006) a Gangemi (2000) argumentujú, že parameter β ako ukazovateľ rizikovosti krajiny sa v čase mení, čo je dôsledok pôsobenia cyklického vývoja ekonomiky. Preto je v tejto práci použitý časovo-premenlivý β model krajiny, ktorý sme rozšírili o alfa koeficient:

$$R_{jt} - R_{ft} = \alpha_j + \beta_{jt} (R_{wt} - R_{ft}) + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

R_{jt} reprezentuje výnosnosť akciového indexu j -tej krajiny, R_{ft} je výnosnosť bezrizikového aktíva, β_{jt} je parameter, ktorý vyjadruje mieru relatívneho rizika j -tej krajiny určeného kombináciou ekonomických a finančných faktorov lokálneho a globálneho charakteru v čase t . R_{wt} predstavuje výnosnosť globálneho akciového indexu v čase t a ε_{jt} je náhodná zložka. Táto podoba modelu zapracúva v sebe

Markowitzovu teóriu, nakoľko je model vyjadrený vo forme, ktorá zohľadňuje bezrizikový výnos. Aj napriek tomu, že niektoré štúdie konštatujú minimálny vplyv podoby modelu na konkrétne výsledky, v tejto práci intuitívne prijímame obsiahly model, ktorý testovali Andrade (2006), Gangemi (2000) a Verm (2006).

Vo svetle empiricky dokázaného vplyvu ekonomických cyklov na výnosnosti akciových trhov je špecifikovaný časovo-premenlivý β -koeficient rizikovosti krajiny v podobe:

$$\beta_{jt} = b_j^0 + \sum_{i=1}^N b_j^i E_{jt}^i + u_{jt} \quad (2)$$

V rovnici b_j^0 a b_j^i sú parametre, E_{jt}^i je súbor lokálnych a globálnych faktorov rizika vplývajúcich na β koeficient j -tej krajiny v čase t , u_{jt} reprezentuje náhodnú poruchu.

2.2 Časovo-premenlivý trhový β model rizikovosti krajín Strednej a Východnej Európy

Nakoľko cieľom tejto práce je analýza a odhadnutie vývoja rizikovosti vybraných nových členských krajín EÚ, bolo nevyhnutné obsiahnuť veľký počet vysvetľujúcich premenných. Vo svetle práce Verma (2006) sme identifikovali päť lokálnych a šesť globálnych faktorov. Faktory, ktoré súvisia s ekonomikou USA, sme nahradili zodpovedajúcimi premennými ekonomiky Nemecka. Tu kritériom bola zahranično-obchodná závislosť krajín zahrnutých v štúdiu od ekonomiky Nemecka.

V modeli sú lokálne faktory reprezentované ponukou peňazí (M1), spotrebiteľskými cenami (INF), reálnou ekonomickou aktivitou (IIP), úrokovou sadzbou (IR) a výmenným kurzom (XR). Globálne faktory sú: efektívna hodnota výmenného kurzu Eura (EUROFX), cena ropy (OIL), vážená miera spotrebiteľských cien krajín G7 (G7_INF), spotrebiteľské ceny Nemecka (GER_INF), vážený priemer úrokových sadzieb krajín G7 (G7_IR) a krátkodobé úrokové sadzby Nemecka (GER_IR). V zmysle časovo-premenlivého β -koeficientu, rovnica (2) nadobudne tvar:

$$\begin{aligned} \beta_{jt} = & b_j^0 + b_j^1 M1_{jt} + b_j^2 INF_{jt} + b_j^3 IIP_{jt} + b_j^4 IR_{jt} + b_j^5 XR_{jt} + b_j^6 EUROFX_{jt} \\ & + b_j^7 OIL_{jt} + b_j^8 G7_INF_{jt} + b_j^9 GER_INF_{jt} + b_j^{10} G7_IR_{jt} + b_j^{11} GER_IR_{jt} + u_{jt} \end{aligned} \quad (3)$$

Ako Andrade (2006), Gangemi (2000) a Verm (2006) konštatujú, nie je možné odhadovať β -koeficient priamo z rovnice (3), nakoľko β nie je empiricky pozorovateľná

premenná. Alternatívny časovo-premenlivý β model získame substitúciou β_{jt} z rovnice (3) do rovnice (1):

$$\begin{aligned}
 R_{jt} - R_{ft} = & \alpha_j + b_j^0(R_{wt} - R_{ft}) + b_j^1(R_{wt} - R_{ft})M1_{jt} + b_j^2(R_{wt} - R_{ft})INF_{jt} \\
 & + b_j^3(R_{wt} - R_{ft})IIP_{jt} + b_j^4(R_{wt} - R_{ft})IR_{jt} + b_j^5(R_{wt} - R_{ft})XR_{jt} \\
 & + b_j^6(R_{wt} - R_{ft})EUROFX_{jt} + b_j^7(R_{wt} - R_{ft})OIL_{jt} \\
 & + b_j^8(R_{wt} - R_{ft})G7_INF_{jt} + b_j^9(R_{wt} - R_{ft})GER_INF_{jt} \\
 & + b_j^{10}(R_{wt} - R_{ft})G7_IR_{jt} + b_j^{11}(R_{wt} - R_{ft})GER_IR_{jt} + v_{jt}
 \end{aligned} \tag{4}$$

Nakoľko táto rovnica je vyjadrená vo forme empiricky pozorovateľných premenných, je možné nepriamo odhadnúť parametre rovnice (3) a modelovať tak β -koeficient pre jednotlivé krajiny.

3 Špecifikácia premenných

V tejto práci analyzujeme rizikovosť tranzitívnych ekonomík, ktoré sú súčasťou Európskej únie: Česká Republika, Maďarsko, Poľsko, Rumunsko, Bulharsko, Lotyšsko, Estónsko a Litva. Postkomunistické krajiny, ktoré sú súčasťou eurozóny, nie sú zahrnuté v tejto analýze.

Premenné vybrané do modelu reflektujú ako lokálne tak i globálne faktory rizika ovplyvňujúce rizikovosť krajín. Štatistická vzorka predstavuje mesačné časové rady príslušných premenných od Januára 2006 do Augusta 2010. Popis premenných je nasledovný:

3.1 Lokálne faktory rizika

- i. Menový agregát M1 reprezentuje ponuku peňazí v ekonomike. Údaje o vývoji M1 pre dané krajiny sú vyjadrené v miliónoch Eur a sú získané z Eurostatu.
- ii. INF predstavuje vývoj spotrebiteľských cien. Údaje pre každú krajinu predstavujú časové rady harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien s bázou stanovenou na rok 2005 a boli získané z Eurostatu. Z indexu neboli vyňaté žiadne položky.
- iii. Údaje o reálnej ekonomickej aktivite reprezentuje objemový index industriálnej produkcie IIP. Báza je stanovená na rok 2005. Údaje sú sezónne očistené a sú získané z Eurostatu.
- iv. IR predstavuje úrokové sadzby pre jednotlivé krajiny. Údaje boli získané z Eurostatu a predstavujú časové rady 1-mesačných depozitných sadzieb.
- v. XR reprezentuje nominálne hodnoty výmenných kurzov jednotlivých krajín, ktoré predstavujú časové rady ich mesačných priemerov. Hodnota výmenných kurzov je vyjadrená v Eurách.
- vi. Vývoj akciového indexu SMI predstavuje mesačný časový rad zatváracích mesačných hodnôt indexov akciových búrz jednotlivých krajín. Údaje sú tvorené indexmi reprezentujúcimi akciové trhy jednotlivých krajín. Údaje sú získané z Eurostatu.

3.2 Globálne faktory rizika

- vii. Premenná EUROFX reprezentuje nominálnu efektívnu hodnotu výmenného kurzu Eura voči košu mien 12 najväčších obchodných partnerov (AU, CA, DK, HK, JP, NO, SG, KR, SE, CH, GB a US). Údaje sú získané z ECB.
- viii. OIL predstavuje priemernú mesačnú spotovú cenu ropy Brent za barel, ktorá je vážená objemom exportu krajín OPEC a je vyjadrená v US dolároch. Údaje sú získané z U.S. Energy Information Administration.
- ix. G7_INF predstavuje vývoj spotrebiteľských cien v krajinách G7 (USA, Kanada, Japonsko, Veľká Británia, Nemecko, Francúzsko a Taliansko), ktorý je vyjadrený ako vážený priemer indexu spotrebiteľských cien krajín G7, kde váhou je podiel HDP. Údaje sú získané zo štatistických úradov týchto krajín.
- x. GER_INF predstavuje vývoj spotrebiteľských cien v Nemeckej ekonomike vyjadrený harmonizovaným indexom s базou v roku 2005. Údaje sú získané z Eurostatu.
- xi. G7_IR predstavuje vážený priemer reálnych krátkodobých úrokových sadzieb krajín G7, kde váhou je podiel HDP týchto krajín. Nominálne úrokové sadzby sú znížené o infláciu v krajinách G7. Údaje sú získané zo štatistických úradov týchto krajín.
- xii. GER_IR reprezentuje úrokovú sadzbu na 3-mesačné štátne pokladničné poukážky Nemecka. Táto premenná taktiež reprezentuje bezrizikový výnos. Údaje sú získané z Eurostatu.
- xiii. WMI predstavuje vývoj globálneho akciového indexu. Údaje sú časovým radom priemerných mesačných hodnôt EURONEXT Global indexu. Údaje sú získané z Eurostatu.

4 Ekonometrická metodológia

V prvom rade je nevyhnutná úprava údajov tak, aby boli údaje v diferencovanej podobe. Najprv zlogaritmujeme časové rady pre všetky premenné okrem tých, ktoré reprezentujú úrokové sadzby. Následne prvou diferenciou získaných logaritmov získame miery rastu pre premenné M1, INF, IIP, XR, EURO_XR, OIL, G7_INF, GER_INF a výnosností pre akciové indexy SMI a WMI. Všetky nasledujúce výpočty, testy a odhady výsledkov sú uskutočňované v prostredí štatistickej platformy R.

Výsledky popisnej štatistiky premenných, ktoré sú v diferencovanej podobe, sú znázornené v tabuľke 1. Pre porovnanie bola taktiež vypočítaná popisná štatistika pre dlhšie časové rady niektorých premenných a výsledky nenaznačili významné rozdiely. Výnosnosti akciových trhov krajín zahrnutých v štúdiu vykazujú vyššiu štandardnú odchýlku v porovnaní s výnosnosťou na svetovom trhu. Najnižšie odchýlky vykazujú stredoeurópske krajiny Česko, Maďarsko a Poľsko okolo 7-8%, zatiaľ čo globálny trh niečo vyše 5%. Priemerné výnosy sa pohybujú v okolí nuly z dôvodu silného prepadu na prelome rokov 2007 a 2008, čo naznačuje, že investori v sledovanom období neboli dostatočne kompenzovaní za vyššie riziko. Miera inflácie krajín je porovnateľná s priemernou infláciou krajín G7. Úrokové miery sa vyznačujú vyššou volatilitou ako v prípade jednotlivých krajín tak aj v prípade krajín G7. Vývoj úrokových sadzieb je porovnateľný medzi stredoeurópskymi krajinami, kde klesali. Na druhej strane Rumunsko a Bulharsko vykázalo mierny rast. Výraznejší prepád zaznamenali úrokové sadzby krajín G7. Nulové hodnoty popisnej štatistiky pre výmenné kurzy Bulharska, Estónska a Litvy hovoria o fixácii ich mien k Euru. Výmenné kurzy krajín taktiež vykazujú vyššiu variabilitu v porovnaní s hodnotou Eura.

Tab. 1 Popisná štatistika prvých diferencií premenných použitých v modeli

	Priemer	Medián	Maximum	Minimum	Štandardná odchýlka	Šikmost'	Špicatost'
Česko							
M1	0.0108	0.0105	0.0692	-0.0491	0.0291	-0.0724	2.4842
INF	0.0022	0.0010	0.0320	-0.0072	0.0059	2.6217	14.041
IIP	0.0010	0.0013	0.0395	-0.0353	0.0152	0.0696	3.3594
IR	-0.0196	0	0.55	-0.74	0.1945	-0.9170	7.0571
XR	-0.0020	-0.0057	0.0465	-0.0442	0.0175	0.4544	3.8561
SMI	-0.0053	0.0057	0.1935	-0.3244	0.0788	-1.090	7.3096
Maďarsko							
M1	0.0027	0.0085	0.0526	-0.1476	0.0363	-1.4789	6.8807
INF	0.0049	0.0050	0.0172	-0.0060	0.0055	0.2287	2.8217
IIP	0.00001	0.0001	0.0581	-0.0964	0.0275	-0.5303	4.5688

EkF								KF
	IR	-0.0209	-0.01	2.84	-1.09	0.5409	2.5196	16.250
	XR	0.0022	-0.0004	0.0778	-0.0462	0.0255	0.6784	3.6483
	SMI	-0.0007	0.0050	0.1768	-0.2833	0.0803	-0.6256	5.0262
Pol'sko								
	M1	0.0108	0.0189	0.0730	-0.0980	0.0377	-0.9662	3.6806
	INF	0.0027	0.0028	0.0082	-0.0035	0.0028	-0.1075	2.3381
	IIP	0.0051	0.0102	0.0541	-0.0581	0.0237	-0.4310	2.9963
	IR	-0.0168	0	0.5	-0.89	0.2355	-1.5851	7.3944
	XR	0.0014	-0.0055	0.0940	-0.0481	0.0278	1.1058	4.5607
	SMI	0.0011	0.0152	0.1526	-0.2347	0.0719	-0.7856	4.1689
Rumunsko								
	M1	0.0129	0.0126	0.1427	-0.1209	0.0404	-0.0621	5.4816
	INF	0.0045	0.0033	0.0167	-0.0019	0.0038	0.8557	3.6054
	IIP	0.0038	0.0071	0.0652	-0.0548	0.0257	-0.1945	2.7290
	IR	0.0030	0.11	5.45	-3.18	1.2801	0.9432	8.3356
	XR	0.0029	0.00002	0.0767	-0.0294	0.0203	1.1094	4.8977
	SMI	-0.0077	0.0064	0.2362	-0.3508	0.1006	-0.8321	4.7673
Lotyšsko								
	M1	0.0023	-0.0009	0.0596	-0.0627	0.0273	-0.0785	2.5639
	INF	0.0055	0.0055	0.0277	-0.0099	0.0082	0.3269	2.6857
	IIP	-0.0042	-0.0049	0.0346	-0.0631	0.0190	-0.3009	3.6487
	IR	-0.0558	-0.1	11.05	-8.86	2.6898	0.5626	8.9783
	XR	0.0003	0.0001	0.0121	-0.0109	0.0037	-0.3316	5.9767
	SMI	-0.0131	-0.0056	0.1729	-0.2533	0.0756	-0.7210	4.8047
Bulharsko								
	M1	0.0079	0.0113	0.0703	-0.0635	0.0271	-0.2766	3.2991
	INF	0.0050	0.0037	0.0253	-0.0099	0.0070	0.6843	3.4906
	IIP	-0.0006	0.0036	0.0556	-0.1135	0.0293	-1.0701	5.8865
	IR	-0.0039	0.04	0.71	-0.86	0.2697	-0.8032	4.9925
	XR	0	0	0	0	0	NaN	NaN
	SMI	-0.0154	0.0016	0.2071	-0.4320	0.1128	-1.4218	7.1188
Estónsko								
	M1	0.0043	0.0035	0.0539	-0.0443	0.0212	-0.0799	2.8452
	INF	0.0041	0.0043	0.0206	-0.0061	0.0053	0.2668	3.4469
	IIP	-0.0029	0.0004	0.0412	-0.0638	0.0244	-0.5468	2.8382
	IR	-0.0253	0.02	1.88	-0.97	0.3967	1.6697	11.766
	XR	0	0	0	0	0	NaN	NaN
	SMI	-0.0038	-0.0101	0.2191	-0.2905	0.0899	-0.3456	4.4752
Litva								
	M1	0.0038	0.0036	0.0716	-0.0730	0.0281	-0.2067	3.3087
	INF	0.0044	0.0037	0.0259	-0.0078	0.0061	0.9116	4.5990
	IIP	-0.0022	-0.0026	0.0735	-0.0863	0.0369	0.0306	2.4681
	IR	-0.0283	0.05	2.39	-2.78	0.7593	-0.7723	7.4819
	XR	0	0	0	0	0	NaN	NaN
	SMI	-0.0071	0	0.2770	-0.3913	0.0993	-0.8151	7.5296
Global								
	EURO_FX	0.0003	0.0019	0.0489	-0.0398	0.0157	-0.0849	4.3986
	OIL	0.0042	0.0134	0.2155	-0.3641	0.1059	-1.3272	5.3202
	G7_INF	0.0015	0.0014	0.0090	-0.0153	0.0043	-1.2124	6.2815
	GER_INF	0.0014	0.0010	0.0093	-0.0065	0.0038	-0.1098	2.3314
	G7_IR	-0.0530	0.0161	0.5389	-1.2851	0.2637	-2.3829	11.406
	GER_IR	-0.0404	0.0185	0.1960	-0.9967	0.2239	-2.7889	11.211
	WMI	-0.0047	0.0109	0.0976	-0.2181	0.0565	-1.0304	5.2541

Tab. 2 Stacionarita časových radov lokálnych faktorov rizika (výsledky ADF testu)

Krajina	M1	INF	IIP	IR	XR	SMI
Česko	I(1); (C,L=1) -6.329***	I(1); (C,L=1) -4.496***	I(2); (C,L=1) -7,318***	I(1); (C,L=1) -3.876***	I(1); (C,L=1) -4.314***	I(1); (C,L=1) -4.775***
Maďarsko	I(1); (C,L=1) -5.113***	I(1); (C,L=1) -4.391	I(1); (C,L=1) -4.554***	I(1); (C,L=1) -4.889***	I(1); (C,L=1) -4.297***	I(1); (C,L=1) -4.356***
Poľsko	I(1); (C,L=1) -3.337**	I(1); (C,L=1) -4.727***	I(1); (C,L=1) -5.765***	I(1); (C,L=1) -3.420**	I(1); (C,L=1) -3.760***	I(1); (C,L=1) -4.189***
Rumunsko	I(1); (C,L=1) -2.994**	I(1); (C,L=1) -4.184***	I(1); (C,L=1) -5.130***	I(1); (C,L=1) -4.459***	I(1); (C,L=1) -3.763***	I(1); (C,L=1) -3.554***
Lotyšsko	I(1); (C,L=1) -3.132**	I(1); (C,L=1) -2.963**	I(1); (C,L=1) -2.904**	I(1); (C,L=1) -6.403***	I(1); (C,L=1) -6.509***	I(1); (C,L=1) -3.204**
Bulharsko	I(0); (C,L=1) -3.224**	I(1); (C,L=1) -3.357**	I(1); (C,L=1) -3.639***	I(1); (C,L=1) -2.911*	NaN	I(1); (C,L=1) -3.662***
Estónsko	I(1); (C,L=1) -2.784*	I(2); (C,L=1) -7.767***	I(2); (C,L=1) -8.774***	I(1); (C,L=1) -4.019***	NaN	I(1); (C,L=1) -4.312***
Litva	I(1); (C,L=1) -4.049***	I(1); (C,L=1) -3.969***	I(1); (C,L=1) -4.312***	I(1); (C,L=1) -4.682***	NaN	I(1); (C,L=1) -4.314***

Tab. 3 Stacionarita časových radov globálnych faktorov rizika (výsledky ADF testu)

EUROFX	OIL	G7INF	GERINF	G7IR	GERIR	WMI
I(1); (C,L=1) -4.289***	I(1); (C,L=1) -3.010**	I(1); (C,L=1) -3.696***	I(1); (C,L=1) -4.910***	I(1); (C,L=1) -4.007***	I(1); (C,L=1) -2.985**	I(1); (C,L=1) -4.972***

Kritické hodnoty ADF testu prítomnosti jednotkového koreňa sú -3,51 (1% hladina významnosti)***, -2,89 (5% hladina významnosti)** a -2,58 (10% hladina významnosti)*. Počet oneskorení v testovacej rovnici bol zvolený na základe informačného kritéria Akaike (Akaike's Information Criterion - AIC).

C označuje prítomnosť autonómnej konštanty a L označuje počet oneskorení v testovacej rovnici. Prítomnosť deterministického trendu sa v žiadnom testovanom prípade sa nepreukázala ako štatisticky významná.

Časové rady takto diferencovaných údajov následne testujeme na prítomnosť jednotkového koreňa prostredníctvom rozšíreného Dickey-Fullerovho testu (ADF-Augmented Dickey-Fuller). Počet oneskorení v testovacej rovnici sa rovnal jednej a bol zvolený na základe AIC. Z hodnôt testovacích štatistík ADF testu zamietame nulovú hypotézu o existencii jednotkového koreňa, teda nestacionarite časového radu, vo väčšine prípadov na 99% alebo 95% hladine spoľahlivosti. Výsledky ADF testu pre

lokálne a globálne faktory rizika sú spolu s testovacími štatistikami zhrnuté v tabuľke 2 a 3.

Gangemi (2000) a Verm (2006) predpokladajú, že v podmienkach efektívneho finančného trhu, akciové trhy reagujú jedine na neanticipované výkyvy makroekonomických veličín ako napríklad inovácie alebo prekvapenia. Neočakávané komponenty vysvetľujúcich premenných získavame ako reziduá z ARMA modelovania pre každý faktor rizika. Práca s rezíduami má za cieľ eliminovať problém multikolinearity. Ak by sme odhadovali výnosnosť z rovnice 4 priamo, model by odhadol len anticipované komponenty premenných, čo by viedlo k ignorovaniu postupu Gangemiho (2000) a Verma (2006), ktorý sme si osvojili. Výsledky ARMA modelovania sú v nasledujúcej tabuľke 4.

Tab. 4 Výsledky ARMA modelovania pre lokálne faktory rizika

Krajina	M1	INF	IIP	IR	XR	SMI
Česko	ARMA (0,0)	ARMA (0,0)	ARMA (0,2)	ARMA (1,0)	ARMA (0,1)	ARMA (0,1)
Maďarsko	ARMA (0,0)	ARMA (0,0)	ARMA (0,0)	ARMA (0,1)	ARMA (0,1)	ARMA (0,1)
Poľsko	ARMA (1,0)	ARMA (1,2)	ARMA (1,0)	ARMA (1,0)	ARMA (1,0)	ARMA (0,1)
Rumunsko	ARMA (1,1)	ARMA (1,0)	ARMA (0,0)	ARMA (0,0)	ARMA (1,0)	ARMA (1,1)
Lotyšsko	ARMA (1,1)	ARMA (1,1)	ARMA (0,2)	ARMA (0,0)	ARMA (1,2)	ARMA (2,0)
Bulharsko	ARMA (0,0)	ARMA (1,0)	ARMA (0,2)	ARMA (1,1)	NaN	ARMA (0,1)
Estónsko	ARMA (2,1)	ARMA (1,2)	ARMA (1,2)	ARMA (1,0)	NaN	ARMA (0,1)
Litva	ARMA (1,1)	ARMA (1,1)	ARMA (0,0)	ARMA (0,1)	NaN	ARMA (0,1)

Tab. 5 Výsledky ARMA modelovania pre globálne faktory rizika

EUROFX	OIL	G7_INF	GER_INF	G7_IR	GER_IR	WMI
ARMA (1,1)	ARMA (1,0)	ARMA (1,0)	ARMA (1,0)	ARMA (1,0)	ARMA (1,0)	ARMA (1,1)

Špecifikácia podľa algoritmu navrhnutého R.J. Hyndman a Y. Khandakar (2008).

5 Diskusia výsledkov

Na základe rovnice (4) vytvoríme nové vysvetľujúce premenné, ktoré vzniknú vynásobením výnosnosti ($R_{wt} - R_{ft}$) a reziduí z ARMA modelu kvantifikovaného v prípade príslušných lokálnych a globálnych faktorov. Pred samotným odhadom regresných koeficientov rovnice (4) sme skúmali prítomnosť multikolinearity medzi vysvetľujúcimi premennými. V článku Gangemiho (2000) je formulovaná určitá modifikácia CAPM, ktorá umožňuje to, že v rovnici (4) vystupujú neočakávané šoky (reziduá príslušného ARMA modelu) lokálnych a globálnych faktorov v úlohe vysvetľujúcich premenných. To vo veľkej miere zaručuje neprítomnosť multikolinearity, čo je tiež demonštrované párovými Pearsonovými koeficientmi korelácie. Verm (2006) vychádza z modifikácie modelu, ktorú v opravenej podobe používame aj my. Tu v úlohe vysvetľujúcich premenných vystupujú násobky. Kvantifikované Pearsonové koeficienty korelácie sú tu tiež poväčšine štatisticky nevýznamné. V našom prípade sme pri testovaní korelácie postupovali podobne, pričom sme zistili, že multikolinearita je prítomná vo väčšom počte vysvetľujúcich premenných. Príčinou prítomnosti multikolinearity môže byť konštrukcia vysvetľujúcich premenných, kde každá z nich je definovaná ako súčin reziduí a prebytku výnosov na svetovom trhu.

Keďže multikolinearita bola zjavne prítomná, pri rozhodovaní o vylúčení niektorých vysvetľujúcich premenných sme použili pravidlo, v ktorom premenná s Variance Inflation Factor-om (VIF) väčším ako 5 by mala byť vylúčená. (Heiberger and Holland, 2004). Takto sme potom kvantifikovali špecifické lineárne regresné modely pre každú krajinu, ktoré sme testovali na autokoreláciu (Durbin-Watsonov test), heteroskedasticitu (Breusch-Paganov test) a normalitu (Jarque-Beraov test) náhodných zložiek. Výsledky sú prezentované v prílohe v tabuľkách 6 až 13.

Vo všetkých modeloch sa ako významný zdroj multikolinearity prejavila úroková sadzba na 90 dňové pokladničné poukážky Nemecka a cena ropy, čo viedlo k ich vylúčeniu z ďalšieho skúmania v prípade všetkých krajín. Z obdobného dôvodu bola vynechaná premenná M1 v prípade Poľska, index priemyselnej produkcie v prípade Estónska, lokálne úrokové sadzby IR v prípade Maďarska, Česka a Rumunska a výmenný kurz XR v prípade Maďarska. V prípade Bulharska, Estónska a Litvy výmenný kurz XR nebol zahrnutý do modelu, nakoľko ich národné meny sú pevne

fixované k Euru. Z globálnych faktorov bol odstránený výmenný kurz Eura v prípade Česka a Bulharska, inflácia krajín G7 v prípade Lotyšska a Estónska a priemernú úrokovú sadzbu krajín G7 v prípade Litvy.

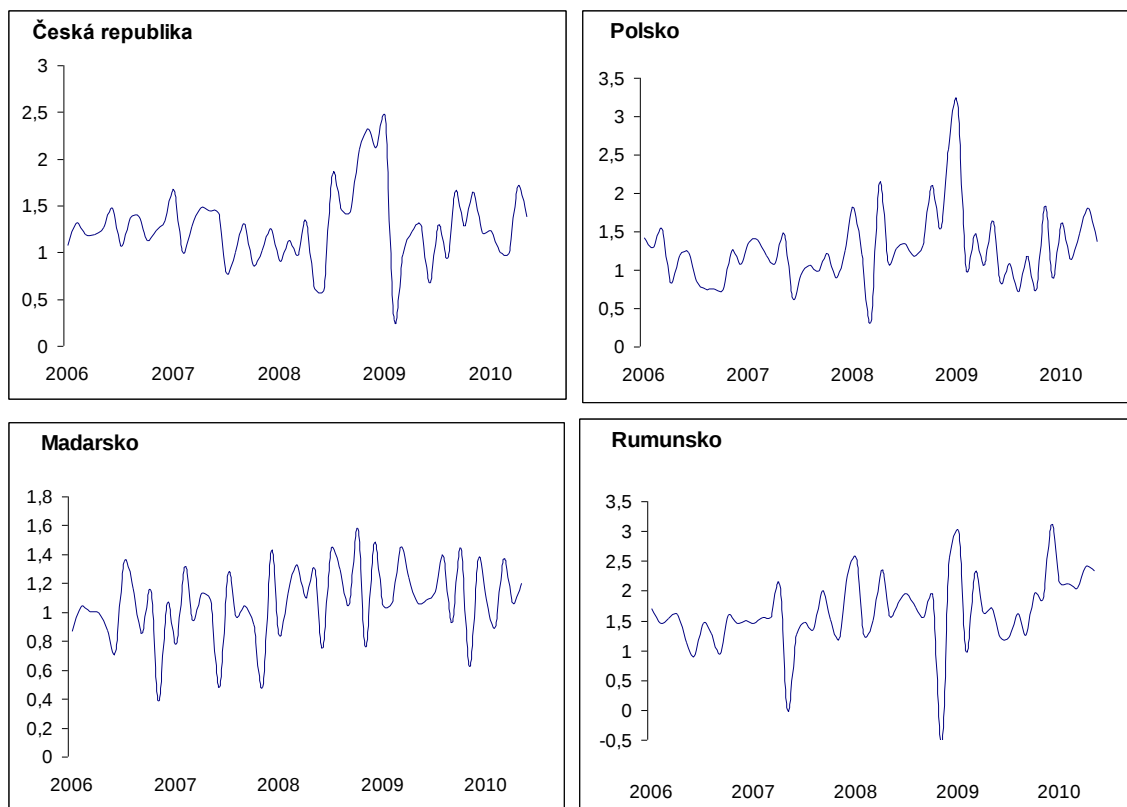
Po vyriešení problému multikolinearity sme Breusch-Paganovým testom heteroskedasticity zistili, že táto nie je prítomná v žiadnom prípade. Normalita rozdelenia reziduí modelov bola testovaná Jarque-Beraovým testom, bola prítomná vo všetkých prípadoch. Na druhej strane Durbin-Watsonov test dokazuje prítomnosť autokorelácie reziduí v prípade Rumunska a Estónska. Pri ďalšom skúmaní sme však tento problém neriešili, nakoľko autokorelácia nespôsobuje skreslenie odhadovaných parametrov a problémom sa stáva skôr efektívnosť odhadu. Tá by sa mala prejaviť predovšetkým v skreslenom odhade rozptylu regresných koeficientov a tým pádom aj znehodnotenými testami štatistickej významnosti regresných koeficientov. Tomu však podobne ako autori Gangemi (2000) a Verm (2006) neprípisujeme veľký význam a v modeli ponechávame aj štatisticky nevýznamné vysvetľujúce premenné.

Z výsledkov modelovania β -koeficientov pre jednotlivé krajiny je možné usudzovať, že pre rizikovosť krajín zahrnutých v štúdiu sú globálne faktory významnejšie ako lokálne faktory. Najvýznamnejším globálnym faktorom rizika je prebytok výnosnosti na svetovom trhu ExW, ktorý je štatisticky významný vo všetkých krajinách, v 7 z 8 prípadov významný na 0,1% hladine, v jednom prípade na 1% hladine významnosti. Vo všetkých prípadoch má pozitívny vplyv na rizikovosť krajiny. Verm (2006) na základe podobného výsledku predpokladá silnú integráciu lokálneho akciového trhu do svetového trhu.

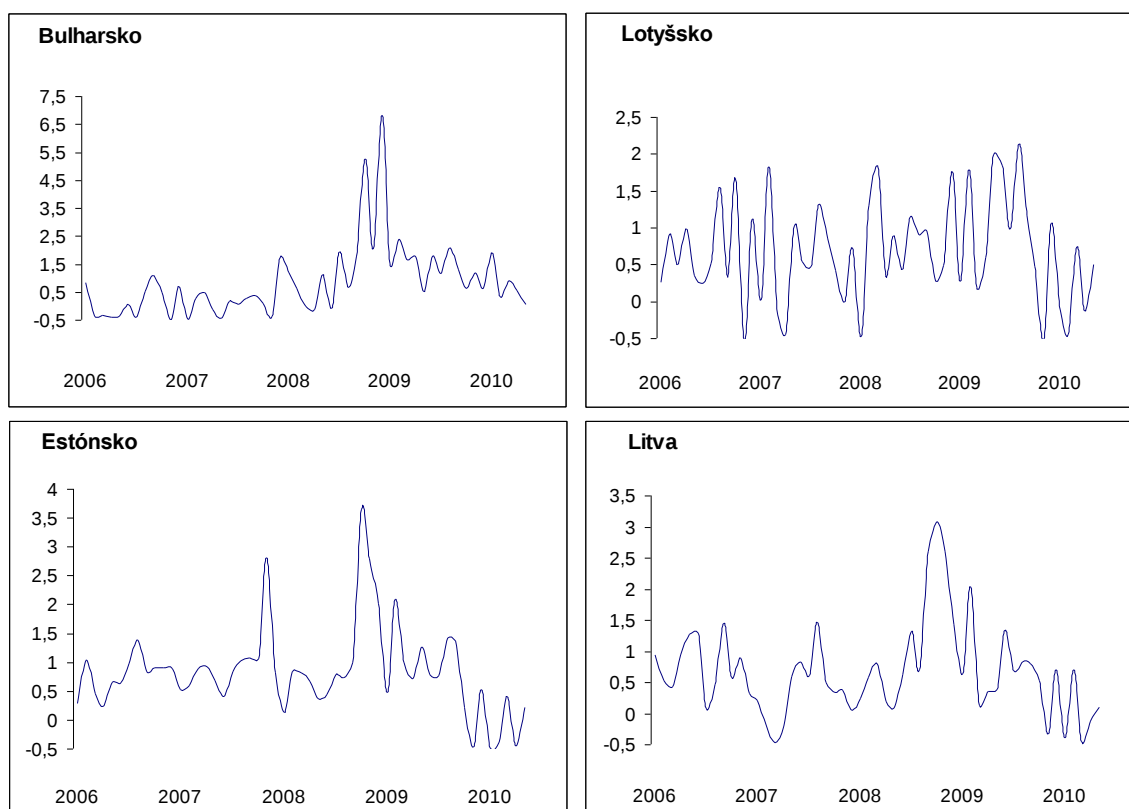
Bilson (2001) predpokladá, že ponuka peňazí a výmenný kurz má významný vplyv na rizikovosť rozvojových ekonomík. Výsledky nášho modelovania však ukazujú, že premenné reprezentujúce tieto dva faktory, M1 a XR, majú minimálny vplyv na β -koeficient týchto krajín. β -koeficient je negatívne ovplyvnený menovým agregátom M1 len v prípade Bulharska. Výmenný kurz XR má štatisticky významný vplyv na β len v prípade Poľska a Česka (významný pozitívny vplyv). Vplyv výmenného kurzu na rizikovosť Bulharska, Estónska a Litvy nie je možné analyzovať, nakoľko kurzový režim ich ekonomík nedovoľuje zohľadniť tento faktor v modeli. V prípade Bulharska a Litvy má index priemyselnej produkcie IIP významný negatívny vplyv na ich β . Z lokálnych faktorov má vplyv už len úroková sadzba IR a to len v prípade Estónska (pozitívny vplyv). Naše výsledky sú podobné s výsledkami prác Gangemiho (2000)

a Verma (2006), ktorý konštatujú, že lokálne úrokové sadzby IR majú nízky vplyv na β krajiny. Rast spotrebiteľských cien (INF) nemá štatisticky významný vplyv.

V sledovanom období mali z globálnych faktorov rizika veľmi významný vplyv dve premenné, t.j. efektívny výmenný kurz Eura a priemerná reálna úroková miera krajín G7. Výmenný kurz Eura (EUROFX) mal významný vplyv na 4 krajiny, t.j. Poľsko, Rumunsko, Lotyšsko a Estónsko. Na rizikovosť Poľska a Rumunska mal výmenný kurz Eura negatívny vplyv, v prípade Lotyšska a Estónska mal významný pozitívny vplyv. Priemerná reálna úroková miera krajín G7 (IR_G7) bola štatisticky významná v prípade Bulharska, Rumunska a Poľska. Ich rizikovosť bola týmto faktorom ovplyvňovaná negatívne. Rast spotrebiteľských cien v Nemecku (GER_INF) bol štatisticky významný v prípade Maďarska a Lotyšska. Výsledok regresie pre Maďarsko ukazuje negatívny vplyv nemeckej inflácie na rizikovosť krajiny len na 10% hladine významnosti, zatiaľ čo v prípade Lotyšska na 5% hladine významnosti. Poslednou krajinou, ktorej rizikovosť bola tiež ovplyvnená globálnym faktorom, je Litva. V prípade Litvy rizikovosť bola negatívne ovplyvňovaná len priemerným rastom spotrebiteľských cien v krajinách G7. Rumunsko, Lotyšsko a Maďarsko boli najvýznamnejšie ovplyvňované globálnymi faktormi.



Obr. 1 Vývoj β -koeficientov Českej republiky, Poľska, Maďarska a Rumunska



Obr. 2 Vývoj β -koeficientov Bulharska, Lotyšska, Estónska a Litvy

Na základe rovnice (3), do ktorej dosadzujeme odhadnuté regresné koeficienty a údaje v diferencovanej podobe, vypočítame časovo-premenlivý β -koeficient pre každú krajinu. Vývoj β -koeficientu každej krajiny je znázornený na hore uvedených obrázkoch 1 a 2 počas sledovaného obdobia od Januára 2006 do Augusta 2010.

Verm (2006) analyzuje rizikovosť Mexika, Brazílie, Argentíny a Čile v období od roku 1994 do 2001. Konštatuje, že vplyvom Mexickej menovej krízy, ktorá vypukla v roku 1994, β -koeficient Mexika v nasledujúcom roku narástol na svoju maximálnu hodnotu 3,75. Vplyvom tzv. Tequilla efektu boli Mexickou krízou zasiahnuté aj Brazília, Argentína a Čile, čo v ich prípade malo tiež v roku 1995 za následok nárast ich β na najvyššie hodnoty v sledovanom období, t.j. 1,63 (Brazília), 0,165 (Argentína) a 2,80 (Čile). V prípade Argentíny β -koeficient opäť výrazne narástol aj v roku 2001 pod vplyvom Argentínskej menovej krízy. Ak to porovnáme s výsledkami β -koeficientov krajín zahrnutých v našej práci, maximálna hodnota β -koeficientu v niektorom mesiaci sledovaného obdobia sa pohybovala od 1,58 v prípade Maďarska, 2,13 v prípade Lotyšska, 2,46 v prípade Česka, 3,09 v prípade Litvy, 3,13 v prípade Rumunska, 3,19 v prípade Poľska, 3,66 v prípade Estónska až po 6,82 v prípade Bulharska (viď tabuľku 6).

Tab. 6 Maximálny mesačný β -koeficient krajín v sledovanom období

Krajina	Maximálny β -koeficient	Krajina	Maximálny β -koeficient
Česko	2,46	Lotyšsko	2,13
Poľsko	3,19	Bulharsko	6,82
Maďarsko	1,58	Estónsko	3,66
Rumunsko	3,13	Litva	3,09
Mexiko	3,75	Argentína	0,165
Brazília	1,63	Čile	2,80

Hodnoty maximálnych mesačných hodnôt β -koeficientov Mexika, Brazílie, Argentíny a Čile sú odhadnuté z grafov, ktoré prezentujú výsledky práce Verma (2006)

Výsledky časovo-premenlivých β -koeficientov krajín zahrnutých v našej štúdii naznačujú podobný vývoj ako v prípade štúdie Verma (2006). Predpokladáme, že prelievanie dôsledkov krízy z vyspelých západných ekonomík v roku 2008 na trhy nových členských štátov Európskej Únie malo významný vplyv na vývoj ich β -koeficientov. V 6 z 8 krajín, t.j. Česko, Poľsko, Maďarsko, Bulharsko, Estónsko a Litva, β -koeficientov dosiahli svoje maximálne hodnoty v štvrtom kvartáli roku 2008. Do určitej miery to korešponduje s poklesom rastu HDP v týchto krajinách. Údaje o vývoji rastu HDP a hodnotách β -koeficientov pre jednotlivé krajiny sú prezentované v tabuľke 14 v prílohe. V prípade Maďarska a Litvy β -koeficienty dosiahli svoje maximálne hodnoty v rovnakom období ako ich ekonomiky vstúpili do recesie. Zatiaľ čo ekonomiky Česka a Bulharska vykázali prvý negatívny rast HDP s jedno kvartálnym oneskorením ako β -koeficienty týchto krajín dosiahli svoje maximálnu hodnotu, β -koeficienty Estónska a Lotyšska rástli k svojim maximálnym hodnotám s niekoľko kvartálnym oneskorením za poklesom HDP. V prípade Rumunska β -koeficient významne narástol na 2,11 v prvom kvartáli 2009 odzrkadľujúc prvokvartálny pokles národného hospodárstva.

Maďarsko, Rumunsko a Lotyšsko boli v dôsledku ekonomických problémov nútení požiadať MMF o finančnú pomoc. Nárast β -koeficientov, v prípade Maďarska na kvartálne maximum 1,28 a Rumunska na 2,11, časovo korešponduje s oficiálnou žiadosťou o úver. β -koeficient Rumunska dosahuje maximálne hodnoty vo štvrtom kvartáli roka 2009, keď bolo známe, že Rumunsko nebude schopné plniť podmienky MMF, ktoré podmieňovali uvoľnenie ďalších finančných prostriedkov. V prípade Lotyšska β -koeficient dosiahol maximálnu hodnotu o jeden kvartál neskôr, ako Lotyšsko oficiálne požiadalo MMF o úver.

Tab. 7 Priemerný β -koeficient krajín za sledované obdobie

Krajina	Priemerný β -koeficient	Krajina	Priemerný β -koeficient
Česko	1,28	Lotyšsko	0,7
Poľsko	1,27	Bulharsko	0,85
Maďarsko	1,07	Estónsko	0,84
Rumunsko	1,69	Litva	0,67
Mexiko	1,35	Argentína	0,085
Brazília	1,15	Čile	1,25

Hodnoty priemerných β -koeficientov Mexika, Brazílie, Argentíny a Čile sú odhadnuté z grafov, ktoré prezentujú výsledky práce Verma (2006)

Porovnávajúc výsledky našej štúdie a práce Verma (2006), je zaujímavé sledovať vývoj β -koeficientov krajín s currency board-om. V našom prípade sa jedná o Bulharsko, ktorého lev je fixovaný k euru od roku 1999, Estónsko, ktorého kroon je zafixovaný k euru od roku 1999 a Litva, ktorej litas je fixovaný k euru od roku 2002. Vo Vermovej (2006) práci vystupuje s currency board-om Argentína, ktorá ho využívala od roku 1991 do roku 2002. Je predpoklad, že krajiny operujúce v režime currency board-u eliminujú kurzové riziko, ktorému čelia medzinárodní investori. Predpokladáme, že v prípade Bulharska, Estónska a Litvy môže mať fixný výmenný kurz pozitívny vplyv na ich rizikovosť, nakoľko v sledovanom období boli ich priemerné β -koeficienty najnižšie zo všetkých krajín (viď tabuľku 7). To korešponduje s výsledkami práce Verma (2006), kde konštatuje, že v sledovanom období má najnižší priemerný β -koeficient Argentína (0.085), hoci currency board v Argentíne nebol striktne dodržiavaný.

6 Záver

V tejto štúdii sme sa pokúsili modelovať rizikovosť nových členských krajín Európskej Únie prostredníctvom CAPM a odhadnúť vplyv jednotlivých lokálnych a globálnych faktorov rizika na vývoj časovo-premenlivého β -koeficientu. Nové členské štáty, ktoré používajú Euro boli z tejto štúdie vynechané.

Výsledky naznačujú, že β -koeficienty týchto krajín citlivo reagovali na prelievanie krízy zo západných ekonomík na trhy krajín zahrnutých v tejto štúdii. V prípade Českej republiky, Poľska, Maďarska, Bulharska, Estónska a Litvy β -koeficienty dosiahli maximálne hodnoty zhodne vo štvrtom kvartáli roka 2008. Je možné konštatovať, že do určitej miery to kopíruje negatívny vývoj rastu HDP v týchto krajinách. Podobne Verm (2006) konštatuje negatívny vplyv Mexickej menovej krízy na vývoj β -koeficientov Mexika, Brazílie, Argentíny a Čile, ktoré narástli na svoje maximálne hodnoty. Hodnoty β -koeficientov Bulharska, Estónska a Litvy naznačujú, že currency board, ktorý využívajú, eliminuje do určitej miery riziko spojené s týmito krajinami, čo potvrdzujú nízke priemerné hodnoty β -koeficientov. K podobnému konštatovaniu dospel aj Verm (2006) v prípade Argentíny.

Vo väčšine prípadov globálne faktory rizika majú štatisticky významnejší vplyv na rizikovosť krajín zahrnutých v tejto štúdii. Vo všetkých prípadoch má výnos na svetovom trhu významný pozitívny vplyv na hodnoty β -koeficientov, čo naznačuje silnú integráciu lokálnych akciových trhov do svetového trhu. K podobnému záveru dospel aj Verm (2006) v prípade Mexika, Brazílie, Argentíny a Čile. Z globálnych faktorov mali významný vplyv na hodnoty β -koeficientov výmenný kurz Eura v prípade Poľska, Rumunska, Lotyšska a Estónska a priemerná úroková miera krajín G7 v prípade Bulharska, Rumunska a Poľska. Z lokálnych faktorov výmenný kurz mal pozitívny vplyv na β -koeficient Poľska a Česka a index priemyselnej produkcie negatívny vplyv v prípade Bulharska a Litvy.

Predpokladáme, že výsledky tejto práce budú prínosom na poli akademického skúmania problematiky rizikovosti krajín, nakoľko vo svojej štúdii zahŕňa ekonomiky, ktorých rizikovosť nebola doteraz hodnotená prostredníctvom CAPM. Okrem toho sme identifikovali konkrétne faktory rizika, ktoré významne vplývajú na rizikovosť jednotlivých krajín. V kontexte medzinárodného investovania to predstavuje prínos,

naoko je predpoklad, že globálni investori budú schopní efektívnejšie diverzifikovať a zabezpečiť sa voči takýmto typom rizík.

Zoznam použitej literatúry

Andrade, Joaquim – Teles, Vladimir K.: *An Empirical Model of the Brazilian Country Risk – An Extension of the Beta Country Risk Model*, Applied Economics, 2006, 38: 11, 1271- 1278

Arai, Mahmood: *A Brief Guide to R for Beginners in Econometrics*, Department of Economics, Stockholm University, 2009

Bilson, C. M. - Brailsford, T. J. - Hooper, V. J.: *Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns*. Pacific-Basin Finance Journal, 9, 2001, 401–426

Coccia, Mario: *A New Taxonomy of Country Performance and Risk Based on Economic and Technological Indicators*, Journal of Applied Economics. Vol X, No. 1 (May 2007), 29-42

Erb, Claude B. - Harvey, Campbell R. - Viskanta, Tadas E.: *Expected returns and volatility in 135 countries*. Journal of Portfolio Management Spring 1996: 46–58, dostupné online: http://www.duke.edu/~charvey/Country_risk/ccr/ccr1.htm

Esch, Louis – Kieffer, Robert – Lopez, Thierry: *Asset and Risk Management: Risk Oriented Finance*, United Kingdom: John Wiley & Sons Ltd, 2005, 2-8041-3309-5

Farnsworth, Grant V.: *Econometrics in R*, 2008, dostupné na internete: <http://cran.r-project.org/doc/contrib/Farnsworth-EconometricsInR.pdf>

Gangemi, Michael A. M. - Brooks, Robert D. – Faff, Robert W.: *Modeling Australia's Country Risk: A Country Beta Approach*, Journal of Economics and Business 2000; 52:259–276

Harvey, Campbell R.: *The world price of covariance risk*. Journal of Finance (1991), 46, 111–157

Heiberger, Richard M. - Holland, Burt: *Statistical Analysis and Data Display: An Intermediate Course with Examples in S-Plus, R, and SAS*. Springer Texts in Statistics, Springer, 2004, ISBN 0-387-40270-5

Hyndman, R.J. - Khandakar, Y.: *Automatic time series forecasting: The forecast package for R*, *Journal of Statistical Software*, 2008, 26(3)

Oetzel, Jennifer M. - Bettis, Richard A. - Zenner, Marc: *Country risk measures: How risky are they?* *Journal of World Business* (2000) 36, 128–145.

Pilbeam, Keith: *Finance and Financial Markets 2nd Edition*, London: Palgrave-Macmillan, 2005, 978-1403948359

Reilly, Frank K. – Brown, Keith C.: *Investment Analysis and Portfolio Management 7th Edition*, USA: South-Western College Pub, 2002, 978-0324171730

Tobin, J.: *Liquidity Preferences as Behavior Towards Risk*. *Review of Economic Studies* (1958) 25, 65-86

Valdez, Stephen – Wood, Julian: *An Introduction to Global Financial Markets 4th Edition*, London: Palgrave-Macmillan, 2003, 978-1403900128

Verm, Rahul – Soydemir, Gökçe: *Modeling Country Risk in Latin America: A Country Beta Approach*, *Global Finance Journal* 17 (2006) 192–213

Wdowinski, Piotr: *Determinants of Country Beta Risk in Poland*, January 2004, CESifo Working Paper No 1120

Prílohy

Tab. 8 Výsledky regresného modelu pre Českú republiku

	Odhad	Štandardná chyba	Pr (> t)
Intercept	0.001481	0.004739	0.756
ExW	1.280814	0.103844	7.08e-16 ***
<i>Lokálne faktory</i>			
ExW*R_M1	2.448628	4.113171	0.555
ExW*R_INF	-0.653415	12.010719	0.957
ExW*R_IIP	1.455961	9.146586	0.874
ExW*R_XR	22.810612	4.949474	0.0000347***
<i>Globálne faktory</i>			
ExW*R_G7_INF	-16.174724	30.391976	0.597
ExW*R_GER_INF	19.088797	31.373739	0.546
ExW*R_G7_IR	-0.301232	0.248054	0.231
	Štatistika	p-hodnota	
F-statistic	34.22	2.2e-16	
Durbin-Watson test	1.8915	0.3379	
Breusch-Pagan test	9.8827	0.2734	
Jarque – Bera test	7.8296	0.01994	
R-squared	Multiple: 0.8615	Adjusted: 0.8364	

Tab. 9 Výsledky regresného modelu pre Maďarsko

	Odhad	Štandardná chyba	Pr (> t)
Intercept	0.005345	0.005784	0.3604
ExW	1.137111	0.106373	8.2e-14 ***
<i>Lokálne faktory</i>			
ExW*R_M1	1.979335	4.597943	0.6689
ExW*R_INF	-7.470657	19.448327	0.7027
ExW*R_IIP	-4.057202	3.771266	0.2879
<i>Globálne faktory</i>			
ExW*R_EUROFX	-5.895110	7.500219	0.4361
ExW*R_G7_INF	43.269958	33.050651	0.1973
ExW*R_GER_INF	-83.392965	46.022659	0.0768 .
ExW*R_G7_IR	-0.343629	0.361062	0.3464
	Štatistika	p-hodnota	
F-statistic	22.62	3.168e-13	
Durbin-Watson test	1.8648	0.2769	
Breusch-Pagan test	8.1716	0.4169	
Jarque – Bera test	1.6212	0.4446	
R-squared	Multiple: 0.8044	Adjusted 0.7689	

Tab. 10 Výsledky regresného modelu pre Poľsko

	Odhad	Štandardná chyba	Pr (> t)
Intercept	0.011504	0.005272	0.0346 *
ExW	1.069487	0.095136	2.2e-14 ***
<i>Lokálne faktory</i>			
ExW*R_INF	22.389162	37.810780	0.5569
ExW*R_IIP	-6.569161	5.485038	0.2376
ExW*R_IR	-0.643434	0.613073	0.2998
ExW*R_XR	7.858661	3.810719	0.0453 *
<i>Globálne faktory</i>			
ExW*R_EUROFX	-13.359710	6.810148	0.0563 .
ExW*R_G7_INF	28.878894	31.576705	0.3655
ExW*R_GER_INF	54.792302	38.009981	0.1567
ExW*R_G7_IR	-0.737288	0.399401	0.0718 .
	Štatistika	p-hodnota	
F-statistic	22.03	2.288e-13	
Durbin-Watson test	2.15	0.7078	
Breusch-Pagan test	13.7815	0.1303	
Jarque – Bera test	1.6877	0.4300	
R-squared	Multiple: 0.8218	Adjusted: 0.7845	

Tab. 11 Výsledky regresného modelu pre Rumunsko

	Odhad	Štandardná chyba	Pr (> t)
Intercept	0.0006889	0.009142	0.94028
ExW	1.292	0.1743	3.27e-09 ***
<i>Lokálne faktory</i>			
ExW*R_M1	-2.399	10.13	0.81399
ExW*R_INF	59.32	70.28	0.40335
ExW*R_IIP	4.917	7.176	0.49688
ExW*R_XR	-8.511	13.75	0.53910
<i>Globálne faktory</i>			
ExW*R_EUROFX	-32.07	11.35	0.00713 **
ExW*R_G7_INF	82.55	63.43	0.20006
ExW*R_GER_INF	-15.02	71.24	0.83406
ExW*R_G7_IR	-1.195	0.6809	0.08647 .
	Štatistika	p-hodnota	
F-statistic	13.11	9.403e-10	
Durbin-Watson test	1.2867	0.003759	
Breusch-Pagan test	13.566	0.1386	
Jarque – Bera test	0.2974	0.8618	
R-squared	Multiple: 0.7329	Adjusted: 0.677	

Tab. 12 Výsledky regresného modelu pre Lotyšsko

	Odhad	Štandardná chyba	Pr (> t)
Intercept	-0.01209	0.009419	0.20614
ExW	0.6674	0.1936	0.00128 **
<i>Lokálne faktory</i>			
ExW*R_M1	0.3971	9.206	0.96580
ExW*R_INF	12.91	24.65	0.60333
ExW*R_IIP	-15.08e	10.39	0.15379
ExW*R_IR	-0.1279	0.08138	0.12337
ExW*R_XR	79.71	69.72	0.25928
<i>Globálne faktory</i>			
ExW*R_EUROFX	20.24	10.72	0.06574 .
ExW*R_GER_INF	-124.3	59.59	0.04297 *
ExW*R_G7_IR	1.016	0.6160	0.10649
	Štatistika	p-hodnota	
F-statistic	4.394	0.0004129	
Durbin-Watson test	1.6089	0.07259	
Breusch-Pagan test	5.8768	0.7522	
Jarque – Bera test	3.4375	0.1793	
R-squared	Multiple: 0.4791	Adjusted: 0.37	

Tab. 13 Výsledky regresného modelu pre Bulharsko

	Odhad	Štandardná chyba	Pr (> t)
Intercept	-0.003986	0.009748	0.6846
ExW	0.924689	0.210464	0.0000693 ***
<i>Lokálne faktory</i>			
ExW*R_M1	-21.147305	8.337694	0.0148 *
ExW*R_INF	11.413932	31.373742	0.7177
ExW*R_IIP	-25.411199	10.256127	0.0171 *
ExW*R_IR	-0.805286	0.992844	0.4217
<i>Globálne faktory</i>			
ExW*R_G7_INF	-62.062710	64.261265	0.3394
ExW*R_GER_INF	-2.927746	71.591904	0.9676
ExW*R_G7_IR	-1.305012	0.531028	0.0180 *
	Štatistika	p-hodnota	
F-statistic	13	2.181e-09	
Durbin-Watson test	1.813	0.2045	
Breusch-Pagan test	4.4089	0.8185	
Jarque-Bera test	1.0084	0.604	
R-squared	Multiple: 0.7026	Adjusted: 0.6486	

Tab. 14 Výsledky regresného modelu pre Estónsko

	Odhad	Štandardná chyba	Pr (> t)
Intercept	0.004387	0.008570	0.6112
ExW	1.142131	0.159731	6.1e-09 ***
<i>Lokálne faktory</i>			
ExW*R_M1	-10.234157	11.094221	0.3612
ExW*R_INF	-53.083564	44.262839	0.2367
ExW*R_IR	1.340978	0.558365	0.0205 *
<i>Globálne faktory</i>			
ExW*R_EUROFX	18.315550	10.427380	0.0858 .
ExW*R_GER_INF	-59.124099	56.530809	0.3012
ExW*R_G7_IR	-1.011639	0.650693	0.1270
		Štatistika	p-hodnota
F-statistic		11.27	3.796e-08
Durbin-Watson test		1.5184	0.03265
Breusch-Pagan test		4.8793	0.6747
Jarque-Bera test		3.1252	0.2096
R-squared	Multiple: 0.6368		Adjusted: 0.5803

Tab. 15 Výsledky regresného modelu pre Litvu

	Odhad	Štandardná chyba	Pr (> t)
Intercept	0.002002	0.009475	0.833681
ExW	0.7282	0.1964	0.000583 ***
<i>Lokálne faktory</i>			
ExW*R_M1	-5.657	10.47	0.591886
ExW*R_INF	4.626	6.029	0.939186
ExW*R_IIP	-14.86	5.500	0.009747 **
ExW*R_IR	0.1981	0.2428	0.418833
<i>Globálne faktory</i>			
ExW*R_EUROFX	9.149	11.54	0.432091
ExW*R_G7_INF	-116.2	64.74	0.079549 .
ExW*R_GER_INF	-1.052	0.7875	0.188389
		Štatistika	p-hodnota
F-statistic		10.01	8.266e-08
Durbin-Watson test		1.926	0.3713
Breusch-Pagan test		11.4343	0.1783
Jarque-Bera test		1.8436	0.3978
R-squared	Multiple: 0.6454		Adjusted: 0.5809

Vo všetkých tabuľkách znaky ***, **, *, ., označujú 0,1%, 1%, 5% respektíve 10% hladinu významnosti. Premenná ExW predstavuje výnosnosť na svetovom trhu ($R_{wt} - R_{ft}$). Ostatné premenné predstavujú reziduá pôvodných premenných, ktoré sú získané z ARMA modelovania. P-hodnota < 0,05.

Tab. 16 Rast HDP a priemerný β -koeficient krajín

Krajina	Kvartál	Rast HDP	Priemerný β -koeficient	Krajina	Kvartál	Rast HDP	Priemerný β -koeficient
Česko	IV. 2007	5,4	1,05	Lotyšsko	IV. 2007	9,6	0,38
	I. 2008	3,1	1,00		I. 2008	2,7	0,89
	II. 2008	3,5	0,85		II. 2008	-2,4	0,56
	III. 2008	2,2	1,58		III. 2008	-5,3	1,01
	IV. 2008	0,5	2,18*		IV. 2008	-10,2	0,84
	I. 2009	-3,6	1,24		I. 2009	-18,1	0,76
	II. 2009	-4,7	1,07		II. 2009	-17,5	1,48*
	III. 2009	-4,4	1,30		III. 2009	-19,3	1,43
	IV. 2009	-3,2	1,39		IV. 2009	-16,8	0,34
	I. 2010	1,0	1,08		I. 2010	-5,1	0,06
Poľsko	IV. 2007	7,1	1,12	Bulharsko	IV. 2007	6,8	0,49
	I. 2008	6,7	1,12		I. 2008	6,9	0,61
	II. 2008	5,8	1,51		II. 2008	6,4	0,32
	III. 2008	5,1	1,28		III. 2008	6,5	1,45
	IV. 2008	2,5	2,07*		IV. 2008	4,8	4,71*
	I. 2009	1,5	1,90		I. 2009	-3,3	1,85
	II. 2009	1,2	1,18		II. 2009	-4,6	1,36
	III. 2009	1,2	1,00		III. 2009	-6,0	1,52
	IV. 2009	2,8	1,15		IV. 2009	-6,7	0,83
	I. 2010	3,0	1,41		I. 2010	-0,8	1,06
Maďarsko	IV. 2007	0,4	0,94	Estónsko	IV. 2007	4,3	1,57
	I. 2008	2,0	1,10		I. 2008	-1,1	0,60
	II. 2008	1,9	1,05		II. 2008	-2,5	0,49
	III. 2008	0,5	1,26		III. 2008	-5,5	0,84
	IV. 2008	-2,2	1,28*		IV. 2008	-11,2	2,83*
	I. 2009	-6,4	1,19		I. 2009	-14,2	1,19
	II. 2009	-7,4	1,13		II. 2009	-16,5	0,92
	III. 2009	-7,2	1,16		III. 2009	-15,4	1,19
	IV. 2009	-5,2	1,15		IV. 2009	-9,0	0,10
	I. 2010	-1,1	1,12		I. 2010	-2,7	-0,15
Rumunsko	IV. 2007	6,9	1,66	Litva	IV. 2007	9,7	0,26
	I. 2008	9,3	1,78		I. 2008	8,7	0,54
	II. 2008	9,6	1,91		II. 2008	3,2	0,31
	III. 2008	8,3	1,75		III. 2008	1,4	1,54
	IV. 2008	2,6	1,31		IV. 2008	-1,4	2,38*
	I. 2009	-5,2	2,11		I. 2009	-15,6	0,93
	II. 2009	-8,0	1,53		II. 2009	-14,4	0,70
	III. 2009	-7,6	1,37		III. 2009	-14,8	0,78
	IV. 2009	-6,9	2,32*		IV. 2009	-14,0	0,30
	I. 2010	-3,2	2,10		I. 2010	-0,6	-0,05

*Najvyššia hodnota priemerného β -koeficientu krajiny