

Študentská vedecká aktivita

Modelovanie podielu akciovej zložky v negarantovaných dôchodkových fondoch kapitalizačného piliera na Slovensku

Matej Žofaj

Sekcia: Verejná ekonomika a regionálny rozvoj
Konzultant: Ing. Matej Majerik

Táto práca bola podporovaná Agentúrou na podporu výskumu a vývoja na základe zmluvy
č. APVV-0465-12

Banská Bystrica
2014

ABSTRAKT

ŽOFAJ, Matej: Modelovanie podielu akciovej zložky v negarantovaných dôchodkových fondoch kapitalizačného piliera na Slovensku. [Študentská Vedecká Aktivita] / Matej Žofaj. Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici. Ekonomická fakulta; Katedra verejnej ekonomiky a regionálneho rozvoja. Konzultant práce: Ing. Matej Majerik. Stupeň odbornej kvalifikácie: Bakalár. Banská Bystrica, 2014, 20 s.

Formovanie prostredia starobného dôchodkového sporenia prebieha prostredníctvom viacerých faktorov. Niektoré z nich dokážeme identifikovať a niektoré aj kvantifikovať. Reguláciu považujeme za významný determinant tohto prostredia, ktorá spolu s politickým rizikom významným spôsobom ovplyvňuje smerovanie a nastavenie celkového systému zabezpečenia sa obyvateľstva na obdobie v post-produktívnom veku. Medzi ďalšie významné ukazovatele zaradíme akciový index MSCI World a forwardové úrokové sadzby. Podiel akciovej zložky nám pomáha identifikovať charakter investičných stratégií portfólio manažérov dôchodkových správcovských spoločností. Prostredníctvom modelovania vieme overiť či sú ich investičné stratégie v súlade s proklamovanými informáciami v štatútoch akciových negarantovaných dôchodkových fondoch. Miera vplyvu jednotlivých premenných na podiele akciovej zložky nám pomôže kvantifikovať mieru ich významnosti.

Kľúčové slová: akcie, model, testovanie, ekonometria, predikcia

Obsah

ABSTRAKT	2
ÚVOD.....	4
1. Teoretické aspekty riešenia problematiky identifikácie premenných.....	5
2. Metodika riešenia skúmanej problematiky práce	7
3. Verifikácia ekonometrického modelu.....	9
3.1. Testy špecifikácie	11
3.2. Testy autokorelácie.....	15
3.3. Testy heteroskedasticity.....	17
3.4. Testy multikolinearity.....	18
ZÁVER.....	20
ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY	21

ÚVOD

Starobné dôchodkové sporenie prechádza v súčasnej dobe formovaním prostredníctvom viacerých faktorov. Spoločnosti zabezpečujúce starobné dôchodkové sporenie podliehajú prísnemu dohľadu regulátora na území Slovenskej republiky. Ich činnosť a podnikanie je ovplyvňované z veľkej časti aj reguláciou. Medzi Súčasné významné determinanty formovania tohto prostredia považujeme reguláciu, politické riziko, hodnotu indexu MSCI World a forwardové úrokové sadzby, ktoré podľa domácej (Šebo, Virdzek) ako i zahraničnej literatúry (Baker, Bloom, Davis) ovplyvňujú smerovanie a nastavenie celkového systému zabezpečenia sa obyvateľstva v období post-produktívneho veku.

Cieľom tejto práce je modelovanie endogénnej premennej v lineárnom regresnom modeli, tzn. identifikácia podielu akciovej zložky a jej závislosť na vybraných exogénnych premenných v akciových negarantovaných fondoch v systéme starobné dôchodkového sporenia Slovenskej republiky. Medzi čiastkové ciele stanovujeme identifikáciu premenných, ktoré majú významný podiel na tvorbe podielu akciovej zložky v portfóliách akciových a zmiešaných negarantovaných dôchodkových fondoch ako i aj overenie správnosti modelu ako celku prostredníctvom ekonomickej, štatistickej a ekonometrickej verifikácie.

1. Teoretické aspekty riešenia problematiky identifikácie premenných

Akiové negarantované dôchodkové fondy podľa zákona 43/2004 Z. z. podľa § 88 odsek (1) môžu tvoriť akiovú zložku fondu najviac 80 % čistej hodnoty majetku vo fonde. Od začiatku vykazovania mesačných správ týchto fondov vo všetkých dôchodkových správcovských spoločnostiach (DSS) je priemerná hodnota podielu akciovej zložky 9,79 %. Vzhľadom na tento výrazný rozdiel považujeme za nutné skúmať ekonomickú a spoločenskú situáciu v prostredí starobného dôchodkového sporenia, ktorá vplyva na tento podiel. Prostredníctvom modelovania tejto endogénnej zložky kvantifikujeme mieru závislosti na vysvetľujúcich exogénnych premenných.

Medzi najvýznamnejšie kvantifikované ukazovatele ovplyvňujúce podiel akciovej zložky zaradujeme politické riziko, reguláciu, hodnotu indexu MSCI World ako i forwardové úrokové kurzy, ktoré priamo ovplyvňujú alokovanie finančných prostriedkov v akciových fondoch starobného dôchodkového sporenia. Z metodologického prístupu je vhodné teda tieto dva atribúty zahrnúť do skúmania vplyvu na štruktúru portfólií správcov. Z metodologického hľadiska je vhodné skúmať vplyv tých najvýznamnejších na štruktúru portfólií správcov. Podľa prístupu uplatneného Virdzekom a Šebom (2013) kvantifikujeme rozsah a striktnosť regulačných zásahov prostredníctvom vzorca:

$$R = \sum_{i=1}^n C_i v_i - \sum_{j=1}^n F_j v_j \quad (1)$$

kde:

R – miera rozsahu a striktnosti regulácie kapitalizačného piliera

C_i – Regulačné opatrenie

i – poradové číslo regulačných opatrení

v_i – významnosť (váha) regulačného opatrenia

F_j – poplatok správcovi pre vybraný fond

j – poradové číslo poplatkov pre vybraný fond

v_j – významnosť (váha) poplatku správcovi pre vybraný fond

n – celková početnosť meraní

Teoretická hodnota striktnosti a rozsahu regulačných zásahov nadobúda hodnoty z intervalu $(-1;1)$.

Druhou významnou premennou je miera politického rizika, ktorá vychádza z teoretického konceptu 4-ročného politického cyklu. V rámci normálneho cyklu pôsobenia vlády je vývoj politického rizika funkciou volebného cyklu. Tento fakt predstavuje najvyššie riziko v období volieb, ktoré označujeme hodnotou 1. Postupne klesá a v polovici cyklu dosiahne dno, hodnotu 0. Od tohto momentu opäť rastie do najbližších volieb. V prípade mimoriadnych politických udalostí sa tento cyklus môže relatívne rýchlo meniť. V práci využívame výskum Baker, Bloom a Davis (2012) v oblasti merania indexu vyjadrujúci neistoty hospodárskych politík v Európe. Tento faktor je z pohľadu štatistiky možné považovať za dynamickú premennú a môže nadobúdať hodnoty od 0 po nekonečno. Aby bolo možné vyjadriť výslednú hodnotu politického rizika v intervale (0; 1) normalizovali sme ho.

Endogénny faktor je možné vyjadriť súhlasom najsilnejších politických strán na fungovanie systému starobného dôchodkového sporenia. Ak nastane jednoznačná názorová zhoda na politiku fungovania tento faktor bude rovný nule, teda hodnota politického rizika je na úrovni svojho dna. V opačnom prípade sa tento faktor bude rovnáť jednej, k čomu dochádza, ako bolo vyššie uvedené v období volieb. Výslednú hodnotu politického rizika vyjadruje funkcia volebného cyklu endogénneho faktoru a normalizovanej hodnoty indexu merajúceho neistoty hospodárskych politík v Európe.

$$PR_t = \prod V_t INHP_t PL_t \quad (5)$$

PR_t – politické riziko v čase t

V_t – volebný cyklus v čase t

$INHP_t$ – Index Neistoty Hospodárskych Politík v čase t

PL_t – politická zhoda v čase t

Okrem kvantifikovanej miery regulácie a politického rizika pre detailnejšiu explikáciu akciovej zložky sme doplnili model o index MSCI World, ktorý zahŕňa spoločnosti s veľkou a strednou mierou kapitalizácie vo vybraných 23 krajinách na celom svete. Hodnoty tohto indexu sme čerpali z oficiálnej internetovej stránky www.msci.com od siedmeho mesiaca roku 2005, kedy starobné dôchodcovské spoločnosti začali s uverejňovaním mesačných správ svojich jednotlivých fondov. Hodnoty premennej v ekonometrickom modeli sme kvantifikovali ako relatívne medzimesačné zmeny na celom skúmanom období od júla 2005 do februára 2014.

Ďalšou premennou, ktorú sme sa rozhodli skúmať je vývoj spotových úrokových mier a reálnych úrokových mier, na základe ktorého sa domnievame, že správcovské spoločnosti pri

investovaní do kapitalizačného systému berú do úvahy aj predikciu úrokových mier, ako spotových tak reálnych. Jeden z nástrojov ako približne odhadnúť spotovú úrokovú mieru v budúcnosti je použitie forwardových úrokových mier, na základe ktorých sa predikuje úroková miera v budúcnosti (Muchová, 2012). Úroková miera priamo ovplyvňuje vývoj finančných trhov z pohľadu firiem, keď si je lacnejšie požičať peniaze za nízky úrok ako používať vlastný kapitál. Od tejto skutočnosti sa odvíja aj fakt, že keď úrokové miery klesajú trhy rastú. Preto sme do výberu exogénnych premenných zahrnuli aj 10, 5 a 1 – ročné forwardové úrokové sadzby.

2. Metodika riešenia skúmanej problematiky práce

Pre potreby naplnenia cieľa sme tejto práce bolo potrebné vymedzenie ukazovateľov, ktoré môžu mať vplyv na zmenu podielu akciovej zložky negarantovaných dôchodkových fondov. Hodnoty boli merané a vyjadrované na mesačnej báze na časovom horizonte od 07/2005 do 02/2014.

Prvým krokom pri zostavovaní modelu je identifikácia štatistickej významnosti jednotlivých premenných sme na základe p-hodnôt na všetkých bežných hladinách významnosti $\alpha_{0,05}$ a $\alpha_{0,1}$. Na základe vysokých p-hodnôt sme podľa Galvaša (2009), ktorý vo svojej analýze vývoja indexu DOW JONES 30 pri ekonometrickom modeli docielil pomocou derivácií a logaritmi znižovanie p-hodnoty až na úroveň štatistickej významnosti premennej.

Na zostrojenie modelu a testovanie verifikácie modelu sme využili štatistický program EViews 4.1, v ktorom sme už pomocou spomínaných úprav, editovali dáta exogénnych premenných a hľadali „najlepší“ lineárny regresný model.

Pre identifikáciu „najlepšieho“ modelu sme stanovili tri základné kritériá. Z ekonometrického výstupu sme sa zamerali na nasledovné hodnoty koeficientu determinácie Adjusted R-Squared ($\text{Adj. } R^2$), Durbin-Watsonovej štatistiky (D-W) a p-hodnoty. Pri testovaní na všetkých bežných hladinách významnosti platí vzťah p-hodnota je menšia ako 0,1 a 0,05. Koeficient determinácie vyjadruje aká časť celkovej variability endogénnej premennej vysvetľuje zostavený model resp. je to miera kvality vyrovnania empirických hodnôt endogénnej premennej modelovanými hodnotami. Druhým kritériom bola primeraná hodnota D-W štatistiky, ktorej hodnota pri zvolenom množstve exogénnych premenných v modeli by sa mala pohybovať v intervale medzi dolnou a hornou hodnotou uvedenou v tabuľkách D-W štatistiky v závislosti od počtu n pozorovaní a k premenných. Vo všeobecnosti je táto hodnota

približne 2. Na jej základe potvrdzujeme, resp. zamietame hypotézu o prítomnosti autokorelácie v modeli. Autokorelácia v našom modeli nežiaducim javom. Hušek (1999) chápe ako závislosť medzi postupnosťou hodnôt jednej premennej v čase a niekedy aj v priestore. Taktiež je vysvetľovaná aj ako sériová závislosť náhodných porúch, resp. reziduí. Na potvrdenie prítomnosti autokorelácie sme použili *Breusch-Godfrey sériový korelačný LM Test*. Test sme vyhodnocovali na základe p-hodnoty F-štatistiky. Nulová hypotéza v našom skúšaní sa dá zapísať ako H_0 : Korelovateľnosť jednotlivých exogénnych premenných navzájom.

Prostredníctvom Jarque-Berovej štatistiky (J-B) posudzujeme na základe p-hodnoty, či majú reziduá normálne rozdelenie. Taktiež tento test posudzuje normalitu náhodných porúch modelu. K štatistickej významnosti modelu sme zaradili aj významnosť jednotlivých premenných na základe F-štatistiky pod podmienkou ($|t\text{-statistic}_i| > 2$). Test špecifikácie je vykonaný prostredníctvom *Ramseyho RESET testu*, kde overujeme správnosť modelu.

Pre overenie správnosti modelu sme overovali hypotézy na prítomnosť homoskedasticity a multikolinearity. Multikolinearita je podľa Huška (1999) jedným z klasických predpokladov, ktoré je nevyhnutné splniť pre reálny odhad parametrov lineárneho regresného modelu. Podstatou vylúčenia multikolinearity je potvrdenie lineárnej nezávislosti vo všetkých stĺpcoch matice pozorovaní. To znamená, že exogénne premenné nie sú perfektne lineárne korelované. V podstate pri potvrdení tejto hypotézy je zabezpečené, že niektorá exogénna premenná nie je lineárnou kombináciou inej alebo iných exogénnych lineárnych premenných ekonometrického modelu. Korelovateľnosť medzi jednotlivými premennými funkcie ekonometrického modelu sme porovnali na základe korelačnej matice v každom období.

Poslednou sledovanou verifikáciou modelu z ekonometrického hľadiska bolo vyhodnotenie heteroskedasticity modelu. Podľa Huška (1999) klasický lineárny regresný koeficient v sebe zahŕňa predovšetkým požiadavku konečného a konštatného rozptylu náhodných zložiek a taktiež aj reziduá modelu, ktorý označujeme ako homoskedasticitu. V opačnom prípade sa jedná o heteroskedasticitu. S týmto javom sa stretávame, keď dochádza k veľkým zmenám hodnotách vysvetľujúcich premenných. Na overenie heteroskedasticity sme použili *White-ov test* (W-Test) na jednotlivých obdobiach. Test sme vyhodnocovali na základe p-hodnoty. V prípade nízkej p-hodnoty na bežných hladinách významnosti sme zamietli hypotézu nula. H_0 je pritom možné zapísať ako výskyt homoskedasticity v modeli. Dôsledkom prípadného výskytu heteroskedasticity je strata optimálnych vlastností odhadov regresných parametrov.

3. Verifikácia ekonometrického modelu

Na základe štúdia domácej (Šebo, Virdzek) ako i zahraničnej literatúry (Baker, Bloom, Davis) sme stanovili najvýznamnejšie exogénne premenné.

- Politické riziko v SR
- R (kvantifikované hodnoty regulácie)
- MSCI World, vyjadrenie mesačnej zmeny indexu
- 10 – ročné forwardové úrokové sadzby

Z okruhu všetkých exogénnych premenných sme vybrali na základe vyššie spomínaných predpokladov pri výbere „najlepšieho“ modelu a výbere exogénnych premenných v celom sledovanom období od septembra roku 2005 až do súčasnosti februára 2014. Prvotný model mal nasledovné vyjadrenie:

$$STOCKS = \beta_1 \text{Log}(R_{t-1}) - \beta_2 P_R_SVK_t + \beta_3 \text{LOG}(MSCI_RELAT_{t-2}) - \beta_4 Y10 \quad (3)$$

Jednotlivé časti modelu predstavujú:

- STOCKS – priemerná percentuálna hodnota akciovej zložky obsiahnutá v zložení portfólia
- $\text{Log}(R_{t-1})$ – logaritmizovaná hodnota regulácie oneskorená o čas t-1, čiže o mesiac
- $P_R_SVK_t$ – hodnota politického rizika na Slovensku
- $\text{Log}(MSCI_RELAT_{t-2})$ – logaritmizovaná hodnota relatívnej zmeny indexu MSCI oneskorená o čas t-2, čiže o dva mesiace
- Y10 – hodnota 10 – ročných forwardových úrokovej sadzby

Prvotné kritérium vyhodnotenia modelu ako správneho bolo na základe p-hodnoty, kedy na všetkých bežných hladinách významnosti sa potvrdila správnosť modelu ako celku v časovom rozmedzí od septembra 2005 do februára 2014. Model (3) však podľa (Adj. R^2) uvádzaného tvaru vysvetľoval len 40,61 % zmien akciovej zložky v portfóliu správcovskej spoločnosti v starobnom dôchodkovom sporení. Pre tento nedostatok sme sa rozhodli rozčleniť sledované obdobie do dvoch období a to predkrízového od roku 2005 do konca roku 2008 a pokrízového obdobia od začiatku roka 2009 po február roku 2014. Následne sme tento model testovali v týchto obdobiach. Výsledky vypovedacej schopnosti modelu boli však naďalej neuspokojivé. V predkrízovom období vypovedacia hodnota modelu (Adj. R^2) dosiahla hodnotu 0,7650 čo vysvetľuje iba 76,50 %-ný vplyv na zmenu akciovej zložky portfólia negarantovaných

dôchodkových fondov. V pokrízovom období model vysvetľuje iba ($\text{Adj. } R^2$) 43,10 % zmien v portfóliu vplyvom jednotlivých premenných. Vo všetkých prípadoch sa nám nepodarilo znížiť p-hodnotu politického rizika, aby bola významná na všetkých bežných hladinách významnosti aj po vykonaní editácie dát pomocou logaritmu a derivácie prvého stupňa. Preto sme sa rozhodli z modelu vylúčiť politické riziko.

Pre nedostatočnú explikáciu prvotného modelu sme sa rozhodli prvotný model upraviť nasledovne:

$$STOCKS = \beta_1 D(R(-1)) + \beta_2 LOG(MSCI_RELAT(-2)) - \beta_3 Y10 \quad (4)$$

Jednotlivé časti modelu predstavujú:

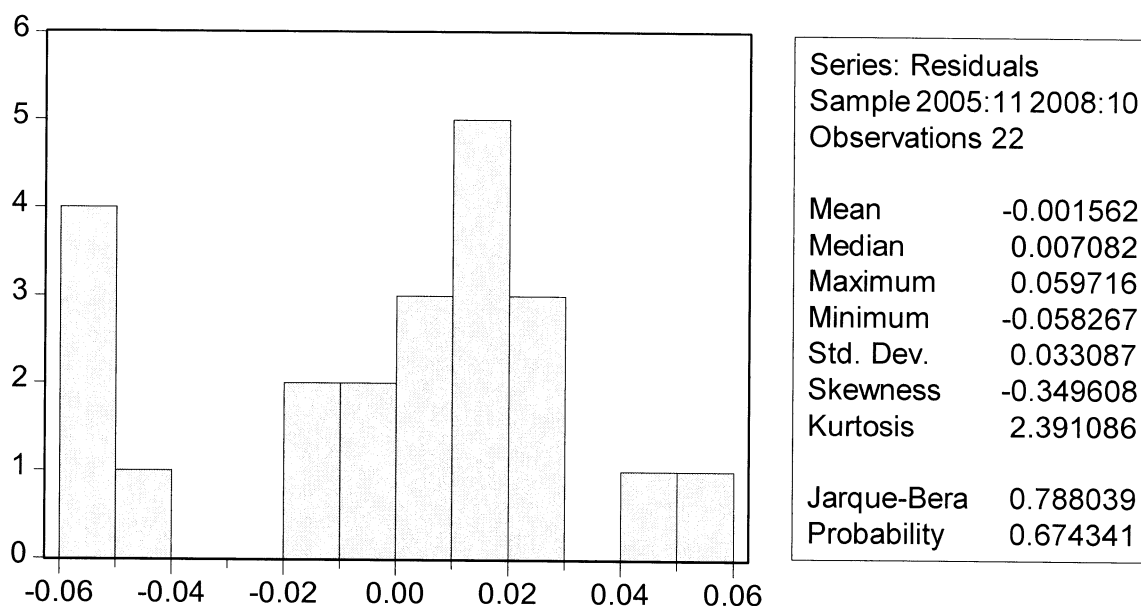
- STOCKS – priemerná percentuálna hodnota akciovej zložky obsiahnutá v zložení portfólia
- $D(R_t(-1))$ – prvá derivácia hodnoty regulácie oneskorená o čas t-1, čiže o mesiac
- $Log(MSCI_RELAT_t(-2))$ – logaritimizovaná hodnota relatívnej zmeny indexu MSCI oneskorená o čas t-1, čiže o dva mesiace
- Y10 – hodnota 10 – ročných forwardových úrokovej sadzby

Sledované obdobie sme zvolili pokrízové a približný počet pozorovaní ako v predkrízovom období. V našom prípade ich bolo 21 po sebe idúcich mesiacov od začiatku roku 2009 po koniec roku 2011. Hodnota $\text{Adj. } R^2$ sa zvýšila z pôvodných 40,61 % na 98,22 %, ktoré vysvetľovali percentuálnu variabilitu akciovej zložky v portfóliu negarantovaných fondov v starobnom dôchodkovom sporení. D-W štatistika dosiahla hodnotu 2,09. Jednotlivé exogénne premenné boli na základe p-hodnoty štatisticky významné. Na základe týchto výsledkov sme považovali model správny na zvolenom časovom období.

Na základe dosiahnutých výsledkov o vypovedacej hodnote modelu sme ho aplikovali na všetky štyri zvolené obdobia. Celkové obdobie (od 2005 do 2014), predkrízové (od 2005 – 2008), krízové a pokrízové obdobie (2009 – 2014) a druhej polovici pokrízového obdobia (2012 – 2014). Model sme následne verifikovali na všetkých obdobiach.

3.1. Testy špecifikácie

Podmienkou pre normálne rozdelenie reziduí modelu sledovaného v predkrízovom období (ale aj vo všetkých ostatných skúmaných obdobiach) je potrebné aby sa šikmosť pohybovala v okolí hodnoty 0 a špicatosť v okolí hodnoty 3. V predkrízovom období hodnota J-B štatistiky a p-hodnota nám potvrdili, že reziduá nie sú normálne rozdelené. Na základe toho sa nám podarilo zamietnuť nulovú hypotézu o nevýznamnosti parametra. Na základe t-štatistiky v Tabuľke 1 v tomto sledovanom období nie je významný logaritmus relatívnej zmeny indexu MSCI World v čase $t-2$ ($|t\text{-Statistic}_i| > 2$).

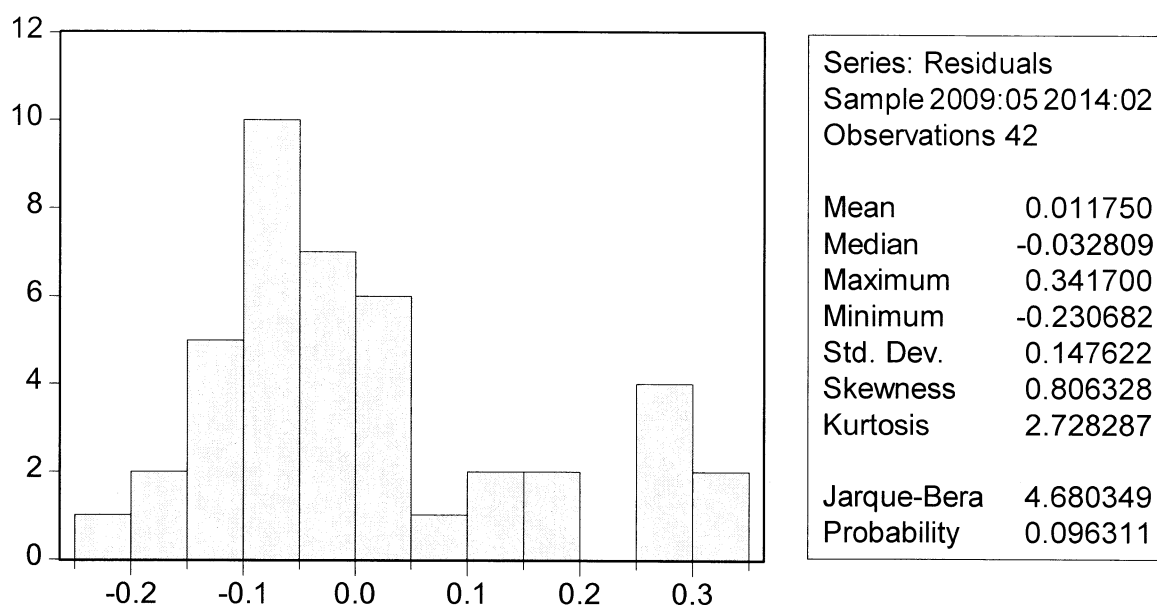


Obrázok 1 Test normality rozdelenia reziduí v predkrízovom období
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

Model ako celok však význam nemal. Ako mieru zhody ekonometrického modelu s jednotlivými premennými empirických dát sme použili koeficient viacnásobnej determinácie ($\text{Adj. } R^2$). Jeho hodnota hovorí, že iba 41,05 % variability závislej premennej je vysvetlených zvolenou regresnou funkciou. Na základe p-hodnoty F-štatistiky *Rameseyho RESET Testu* (p-hodnota = 0,0386) nezamietame nulovú hypotézu a môžeme tvrdiť, že model v tomto sledovanom období obsahuje málo vysvetľujúcich relatívnych premenných alebo nesprávnu špecifikáciu analytického tvaru modelu.

V období, ktoré znázorňuje krízové a pokrízové obdobie môžeme na základe hodnoty J-B štatistiky a p-hodnoty na 10 % nej hladine významnosti nezamietame nulovú hypotézu, to znamená, že reziduá majú pochádzajú z normálneho rozdelenia. Na základe t-štatistiky

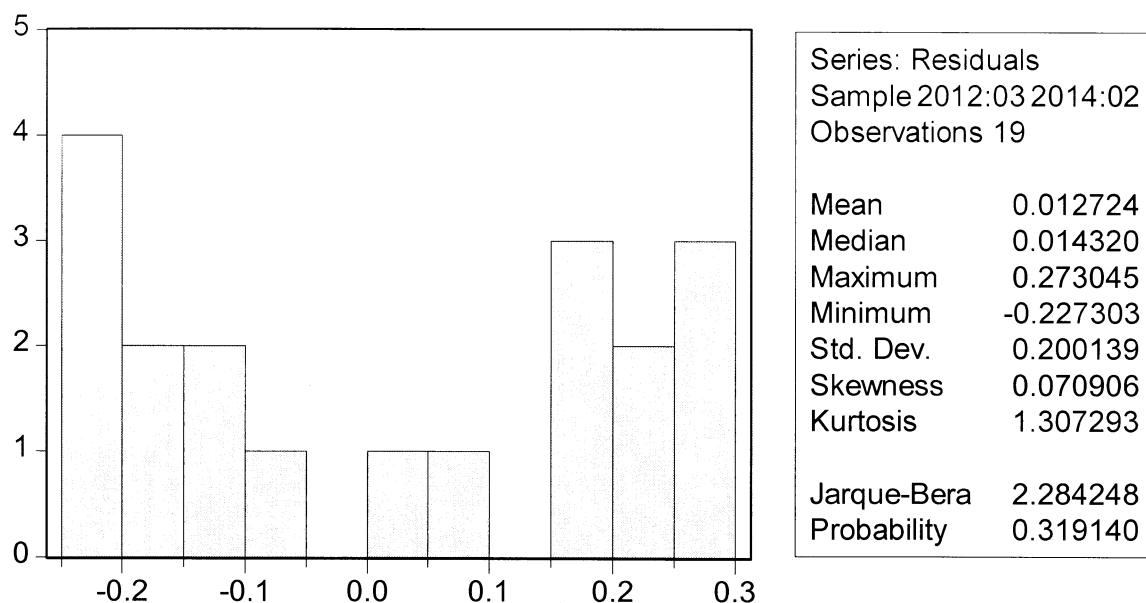
v Tabuľke 2 v tomto sledovanom období nie je významná prvá derivácia premennej Regulácia v čase $t-1$ ($|t\text{-statistic}_i| > 2$).



Obrázok 2 Test normality rozdelenia reziduí v pokrízovom období
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

V tomto sledovanom období však model ako celok význam nemal. Koeficient determinácie ($\text{Adj. } R^2$) hovorí iba o 13,41 % volatility závislej premennej je vysvetlených zvolenou regresnou funkciou. Na základe p-hodnoty F-štatistiky *Rameseyho RESET Testu* (p-hodnota = 0,7258) zamietame nulovú hypotézu a môžeme tvrdiť, že model v tomto sledovanom období obsahuje dostatok vysvetľujúcich relatívnych premenných a špecifikácia lineárneho regresného modelu by mala byť správna.

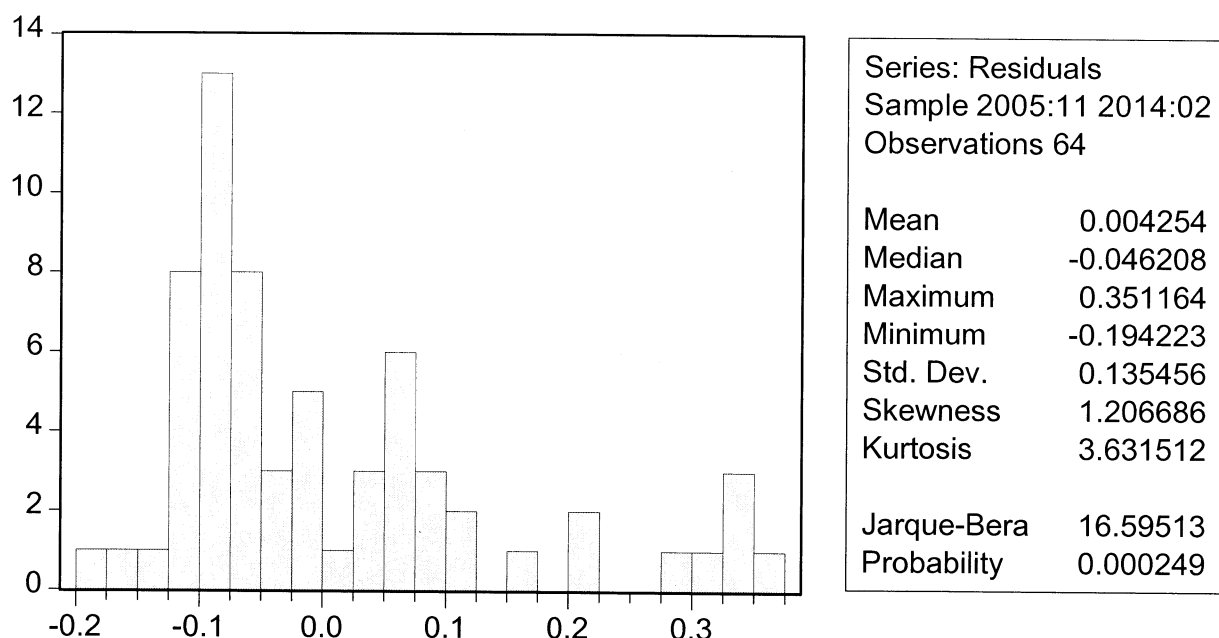
V druhej polovici pokrízového obdobia (2012 – 2014), podľa Obrázku 3 a p-hodnoty zamietame nulovú hypotézu. Môžeme teda uvažovať, že reziduá nemajú normálne rozdelenie. Na základe t-štatistiky v Tabuľke 3 jednotlivých exogénnych premenných v danom sledovanom období premenná sú štatisticky nevýznamné všetky tri premenné.



Obrázok 3 Test normality rozdelenia reziduí v druhej polovici pokrízového obdobia
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

V tomto sledovanom období však model ako celok význam nemal. Koeficient determinácie ($\text{Adj. } R^2$) vypovedá o zápornej volatilitate závislej premennej vysvetlených zvolenou regresnou funkciou. Na základe p-hodnoty F-štatistiky *Rameseyho RESET Testu* (p-hodnota = 0,1263) (Obrázok 4) zamietame nulovú hypotézu a môžeme tvrdiť, že model v tomto sledovanom období obsahuje dostatok vysvetľujúcich relatívnych premenných a špecifikácia lineárneho regresného modelu by mala byť správna. Tento fakt však na základe $\text{Adj. } R^2$ zamietame.

V celkovom sledovanom období na základe J-B štatistiky a p-hodnoty (Obrázok 1) nezamietame nulovú hypotézu na všetkých hladinách významnosti. Čo znamená, že reziduá v tomto sledovanom období nemajú normálne rozdelenie. Na základe t-štatistiky v Tabuľke 4 v tomto sledovanom období nie je významná prvá derivácia premennej Regulácia v čase $t-1$ a hodnota 10-ročnej forwardovej úrokovej sadzby ($|t\text{-statistic}_i| > 2$).



Obrázok 4 Test normality rozdelenia reziduí za celé sledované obdobie
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

Pomocou *Ramseyho RESET Testu* sme overili nulovú hypotézu, ktorá tvrdí, že v modely sa nachádzajú špecifické chyby modelu z dôvodu vynechania relatívnych vysvetľujúcich premenných alebo nepravnu špecifikáciu analytického tvaru modelu. Na základe p-hodnoty (p-hodnota = 0,1057) (Obrázok 4) zamietame nulovú hypotézu a môžeme tvrdiť, že model v tomto sledovanom období obsahuje dostatok vysvetľujúcich relatívnych premenných alebo je správne špecifikovaný analytický tvar modelu. Výsledná p-hodnota však nie je dostatočne vysoká, preto ju tak vážne do úvahy neberieme a výsledku testu prikladáme takú váhu aby sme model považovali za správny.

Pre overenie správnosti, resp. nesprávnosti a chybovosti modelov sme pokračovali s testami autokorelácie.

3.2. Testy autokorelácie

V predkrízovom období sa vyskytuje taktiež autokorelácia na základe výsledku D-W testu s hodnotou 0,7914.

Dependent Variable: STOCKS

Method: Least Squares

Date: 03/29/14 Time: 16:47

Sample(adjusted): 2005:11 2008:10

Included observations: 22

Excluded observations: 14 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(R(-1))	2.599193	1.314506	1.977316	0.0627
LOG(MSCI_WORLD_RELAT(-2))	-0.004473	0.008144	-0.549199	0.5893
Y10_YEAR	0.029774	0.008840	3.368200	0.0032
R-squared	0.470801	Mean dependent var		0.128601
Adjusted R-squared	0.415096	S.D. dependent var		0.045536
S.E. of regression	0.034825	Akaike info criterion		-3.750832
Sum squared resid	0.023043	Schwarz criterion		-3.602053
Log likelihood	44.25915	Durbin-Watson stat		0.791416

Tabuľka 1 Výstup EViews 4.1 o vypovedaní autokorelácie

Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

V krízovom a pokrízovom období sa autokorelácia vyskytla. Toto tvrdenie odôvodňujeme na základe hodnoty 0,3964 D–W testu.

Dependent Variable: STOCKS

Method: Least Squares

Date: 03/29/14 Time: 16:48

Sample(adjusted): 2009:05 2014:02

Included observations: 42

Excluded observations: 16 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(R(-1))	0.761931	0.780728	0.975923	0.3351
LOG(MSCI_WORLD_RELAT(-2))	-0.045305	0.009683	-4.678672	0.0000
Y10_YEAR	-0.074923	0.025085	-2.986740	0.0049
R-squared	0.176296	Mean dependent var		0.091459
Adjusted R-squared	0.134054	S.D. dependent var		0.163181
S.E. of regression	0.151850	Akaike info criterion		-0.863097
Sum squared resid	0.899279	Schwarz criterion		-0.738978
Log likelihood	21.12505	Durbin-Watson stat		0.396363

Tabuľka 2 Výstup EViews 4.1 o vypovedaní autokorelácie

Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

V druhej polovici pokrízového obdobia D-W štatistika je 0,3660, čo poukazuje na výskyt autokorelácie jednotlivých premenných v regresnej funkcii modelu. Presvedčiť sa môžeme aj v Tabuľke 3.

Dependent Variable: STOCKS
Method: Least Squares
Date: 04/03/14 Time: 01:32
Sample(adjusted): 2012:03 2014:02
Included observations: 19
Excluded observations: 5 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(R(-1))	2.294874	2.424787	0.946423	0.3580
LOG(MSCI_WORLD_RELAT(-2))	-0.032066	0.026450	-1.212316	0.2430
Y10_YEAR	0.131760	0.209669	0.628420	0.5386
R-squared	-0.036014	Mean dependent var		0.197522
Adjusted R-squared	-0.165515	S.D. dependent var		0.197049
S.E. of regression	0.212732	Akaike info criterion		-0.113626
Sum squared resid	0.724080	Schwarz criterion		0.035496
Log likelihood	4.079451	Durbin-Watson stat		0.366047

Tabuľka 3 Výstup EViews 4.1 o vypovedaní autokorelácie
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

V sledovanom období od roku 2005 do súčasnosti D-W test je vyjadrený hodnotou 0,2019. Tento výsledok testu nám poukazuje na autokoreláciu medzi jednotlivými vysvetľujúcim premennými. Nasledujúce výsledky môžeme vidieť v Tabuľke 4.

Dependent Variable: STOCKS
Method: Least Squares
Date: 03/29/14 Time: 16:55
Sample(adjusted): 2005:11 2014:02
Included observations: 64
Excluded observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(R(-1))	0.148410	0.676764	0.219294	0.8272
LOG(MSCI_WORLD_RELAT(-2))	-0.029206	0.007415	-3.938674	0.0002
Y10_YEAR	-0.007421	0.011772	-0.630360	0.5308
R-squared	-0.001645	Mean dependent var		0.104227
Adjusted R-squared	-0.034486	S.D. dependent var		0.135413
S.E. of regression	0.137728	Akaike info criterion		-1.081330
Sum squared resid	1.157110	Schwarz criterion		-0.980133
Log likelihood	37.60257	Durbin-Watson stat		0.201869

Tabuľka 4 Výstup EViews 4.1 o vypovedaní autokorelácie
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

Vo všetkých štyroch testoch sa vyskytla autokorelácia exogénnych premenných.

3.3. Testy heteroskedasticity

Podľa Tabuľky 5 v predkrízovom období sa nepotvrdil výskyt heteroskedasticity. Toto tvrdenie odôvodňujeme na základe p-hodnoty 0,8876 zamietame nulovú hypotézu. Model obsahuje teda prvky homoskedasticity. V sledovanom období vplyvom lineárneho regresného modelu nedochádza k veľkým zmenám v hodnotách vysvetľujúcich premenných. Model vlastní optimálne vlastnosti odhadov regresných parametrov.

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.368603	Probability	0.887611
Obs*R-squared	2.826901	Probability	0.830238

Tabuľka 5 Výstup EViews 4.1 White Heteroskedasticity Test v predkrízovom období
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

V pokrízovom období testovaný model na základe p-hodnoty 0,003180 W-Testu nezamietame nulovú hypotézu a potvrdil sa výskyt heteroskedasticity, čo v našom prípade znamená, že lineárny regresný model stráca optimálne odhady regresných parametrov. Výsledok je možné vidieť v Tabuľke 6.

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	4.108830	Probability	0.003180
Obs*R-squared	17.35748	Probability	0.008055

Tabuľka 6 Výstup EViews 4.1 White Heteroskedasticity Test v pokrízovom období
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

V druhej polovici sledovaného pokrízového obdobia sme na základe p-hodnoty 0,4524 W-Testu zamietli nulovú hypotézu, čo naznačuje výskyt homoskedasticity a tým pádom ekonometrický model obsahuje optimálne odhady regresných parametrov. Dosiahnutý výsledok testu je možné vidieť v Tabuľke 7.

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.029389	Probability	0.452403
Obs*R-squared	6.456216	Probability	0.374069

Tabuľka 7 Výstup EViews 4.1 White Heteroskedasticity Test v II. Polovici pokrízového obdobia
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

Celkové obdobie sme podrobili White-ovmu testu na overenie výskytu heteroskedasticity. Heteroskedasticitu sme stanovili na základe p-hodnoty testu. P-hodnota predstavuje hodnotu 0,000428. Táto relatívne veľmi nízka p-hodnota nám potvrdzuje výskyt heteroskedasticity.

Model stráca optimálne vlastnosti odhadov regresných parametrov. Výsledky W-Testu v celom sledovanom období je možné vidieť v Tabuľke 8.

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	4.891436	Probability	0.000428
Obs*R-squared	21.75265	Probability	0.001342

Tabuľka 8 Výstup EViews 4.1 White Heteroskedasticity Test za celé sledované obdobie
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

Vo väčšine sledovaných obdobiach sme identifikovali prítomnosť heteroskedasticity.

3.4. Testy multikolinearity

V období krízy jednotlivé vysvetľujúce premenné lineárneho regresného modelu medzi sebou vykazovali zápornú alebo veľmi slabú lineárnu závislosť. Korelačnú maticu pre toto obdobie uvádzame v Tabuľke 9.

	D(R(-1))	LOG(MSCI_ WORLD_RE LAT(-2))	Y10_YEAR
D(R(-1))	1.000000	-0.274401	0.190238
LOG(MSCI_ WORLD_RE LAT(-2))	-0.274401	1.000000	-0.070752
Y10_YEAR	0.190238	-0.070752	1.000000

Tabuľka 9 Korelačná tabuľka v predkrízovom období
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

Exogénne premenné ekonometrického modelu v krízovom a pokrízovom období sa prejavila iba veľmi slabá lineárna závislosť medzi jednotlivými premennými. Hodnoty korelačnej matice môžeme vidieť v Tabuľke 10.

	D(R(-1))	LOG(MSCI_ WORLD_RE LAT(-2))	Y10_YEAR
D(R(-1))	1.000000	0.051938	0.298822
LOG(MSCI_ WORLD_RE LAT(-2))	0.051938	1.000000	0.117941
Y10_YEAR	0.298822	0.117941	1.000000

Tabuľka 10 Korelačná tabuľka v krízovom a pokrízovom období
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

Jednotlivé exogénne premenné nášho testovaného ekonometrického modelu v druhej polovici krízového a pokrízového obdobia sú podľa korelačnej matice vzájomne záporne alebo až veľmi slabo korelované, čo naznačuje, že jednotlivé exogénne premenné nemajú vzájomný súvis, ktorý by bol štatisticky významný. Výsledok korelácie zobrazený v Tabuľke 11.

	D(R(-1))	LOG(MSCI_ WORLD_RE LAT(-2))	Y10_YEAR
D(R(-1))	1.000000	-0.059886	-0.001057
LOG(MSCI_ WORLD_RE LAT(-2))	-0.059886	1.000000	0.124217
Y10_YEAR	-0.001057	0.124217	1.000000

Tabuľka 11 Korelačná tabuľka v II. polovici krízového a pokrízového obdobia
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

V poslednom sledovanom období od septembra roku 2005 do februára 2014 sa podľa korelačnej matice jednotlivé vysvetľujúce premenné boli veľmi slabo vzájomne korelované. Tvrdenie odôvodňujeme na základe korelačnej matice v Tabuľke 12.

	D(R(-1))	LOG(MSCI_ WORLD_RE LAT(-2))	Y10_YEAR
D(R(-1))	1.000000	-0.274401	0.190238
LOG(MSCI_ WORLD_RE LAT(-2))	-0.274401	1.000000	-0.070752
Y10_YEAR	0.190238	-0.070752	1.000000

Tabuľka 11 Korelačná tabuľka v celom sledovanom období
Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews 4.1

Na základe analyzovania korelačných matíc v jednotlivých obdobiach posudzujeme, že v ekonometrickom modeli sa nenachádza multikolinearita.

ZÁVER

V tejto práci sme sa snažili poukázať na fakt schopnosti, že miera regulácie, politického rizika, akciového indexu MSCI World a forwardových úrokových sadzieb dokážu ovplyvniť akciovú zložku negarantovaných dôchodkových fondov v systéme starobného dôchodkového sporenia. Náš výskum sa začal nepriaznivými výsledkami. Postupným upravovaním modelu pomocou logaritmizácie premenných a taktiež aj ich deriváciou sme sa poustupne dopracovali k poznatku, že pri tak malo zvolených premenných politické riziko je štatisticky nevýznamné, na základe p-hodnoty, ktorá poukazovala na štatistickú nevýznamnosť premennej. Po vylúčení tejto exogénnej premennej sme však stále nenašli model, ktorý by vysvetľoval aspoň 90 % variability exogénnych premenných v lineárnom regresnom modeli. Zamerali sme sa preto na členenie celkového obdobia na menšie z dôvodu rastu, resp. poklesu výkonnosti ekonomiky a priebehu ekonomického cyklu. Obdobia sme preto rozdelili na predkrízové od 07/2005 do 12/2008, na pokrízové obdobie od 01/2009 do 02/2014, dodatočne však sme testovali model na druhej polovici pokrízového obdobia od 01/2012 do 02/2014. Náš najlepší model sme testovali na období od januára 2009 do decembra 2011 na základe približne rovnakého počtu období ako v predkrízovom období. Model mal zhruba 98 %-nú vypovedaciu schopnosť variability exogénnych premenných. Všetky premenné funkcie lineárneho regresného modelu boli na základe p-hodnoty štatisticky významné. D-W štatistika presiahla nami želanú hodnotu 2. Nevyskytovali sa v ňom chyby vzájomného ovplyvňovania sa premenných, odchýlky reziduí a sily vzájomnej korelácie. Konečná podoba modelu bola nasledovane definovaná:

$$STOCKS = 0.2684824991 * D(R(-1)) + 0.0007206507694 * LOG(MSCI_WORLD_RELAT(-2)) + 0.002148118776 * Y10_YEAR$$

Na ostatných obdobiach sa chyby prejavili, čo je dôkazom toho, že musíme model dynamicky v čase riadiť a upravovať ho na základe meniacich sa ekonomickej a spoločenskej situácie v prostredí starobného dôchodkového sporenia. Množstvo premenných ako aj ich charakter je potrebné obmieňať a testovať samostatne. Vzhľadom k tomu, že model na väčšine časového obdobia vykazoval nedostatky, pripisujeme túto skutočnosť nízkemu počtu exogénnych premenných. Model na základe testov stráca optimálne vlastnosti odhadov regresných parametrov, čo spôsobuje chyby. Do budúcnosti pre vytvorenie plne funkčného a predikateľného modelu je potrebné hlavne doplnenie premenných a správne zvolenie úprav charakteru dát.

ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY

1. BAKER, S. R., BLOOM, N., DAVIS, S. 2012. Measuring Economic Policy Uncertainty, Stanford University, 2012 (dostupné na: <http://www.policyuncertainty.com/media/BakerBloomDavis.pdf>)
2. CIPRA, T. 2008. Finanční ekonometrie. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9
3. GALVAŠ, J. 2009. Analýza vývoja amerického akciového indexu Dow Jones 30. Diplomová práca. Banská Bystrica : Katedra financií a účtovníctva, Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici. 2009
4. HATRÁK, M. 2007. Ekonometria. Bratislava : Iura Edition, 2007. 502 s. ISBN 978-80-8078-150-7
5. HUŠEK, R. 1998. Základy ekonometrické analýzy I. Modely a metody. Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze. 1998. 223. ISBN 80 – 7079 – 102 -0
6. HUŠEK, R. 1999. Ekonometrická analýza. Praha : Ekopress, 1999. 439 s. ISBN 80-8611-919-X.
7. MUCHOVÁ, M. 2012. Konstrukce výnosové křivky. Bakalárska práca. Brno : Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita. 2012
8. ŠEBO, J., VIRDZEK, T. 2013. Political risk and pension funds' performance – the case of Slovakia. In: Gerald Hughes - Jim Stewart (ed.) "Old-Age Crisis and Pension Reform. Where do we stand?" Poznan : Publishing House of Poznan University of Technology. 2013. pp. 115-133
9. VIRDZEK, T. 2012. Výkonnosť kapitalizačných pilierov systémov dôchodkového zabezpečenia. Dizertačná práca. Faculty of Economics, Matej Bel University in Banská Bystrica. 2012.
10. Zákon č. 43/2004 Z. z. o starobnom dôchodkovom sporení a o zmene a doplnení niektorých zákonov. [online]. Bratislava. Dostupné na internete: <http://www.socpoist.sk/2029-ext_dok/54253c>