

TESTOVANIE SYSTEMATICKÉHO RIZIKA POMOCOU BRIMBLE-HODGSONOVHO ACCOUNTING MODELU V ODVETVÍ STAVEBNÍCTVA SYSTEMATIC RISK TESTING BY MEANS OF BRIMBLE-HODGSON ACCOUNTING MODEL IN THE CONSTRUCTING AREA

Helena Majdúchová¹, Daniela Rybárová², Bernadeta Siváková³

¹ prof. Ing. Helena Majdúchová, CSc., Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta podnikového manažmentu, helenamajduchova@euba.sk

² Ing. Bernadeta Siváková, PhD., Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta podnikového manažmentu, bernadeta.sivakova@gmail.com

³ Ing. Daniela Rybárová, PhD., Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta podnikového manažmentu, daniela.rybarova@euba.sk

Abstract: The goal of this article is to point at the possibilities of estimating the beta coefficient by means of accounting variables. Its advantage is that it can be applied for the companies which shares are not traded at the stock exchange, or for newly established companies (e.g. start-ups) with no history of their activities and with very limited possibilities of risk diversification. We are of the opinion that these data can be considered as one of the most appropriate means of estimating the overall risk of the particular company. Beta coefficient estimate is not based on the market information, but on the accounting data of the company being analysed. By testing of the Brimble-Hodgson model on the constructing area we have identified significant variables with serious influence over the systematic risk.

Keywords: return risk, beta coefficient, alternative approaches, panel data, simple linear regression

JEL Classification: G20, G15

ÚVOD

Kompromisná teória kapitálovej štruktúry (risk – return trade off theory) je založená na predpoklade, že vyšší výnos cenného papiera je spojený s vyšším rizikom a naopak. Ide o kľúčovú podmienku predstavujúcu základný kameň pre pochopenie vzťahu medzi rizikom a očakávaným výnosom cenných papierov. Táto podmienka predstavuje základnú ideu, ktorá je obsiahnutá v modeli oceňovania kapitálových aktív (CAPM). Celkové riziko možno rozdeliť na systematické a nesystematické. V modeli je systematické riziko vyjadrené koeficientom beta, ktorý kvantifikuje systematické riziko ako podiel kovariancie výnosu cenného papiera s výnosom trhu a rozptylu výnosu trhu. Systematické riziko je nediverzifikovateľné, viaže sa k pohybu celého trhového portfólia. Jedinečné riziko cenných papierov možno znížiť diverzifikáciou. Koeficient beta vyjadrujúci systematické riziko cenných papierov sa

využíva pri investičnom rozhodovaní, či určení nákladov na vlastný kapitál. Je potrebné ho stanoviť aj pre podniky, ktoré neemitujú akcie, malé, začínajúce podniky a pod.. Odborníci v oblasti financií a účtovníctva sa pomerne dlhé obdobie zaoberajú teoretickým, ale aj empirickým vzťahom medzi systematickým rizikom a rôznymi premennými finančného a účtovného charakteru ako finančná páka, veľkosť spoločnosti, dividendy, rast, a iné. Známych je viacero prístupov, ktoré je možné aplikovať pri odhade systematického rizika.

Cieľom tohto príspevku je poukázať na možnosti stanovenia beta koeficientu alternatívnym spôsobom pomocou účtovných premenných. Výhodou tohto prístupu je, že sa môže aplikovať pri spoločnostiach, ktorých akcie nie sú obchodovateľné na burze cenných papierov, prípadne na novozaložené spoločnosti (napr. start-upy), ktoré nemajú históriu svojej podnikateľskej činnosti a zároveň

majú veľmi obmedzené možnosti diverzifikácie ich rizika. Uvedomujeme si, že účtovné údaje v sebe zahŕňajú nielen systematické ale aj špecifické riziko, preto predpokladáme, že účtovné údaje nebudú vykazovať perfektnú koreláciu s beta koeficientom. Napriek tomu, zastávame názor, že tieto údaje možno považovať za jeden z najvhodnejších spôsobov ako zachytiť celkové riziko danej spoločnosti. Odhad beta koeficientu v tomto prípade nevychádza z trhových informácií, ale z hodnôt vykazovaných v účtovníctve analyzovanej spoločnosti. Z nich vieme vyčítať hodnotu výsledku hospodárenia spoločnosti. Regresia by potom nevychádzala zo závislosti výnosnosti akcií a výnosnosti trhu, ale skúmala by závislosť medzi výsledkom hospodárenia spoločnosti a výnosnosťou trhu.

Zameraním nášho výskumu v tejto oblasti bolo testovanie accounting modelu austrálskych vedcov Bribbleho a Hodgsona, ktorí pri testovaní na austrálskych spoločnostiach dosahovali veľmi dobré výsledky a to nielen v počte významných premenných, ale aj v dosiahnutom koeficiente determinácie. Tento model sme testovali na vzorke podnikov z 15 krajín Európskej únie v členení podľa odvetví a na vybrané odvetvia v podmienkach Slovenskej republiky.

1. ALTERNATÍVNE PRÍSTUPY K STANOVENIU SYSTEMATICKÉHO RIZIKA

Koeficient beta ako prvý definoval Sharpe ako citlivosť cenného papiera na výkyvy trhu. Za

Tab. 1: Štúdie zaoberajúce sa vzťahom trhového beta koeficientu a účtovnými premennými

Autori	Zistenia
Ball a Brown (1969)	Objektom ich skúmania bol čistý príjem, prevádzkový zisk a zisk na jednu akciu vo vzťahu k systematickému riziku. Jedným z odporúčaní bolo použitie rozptylu v ziskoch, ako vhodnejšiu premennú oproti ich absolútnej hodnote. Uvedené tri premenné vysvetlili 35 % až 40 % variácie v systematickom riziku.
Beaver (1970)	Model s ukazovateľmi rozptyl výsledku hospodárenia, výplatný pomer, accounting beta a ukazovateľ veriteľského rizika vysvetlili 23 % až 43 % zmien v trhovej bete.
Hamada (1969,1972)	Systematické riziko rozčlenili na prevádzkové a finančné riziko. Prevádzkové (finančné) riziko súvisí s prevádzkovými (finančnými) rozhodnutiami a je odhadované na základe prevádzkovej (finančnej) páky.
Robichek a Cohn (1974)	Testovali vplyv rastu HDP a inflácie na systematické riziko. Len u málo spoločností bol tento vplyv významný.

nezavislú premennú dosadil výnosnosť trhového indexu a za závislú premennú výnosnosť cenného papiera. V modeli CAPM sa koeficient beta charakterizuje ako riziko, ktoré investor pridáva do trhového portfólia. Riziko je v tomto zmysle chápané ako odchýlka výnosnosti cenného papiera od jeho priemernej výnosnosti. Označuje sa aj ako systematické riziko cenného papiera, ktoré vzniká v prípade, ak investor nie je schopný plne diverzifikovať svoje portfólio (LEE, CH. – HOOY, CH. 2012). Koeficient beta je možné v praxi stanoviť využitím dvoch základných analýz, a to využitím technickej a fundamentálnej analýzy. Technická analýza vychádza z použitia historických dát (regresný beta koeficient). Fundamentálna analýza (MAŘÍK, M. - MAŘÍKOVÁ, P., 2008) vychádza z použitia iných ako historických dát a medzi spôsoby kvantifikácie beta koeficientu patria napr.: ex-ante beta, odhad beta koeficientu na základe fundamentálnych faktorov (Fundamental beta), Blumova beta a alternatívne prístupy.

Doteraz bolo realizovaných množstvo štúdií, no napriek tomu stále existujú určité nezodpovedané otázky, čím vzniká priestor na ďalšie analýzy, prípadne prehĺbenie a overenie už doteraz získaných výsledkov. Pre úplnosť však uvádzame stručný prehľad vybraných štúdií, ktoré sa vzťahom beta koeficientu a účtovných premenných zaoberali.

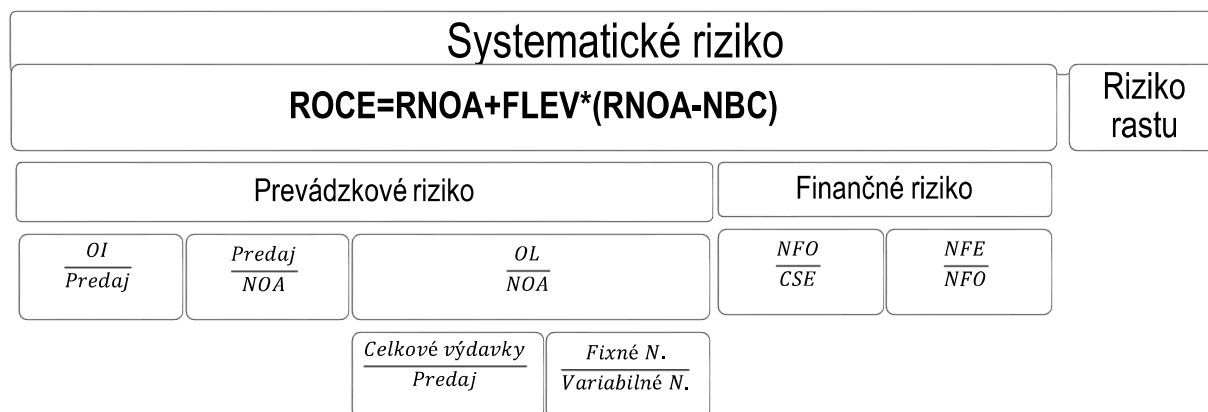
Beaver a Manegold (1975)	Závislú premennú vyjadrili pomocou Bayesian odhadu a nezávislé premenné tvorili vybrané ukazovatele. Výsledkom bolo potvrdenie vzťahu medzi účtovnými premennými a trhovou betou, dokázali však vysvetliť iba 20% premenlivosti vo výnosoch u závislej premennej.
Ro, Zavgren, Hsieh (1992)	Skúmali vývoj beta koeficientu u zdravých spoločností a spoločností, ktorým hrozí bankrot, pričom sledovali vývoj finančnej páky a to ak podiel dlhov a vlastného kapitálu a podiel celkových záväzkov k celkovým aktívam. Štúdia ukázala, že priemer a medián sa zvýšil počas 5-tich rokov u spoločností s hroziacim bankrot. Podobné výsledky dosiahol aj koeficient beta.
Andersom a Brooks (2006)	Skúmali parametre, ktoré ovplyvňujú P/E ratio a to: rok, odvetvie, veľkosť a špecifické charakteristiky spoločnosti. Analyzovali 25 nezávislých premenných pre 73 náhodne vybraných spoločností z jedného odvetvia v rokoch 2005 a 2006. Štatisticky významné boli premenné: zisková marža (<i>profit margin</i>), ROI a zmena v celkových výnosoch, ktoré dokážu vysvetliť až 62 % variácie u ukazovateľa P/E riatio. Zdôraznili, že signifikantnosť jednotlivých závislých premenný sa môže meniť v závislosti od odvetvia.
Chen, Kan a Andersom (2007)	Skúmali vplyv série finančných premenných na systematické riziko spoločnosti na Shenzhen a Shanghai Exchange v Číne. Za najdôležitejšie premenné označili veľkosť a pomer trhovej hodnoty a účtovnej hodnoty akcie, ktoré spoločnosti len vo veľmi malej miere dokážu manipulovať.
Amorim, Lima a Murcia (2012)	Skúmali vzťah medzi systematickým rizikom založenom na trhovom a účtovnom princípe na brazílskom trhu. Testovali 14 účtovných premenných, ktoré neskôr zredukovali na ukazovatele: čistý zisk, EBIT/celkové aktíva, likvidita, prevádzková páka, finančná páka, percentuálny rast v MB ratio. Výsledkom štúdie bolo, že aplikovaním určitých finančných premenných pri stanovení systematického rizika môžeme dospieť k presnejším výsledkom, ako použitím len samotného historického beta koeficientu. Na druhej strane zdôraznili, že mnohé účtovné ukazovatele nie sú signifikantné, prípadne neexistuje žiadny relevantný vzťah medzi trhovým a účtovným prístupom pre vyjadrenie systematického rizika.

Zdroj: Vlastné spracovanie

Pre účely nášho výskumu sme vybrali Brinble-Hodgson accounting model (Brimble a Hodgson, 2007) na analýzu vzťahu systematického rizika a účtovných premenných, výsledky ktorého indikovali veľmi silný vzťah medzi účtovnými premennými a beta koeficientom s dosiahnutým koeficientom determinácie 67 %. Tento výsledok sa menil nielen v rámci odvetvia, ale aj pri zohľadnení

veľkosti spoločnosti. Model bol testovaný na vzorke 129 austrálskych obchodovateľných spoločností v rokoch 1991- 2000. V modeli analyzovali 12 účtovných premenných, pričom pri ich výbere vychádzali z analýzy systematického rizika, ktoré vo svojej štúdii publikoval Penman. Išlo o nasledovnú dekompozíciu systematického rizika (Obr. 1):

Obr. 1: Rozklad systematického rizika



Zdroj: PENMAN, S.H. (2001). *Financial Statements Analysis and Security Valuation*. New York: 2001, McGraw-Hill. ISBN 978-0073379661.

kde:

ROCE rentabilita vlastného kapitálu (Return on Common Equity);

OI prevádzkový zisk (Operating Income);

NOA (Net Operating Assets) sú čisté prevádzkové aktíva;

RNOA (Return on net operating assets) je rentabilita čistých prevádzkových aktív;

NBC (Net Borrowing Costs) sú čisté náklady na požičaný kapitál;

OL (Operating Leverage) je prevádzková páka;

NFO (Net Financial Obligation) sú čisté finančné záväzky;

CSE (Common Shareholders Equity) je vlastný kapitál;

NF (Net Financial Expense) sú čisté finančné náklady.

Vychádzajúc z tejto dekompozície, Brimble a Hodgson zvolili 12 účtovných premenných, a to

accounting betu, variabilitu výnosov, cash flow, prevádzkovú páku, likviditu, úrokové krytie, vyplácanie dividend, finančnú páku a market to book ratio, ktoré bližšie charakterizujeme v tab. 2. Očakávaný vplyv premennej vyjadruje, aký vzťah predpokladáme, že bude mať nezávislá premenná na systematické riziko. Ak je znamienko kladné, existuje pozitívny vzťah medzi závislou a nezávislou premennou a naopak. Niektoré premenné, ktoré využil Brimble a Hodgson boli použité už v predchádzajúcich štúdiách, prípadne boli zadefinované iným spôsobom, preto sme pôvodný model upravili s ohľadom na údaje, ktoré sme mali k dispozícii a accounting betu, umelú premennú pre EBIT a štandardnú odchýlku výsledku hospodárenia sme upravili na tvar, ktorý je uvedený v tab. 2.

Tab. 2: Nezávisle premenné v Brimble- Hodgson accounting model

Nezávislá premenná	Popis	Vplyv
$Accbeta_{it} = \frac{\Delta ROE_i}{\Delta ROE_m}$	ΔROE_i je rozptyl rentability vlastného kapitálu po dvoch po sebe nasledujúcich obdobiach. ΔROE_m je rozptyl rentability vlastného kapitálu po dvoch po sebe nasledujúcich obdobiach v trhovom portfóliu.	+
$sdebit_{it} = \sqrt{\frac{(EBIT - \overline{EBIT})^2}{n}}$	Štandardná odchýlka ukazovateľa EBIT. Kde EBIT je hodnota tohto ukazovateľa v roku <i>i</i> a \overline{EBIT} je priemerná hodnota tohto ukazovateľa za 5 predchádzajúcich rokov vrátane roku <i>i</i> pre spoločnosť <i>j</i> .	+
$DUebit_{it}$	Znamienko výsledku hospodárenia- umelá (dummy) premenná, ak bude obsahovať záporné číslo, dosadí sa nula, inak 1.	+/-
$CF2_{it} = \frac{ebitda}{mv}$	Cash Flow počítaný ako podiel ebitda a trhovej hodnoty.	

$DPR_{it} = \frac{\text{dividendy v roku } t}{\text{výsledok hospodárenia v roku } t}$	Výplatný pomer počítaný ako podiel vyplatených dividend v roku t a výsledku hospodárenia v roku t .	-
$OPL_{it} = \frac{EBIT}{Tržby}$	Rentabilita tržieb meraná ako podiel zisku pred odpočítaním úrokov a dane z príjmu a celkových tržieb.	+
$Liq_{it} = \frac{\text{celkové obežné aktíva}}{\text{krátkodobé záväzky}}$	Likvidita tretieho stupňa meraná ako podiel celkových aktív a krátkodobých záväzkov.	-
$Flev_{it} = \frac{\text{celkové záväzky}}{\text{celkové aktíva}}$	Finančná páka .	+
$ICov_{it} = \frac{EBIT}{úroky}$	Úrokové krytie merané ako podiel zisku pred odpočítaním úrokov a dane z príjmu a celkových tržieb.	-
$Gth_{it} = \ln \frac{\text{Celkové aktíva}}{\text{Celkové aktíva}_{-1}}$	Rast počítaný ako prirodzený logaritmus podielu celkových aktív a celkových aktív v roku $n-1$.	+
$Size_{it} = \ln (\text{celkové aktíva})$	Veľkosť podnikateľského subjektu meraná ukazovať prirodzený logaritmus celkových aktív.	-
$MB_{it} = \frac{\text{trhová hodnota VK}}{\text{úctovná hodnota VK}}$	Market to book ratio počítaný ako podiel trhovej hodnoty a účtovnej hodnoty vlastného kapitálu.	-

Zdroj: vlastné spracovanie

2. CIELE A METODOLÓGIA

Cieľom výskumu je určiť determinanty, ktoré majú vplyv na stanovenie systematického rizika a to pomocou modelu Brimble a Hodgsona. Využili sme viacnásobný regresný model obsahujúci viacero nezávislých premenných. Závislou premennou bolo systematické riziko vyjadrené ako závislosť výnosu cenného papiera od výnosu trhu (koeficient beta). Pri skúmaní tohto vzťahu bola využitá metóda panelových dát a jednoduchá lineárna regresia. Panelové dáta sú kombináciou prierezových (cross section) a časových (time series) údajov. Pri panelových údajoch, niekedy nazývaných aj ako longitudinal data, existuje časový rad pre každú entitu použitú v rámci prierezového výberu. Najčastejšie sa panelové dáta využívajú na skúmanie časového vývoja rôznych jednotiek z toho istého sektora, trhu alebo geografického celku, pričom typickými znakmi sú rozsiahla prierezová štruktúra a len niekoľko časových období. V našom výskume boli využité údaje z desaťročného obdobia rokov 2005-2014 za 1865 spoločností z rôznych odvetví z 15 krajín EÚ s najväčším objemom HDP. Tieto informácie boli získané počas študijného pobytu v Nemecku na Graduate

School of Management v Lipsku. Pre analýzu údajov sme využili štatistický model Stata.

Okrem premenných uvedených v tabuľke 1, sme vytvorili aj skupinu umelých premenných pre jednotlivé odvetvia. Práve odvetvie pokladáme za kľúčový determinant, ktorý významne ovplyvňuje signifikantnosť ostatných nezávislých premenných. Zaradenie podnikov v analyzovanej vzorke bolo podľa SIC- Standard Industrial Classification. Vzhľadom nato, že údaje pre analýzu boli získané zo zahraničnej databázy Datastream, bolo potrebné pri aplikácii modelu v slovenských podmienkach vytvoriť prepojenie medzi SIC a SK NACE klasifikáciou odvetví. Analýza panelových dát si ďalej vyžadovala očistiť skúmanú vzorku o podniky, ktoré nedisponovali údajmi pre všetky roky v období od roku 2005 do roku 2014.

Na základe premenných špecifikovaných vyššie a štúdie od Brimble a Hodgsona sme testovali tieto premenné: accounting beta, štandardnú odchýlku ukazovateľ EBIT, znamienko ukazovateľa EBIT, cash flow, výplatný pomer, rentabilitu tržieb, likviditu, finančnú páku, úrokové krytie, rast, veľkosť a market to book ratio. Výsledný accounting model (1) má nasledovný tvar:

$$\beta_{jit} = \alpha_i + b_1 accbeta_t + b_2 sdebit_{it} + b_3 DUEbit_{it} + b_4 CF2_{it} + b_5 Gth_{it} + b_6 SIZE_{it} + b_7 DPR_{it} + b_8 Liq_{it} + b_9 Flev_{it} + b_{10} Icov_{it} + b_{11} OPL_{it} + b_{12} MB_{it} + \varepsilon_{it}; \quad (1)$$

, kde β_i je trhový beta koeficient pre spoločnosť „i“ ($i = 1, \dots, 1965$) v roku „t“ ($t=2005, \dots, 2014$).

Model (1) bol aplikovaný na podnikateľských subjektoch v EU 15 pre celú vzorku spoločností ako aj pre každé odvetvie osobitne. Pre bližšiu charakteristiku sme si vybrali odvetvie stavebníctva. Stavebníctvo je podľa SIC označené C a obsahovo sú zaradené ekonomické činnosti zhodné s odvetvím stavebníctva na Slovensku.

Odvetvie stavebníctva predstavuje jedno z kľúčových odvetví väčšiny vyspelých ekonomík. Stavebníctvo je jedným z rozhodujúcich odvetví slovenskej ekonomiky aj napriek dopadom ekonomického poklesu v oblasti verejných a súkromných investícií v ostatných rokoch. Odvetvie stavebníctva je významným indikátorom konjunkturálneho vývoja ekonomiky SR a je tesne zviazané s jej pohybmi. Priamo a okamžite reaguje na zmeny v hospodárskom cykle a má multiplikačný efekt na rozvoj ďalších odvetví hospodárstva. Táto skutočnosť znamená, že investovanie do výstavby vyvoláva v hospodárstve celú spleť dopytu v styčných sektoroch po tovaroch a službách, čo sa odráža najmä v oblasti hospodárskych aktivít, bilancii verejných rozpočtov a v zamestnanosti.

Produkcija v stavebníctve v eurozóne dosiahla svoj vrchol v roku 2007. S nástupom krízy dochádza k jej poklesu až do súčasného obdobia. Najhoršie výsledky dosiahla produkcia

stavebníctva v EÚ v rokoch 2010 a 2012. Prejavilo sa to poklesom produkcie a čistého zisku 20 najväčších európskych firiem takmer o 46%. Možno konštatovať, že produkcia stavebníctva v eurozóne zaznamenáva od roku 2013 mierny nárast, stále ale nedosiahla úroveň roku 2007. Výnimku tvoria také krajiny ako Dánsko, Nemecko, Estónsko, Litva a Veľká Británia, v ktorých stavebná produkcia rastie pomerne dynamickým tempom. Naopak krajiny ako Grécko, Írsko, Cyprus, Taliansko zaznamenali prepád produkcie za obdobie 2007-2016 viac ako 20-40%. (Eurostat).

3. VÝSLEDKY A DISKUSIA

Analyzovaná vzorka podnikov v odvetví stavebníctva obsahovala 332 pozorovaní. Zlogaritmovanie premenných malo za následok zníženie počtu pozorovaní na 317.

Výsledný model pre odvetvie stavebníctva zahŕňa prirodzený logaritmus finančnej páky, prevádzkovej páky, market to book ratio, veľkosti a rastu. Hodnota koeficientu determinácie pre tento model je 0,4010. Všetky premenné sú signifikantné na hladine významnosti $\alpha=0,01$. Vychádzajúc z p-hodnoty pre model ako celok, môžeme povedať, že model je signifikantný na hladine významnosti $\alpha=0,05$. Vzhľadom nato, že heteroskedasticita bola prítomná v tomto modeli, výsledky v tabuľke 3 sú už hodnoty po jej ošetrovaní.

Tab. 3: Lineárny regresný model pre odvetvie stavebníctva

Linear regression

Number of obs = 317
 F(5, 311) = 80.03
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.4010
 Root MSE = .24731

beta	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnFlev	.105431	.0291443	3.62	0.000	.048086	.1627759
lnOPL	-.0651013	.0148825	-4.37	0.000	-.0943845	-.0358182
lnMB	-.1292434	.0097531	-13.25	0.000	-.1484338	-.1100529
Size	.1401882	.0099672	14.07	0.000	.1205766	.1597997
lnGrowth	-.4004558	.0962999	-4.16	0.000	-.5899375	-.2109741
_cons	-1.362932	.1721168	-7.92	0.000	-1.701593	-1.024272

Zdroj: Vlastné spracovanie v programe Stata

Následne sme vykonali v tomto modeli F- test. Na hladine významnosti $\alpha=0,05$ sme zamietli nulovú hypotézu a prijali sme alternatívnu hypotézu, že existuje aspoň jedna premenná v modeli, ktorá je štatisticky odlišná od nuly.

Ako sme už spomínali vyššie, v modeli pre odvetvie stavebníctva bola prítomná heteroskedasticita. Vykonaním Cameron & Trivedi dekompozície sme zamietli nulovú hypotézu u všetkých skúmaných predpokladoch, a prijali sme na hladine významnosti $\alpha=0,05$ alternatívne hypotézy, že v modeli je prítomná heteroskedasticita a šikmosť a zakrivenie nie je správne. Vzhľadom na túto skutočnosť sme model upravili v programe Stata použitím robust príkazu, čím sme ošetrili prítomnosť heteroskedasticity.

Následne sme model testovali na prítomnosť multikolinearity. Vidíme, že ani u jednej premennej sa nepotvrdila multikolinearita s inou premennou, to znamená, že ani u jednej premennej neprekročil VIF hodnotu 10.

Výsledky RESET testu naznačujú, že model je špecifikovaný správne, pretože na hladine významnosti $\alpha=0,05$ sme prijali nulovú

hypotézu a zamietli sme alternatívnu hypotézu, že model je nesprávne špecifikovaný.

Za nie príliš priaznivý výsledok považujeme aj p-hodnotu pre Shapiro-Wilk test.. Sice sme na hladine významnosti $\alpha=0,05$ prijali nulovú hypotézu, že dáta majú normálne rozdelenie, p-hodnota 0,08786 nie je príliš vzdialená od kritickej hodnoty 0,05, a preto môžeme povedať, že analyzované dáta pravdepodobne nemajú normálne rozdelenie.

Výsledný model sa od pôvodného mení tak v počte nezávislých premenných, ako aj v ich štruktúre. Po upravení modelu ukazovateľ likvidity a EBITu nebol už viac významný a ukazovatele prevádzkovej a finančnej páky sme vyjadrili v logaritmickom tvare. Klesol aj počet pozorovaní z 332 na 317, práve kvôli zameneniu ukazovateľov za ich logaritmické tvary. Hodnota upraveného koeficientu determinácie sa nezmenila a ostala na úrovni 0,39. Tento výsledok pokladáme za veľmi priaznivý, nakoľko sme neznižili kvalitu modelu a upravili sme model tak, aby sme nemali problém s chýbajúcou premennou. Výsledný model (2) pre **odvetvie stavebníctva** je:

$$\widehat{\beta}_i = -1,362932 + 0,105431 \times \ln Flev_i - 0,0651013 \times \ln OPL_i - 0,1292434 \times \ln MB_i + 0,1401882 \times Size_i - 0,4004558 \times \ln Growth_i \quad (2)$$

Z modelu (2) vyplýva, že trhový beta koeficient je pozitívne korelovaný s prirodzeným logaritmus finančnej páky a veľkosťou a negatívne korelovaný s prirodzeným logaritmom prevádzkovej páky, market to book ratiom a rastom. Veľkosť spoločnosti a rast majú opačný vplyv na závislú premennú, ako sme predpokladali.

ZÁVER

Brimble-Hodgson accounting model dokázal vysvetliť 28 až 77 % variability systematického rizika. Z výsledkov testovania tohto modelu sme vyvodili nasledovné závery:

1. odvetvie je významným determinantom systematického rizika spoločnosti, z dôvodu, že pre jednotlivé odvetvia sa menila štruktúra a tiež počet štatisticky významných premenných;

2. konštatujeme, že ak sú ukazovatele trhovej hodnoty zahrnuté do modelu, tak tento model dosahuje vyššiu hodnotu koeficientu determinácie;
3. účtovné premenné sú pozitívne korelované so systematickým rizikom;
4. analýza panelových dát poskytuje lepší odhad parametrov v porovnaní s jednoduchou lineárnou regresiou;
5. veľkosť spoločnosti je jedným z najdôležitejších determinantov systematického rizika spoločnosti, ale na malých kapitálových trhoch dosahuje opačný vplyv na systematické riziko, ako na veľkých kapitálových trhoch. Dôvodom je, že tento pozitívny vzťah medzi systematickým rizikom a veľkosťou môže byť výsledkom týchto dvoch

faktorov: to čo sa pokladá za malú spoločnosť na malých trhoch, ako sú v Austrálii a v Južnej Afrike, je v skutočnosti veľká spoločnosť. Druhým faktorom je, že väčšie spoločnosti na menších trhoch sú spravidla aktívne v rizikovejších oblastiach ako malé spoločnosti. To potvrdzuje aj negatívny vzťah tohto ukazovateľa so systematickým rizikom v USA.

V závere si dovoľujeme zdôrazniť, že hlavným cieľom výskumu bolo využitím teoretických prístupov a praktického prieskumu určiť determinanty, ktoré vplyvajú na stanovenie systematického rizika a následne pomocou vybranej vzorky podnikateľských subjektov otestovať a vyhodnotiť vzťahy determinantov so systematickým rizikom. Na základe praktického prieskumu sme za najdôležitejšie determinanty systematického rizika identifikovali veľkosť spoločnosti, rentabilitu aktív, finančnú páku, čistý pracovný kapitál, úrokové krytie a umelá premenná pre ukazovateľ EBIT (Majdúchová, Siváková, 2016).

Príspevok je jedným z výstupov vedeckého projektu VEGA 1/0857/16 Zvyšovanie konkurencieschopnosti malých a stredných podnikov prostredníctvom zavádzania inovácií v globálnom hospodárskom prostredí (50%) a projektu VEGA 1/0844/15 Diagnostika podnikových procesov v kontexte šedej ekonomiky (50%).

ZDROJE

Amorim, A., Lima, I., S., & Murcia, F., D. (2012). Analysis of the Relationship between Accounting Information and Systematic Risk in the Brazilian Market. In *R. Cont. Fin- USP*. 23(63), 199-211.

Anderson, K., Brooks, Ch. (2006). The long-term price-earnings ratio. In *Journal of Business Finance and Accounting*, 33(7-8), 1063-1086.

Ball, R., & Brown, P. (1969). Portfolio Theory and Accounting. In *Journal of Accounting Research*. 7(2), 300- 323.

Beaver, W., Kettler, P., & Scholes, M. (1970). The Association Between Market – Determined and Accounting-Determined Risk

Measures. In *The Accounting Review*. 45, 654-682.

Beaver, W., & MAanegold, J. (1975). The Association between market determinant and Accounting determined measures of systematic risk. In *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 231-284.

Brimble, M., & Hodgson, A. (2007). Assessing the Risk relevance of accounting variables in diverse economic conditions. In *Managerial Finance*. 33(8), 553-573.

Castagna, A., D., & Matolcsy, Z., P. (1978) The Relationship Between Accounting Variables and Systematic Risk and the Prediction of Systematic Risk. In *Australian Journal of Management*. 3, 113-126.

Chen, J., Kan, K., L. & Anderson, H. (2007). Size, book/market ratio and risk factor returns: evidence from China A-share market, In *Managerial Finance*. 33, 574-594.

Chen, P., & Zhang, G. (2007). How to Accounting Variables explain stock price movements? Theory and evidence. In *Journal of Accounting and Economics*. 43, 219-244.

Hamada, R., S. (1969). Portfolio analysis, market equilibrium and corporation finance. In *The Journal of Finance*. 24(1), 13-31.

Hamada, R., S. (1972). The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk and Degree of Operating and Financial Leverage. In *Financial Management*. 27, 435-452.

Lee, Ch., & Hooy, Ch. (2012). Determinants od systematic financial risk exposures of airlines in North America. In *Journal of Air Transport Management*. 24, 31-35.

Majdúchová, H., & Siváková, B. (2016). *Hodnotenie vzťahu systematického rizika a jeho determinantov vo vybranom súbore európskych a slovenských spoločností*. KARTPRINT.

Mařík, M., & Maříková, P. (2008). *Diskontní mira pro výnosové metody oceňování podniku*. Praha: Oeconomica VSE.

Penman, S., H. (2001). *Financial Statements Analysis and Security Valuation*. New York: McGraw-Hill.

Ro, T., Zavgren, Ch., & Hsieh, S. (1992). The Effect of Buncruptcy on systematic risk of common stock: An empirical Assesment. In

Journal of Business Finance and Accounting.
19(3), 309-328.

Robichek, A., A., & Cohn, R., A. (1974). The economic determinants of systematic risk. In *Journal of Finance.* 29(2), 439-447.