

Testing the strength of the relationship between P/BV multiple and ROE in the life insurance industry

Testování závislosti výše multiplikátoru P/BV na ROE u životních pojišťoven¹

Markéta Hejduková²

Abstract

In this paper it is examined the strength of the relationship between price to book value multiple and return on equity in the European and U.S. and Canadian life insurance industry and constructed the regression model for estimating P/BV multiple.

Key words

Life Insurance Companies; Relative Valuation; Price to Book Value Ratio; Return on Equity

JEL Classification: G22, G30

1. Úvod

Při oceňování komerčních pojišťoven metodami tržního porovnání je třeba volit equity přístup ocenění a používat multiplikátory na úrovni pro vlastníky. Důvod spočívá v tom, že u pojišťoven lze jen velmi těžko definovat cizí kapitál v klasickém pojetí. Na rozdíl od klasických podniků, kde hraje cizí kapitál roli zdroje financování aktiv, je u komerčních pojišťoven třeba nahlížet na cizí kapitál spíše jako na vstupní surovinu, která bude zpracována a následně jako produkt prodána se ziskem. Pojišťovny investováním peněžních prostředků získaných od klientů, tzv. finančním umístěním, přeměňují cizí kapitál na aktiva, která generují výnosy a náklady patřící do hlavního provozu. Další problém je spojen s technickými rezervami, které tvoří významnou položku pasiv komerčních pojišťoven. Technické rezervy totiž nejsou ani vlastním kapitálem, ale ani není jisté, že se stanou závazkem.

Pro ocenění komerčních pojišťoven metodou srovnatelných podniků je tedy možné použít multiplikátory:

- $P/E = \text{Tržní cena akcie} / \text{Zisk na akcii}$,
- $P/BV = \text{Tržní cena akcie} / \text{Účetní hodnota vlastního kapitálu na akcii}$.

Ekvivalentně je pro metodu srovnatelných transakcí možné použít multiplikátory:

- $MV/EAT = \text{Tržní hodnota vlastního kapitálu} / \text{Zisk po dani}$,
- $MV/BV = \text{Tržní hodnota vlastního kapitálu} / \text{Účetní hodnota vlastního kapitálu}$.

¹ Článek je zpracován jako jeden z výstupů výzkumného projektu *Aplikace multiplikátorů při oceňování podniků s důrazem na komerční pojišťovny* registrovaného u Interní grantové agentury Vysoké školy ekonomické v Praze pod registračním číslem F1/8/2012.

² Ing. Markéta Hejduková, Katedra financí a oceňování podniku VŠE v Praze, Institut oceňování majetku při VŠE, email: hejdukova.marketa@gmail.com.

Pro ocenění klasických podniků nebývá multiplikátor P/BV doporučován a to z toho důvodu, že účetní hodnota vlastního kapitálu je založena na principu historických cen, a proto mezi čitatelem a jmenovatelem multiplikátoru nelze předpokládat silnou vazbu. Jinak je tomu u pojišťoven. Pojišťovny musí k rozvahovému dni přeceňovat finanční umístění a technické rezervy na reálnou hodnotu, kterou se obvykle myslí tržní hodnota. A vzhledem k tomu, že obě položky se významně podílejí na bilanční sumě (například u českých pojišťoven finanční umístění zhruba 90%, technické rezervy nad 70% bilanční sumy³), účetní hodnota vlastního kapitálu by se měla více blížit jeho tržní hodnotě. **Proto je u komerčních pojišťoven použití multiplikátoru P/BV jako plnohodnotného multiplikátoru opodstatněné. Navíc z toho vyplývá, že má tento multiplikátor daleko užší vazbu na rentabilitu vlastního kapitálu, než je tomu u klasických podniků.**

Vazba mezi multiplikátorem P/BV a rentabilitou vlastního kapitálu vyplývá ze základní myšlenky teorie oceňování podniků, že tržní hodnota podniku je determinována třemi fundamentálními faktory, tedy výnosností, růstem a rizikem. Tento vztah je vyjádřen známým Gordonovým modelem pro ocenění akcie podniku (1). Toto fundamentální hledisko platí jak pro výnosové metody oceňování, tak pro metody tržního porovnání. Postupným rozepisováním fundamentálních faktorů můžeme sestavit rovnici pro jakýkoliv multiplikátor. Nyní se zaměříme na multiplikátor P/BV:

$$P_t = \frac{D_{t+1}}{i_k - g} \quad (1)$$

$$P_t = \frac{E_t * v * (1 + g)}{i_k - g} = \frac{BV_t * ROE * v * (1 + g)}{i_k - g} \quad (2)$$

$$\frac{P_t}{BV_t} = \frac{ROE * v * (1 + g)}{i_k - g} \quad (3)$$

kde

- P_t – tržní cena akcie v roce t ,
- P_{t+1} – očekávaná dividendy v roce $t+1$,
- g – trvalé tempo růstu,
- i_k – požadovaná míra výnosnosti vlastního kapitálu,
- E_t – zisk na akcii v roce t ,
- v – výplatní poměr,
- BV_t – účetní hodnota vlastního kapitálu na akcii v roce t ,
- ROE – rentabilita vlastního kapitálu (Return On Equity),
- P/BV_t – multiplikátor tržní/účetní hodnota vlastního kapitálu (Price to Book Value Ratio).

Z uvedeného vztahu vyplývá, že multiplikátor P/BV by měl být:

- pozitivně závislý na rentabilitě vlastního kapitálu, výplatním poměru a tempu růstu,
- negativně závislý na požadované míře výnosnosti vlastního kapitálu vyjadřující riziko.

Přičemž z dosavadních výzkumů (Damodaran, 2012) vyplývá, že právě rentabilita vlastního kapitálu má na výši multiplikátoru P/BV největší vliv. U komerčních pojišťoven by vzhledem k tomu, že účetní hodnota vlastního kapitálu se díky přeceňování některých položek majetku více blíží tržní hodnotě, měla být vazba mezi P/BV a ROE ještě silnější.

Cílem tohoto příspěvku je empiricky ověřit, zda u životních pojišťoven existuje pevný vztah mezi multiplikátorem P/BV a rentabilitou vlastního kapitálu, a v případě, že se pevný vztah prokáže, sestavit model pro odhad P/BV v závislosti na ROE. Ke splnění

³ Testování struktury rozvahy komerčních pojišťoven bylo autorkou provedeno dle výročních zpráv České asociace pojišťoven (ČAP) za roky 2004 až 2009 na agregovaných výkazech členů ČAP. Podíl členských pojišťoven ČAP na celkovém předepsaném pojistném v České republice dosahuje 98 %. Lze proto statistiky ČAP považovat za reprezentující český pojistný trh.

tohoto cíle je provedena korelační a regresní analýza, a to od roku 2000 do roku 2011, jednak pro Evropu a jednak pro USA a Kanadu. V navazujících příspěvcích bude tento základní model rozšířen o další vysvětlující proměnné vyjadřující růst a riziko a následně bude provedeno srovnání základního a rozšířeného modelu a bude vyhodnoceno, který model poskytuje lepší výsledky.

2. Vstupní data

Data pro testování byla získána z databáze S&P Capital IQ. Byly vybrány životní pojišťovny (Life Insurance) v Evropě (Europe) a v USA a Kanadě (United States and Canada). Výběr byl dále omezen na pojišťovny, jejichž akcie byly alespoň v jednom roce z období 2000 až 2011 obchodované. Tímto výběrem jsme pro Evropu získali vzorek 22 pojišťoven, pro USA a Kanadu 39 pojišťoven.

Od každé pojišťovny jsme z databáze získali rozvahu a výsledovku za fiskální rok, vývoj denních cen akcií a počet akcií, to vše za celou dostupnou historii. Z těchto informací jsme vypočetli ROE dle následujícího vztahu:

$$\bullet \quad ROE = \text{Zisk z pokračujících činností} / ((\text{Vlastní kapitál}(t-1) + \text{Vlastní kapitál}(t)) / 2)$$

Do zisku jsme zahrnuli i zisk z finančního umístění, neboť na rozdíl od neživotního pojištění se u životního pojištění chápe finanční umístění jako součást pojištění.

Multiplikátory P/BV již vypočtené v databázi jsme neshledali pro testování, ani pro případné ocenění, za vhodné, neboť u nich není dodržena časová konzistence. Multiplikátory v databázi S&P Capital IQ jsou sestavovány tak, že za vztahovou veličinu se dosazuje poslední hodnota vztahové veličiny zveřejněná před určením ceny akcie, resp. tržní kapitalizace. Zvolíme-li např. průměrný čtvrtletní multiplikátor P/BV pro čtvrté čtvrtletí roku 2008, je cena spočítána jako průměr z denních cen za poslední čtvrtletí roku 2008, ovšem účetní hodnota vlastního kapitálu je u některých pojišťoven brána z pololetní rozvahy k 30. 6. 2008 a u těch, které nezveřejňují pololetní výkazy, z roční rozvahy sestavené k 31. 12. 2007. U některých pojišťoven dokonce nemusela být k datu výpočtu ceny (čtvrté čtvrtletí roku 2008) rozvaha za rok 2007 zveřejněna a pak by byla v multiplikátoru použita hodnota vlastního kapitálu z roku 2006.

Časový nesoulad mezi čitatelem a jmenovatelem multiplikátorů je bohužel v databázích velice častý, další komplikací v některých databázích je i netransparentnost vstupních dat. Přitom konzistentně definovaná vztahová veličina u oceňovaného subjektu a porovnávaných podniků je jednou z podmínek kvalitního ocenění.

Pro naše testování jsme potřebovali, aby multiplikátory byly definovány konzistentně, a to v historii u jednotlivých pojišťoven i napříč pojišťovnami. Multiplikátory jsme vypočítali pomocí poměru tržní kapitalizace odvozené od průměru z denních cen akcií pro kalendářní rok a účetní hodnoty vlastního kapitálu na konci příslušného roku:

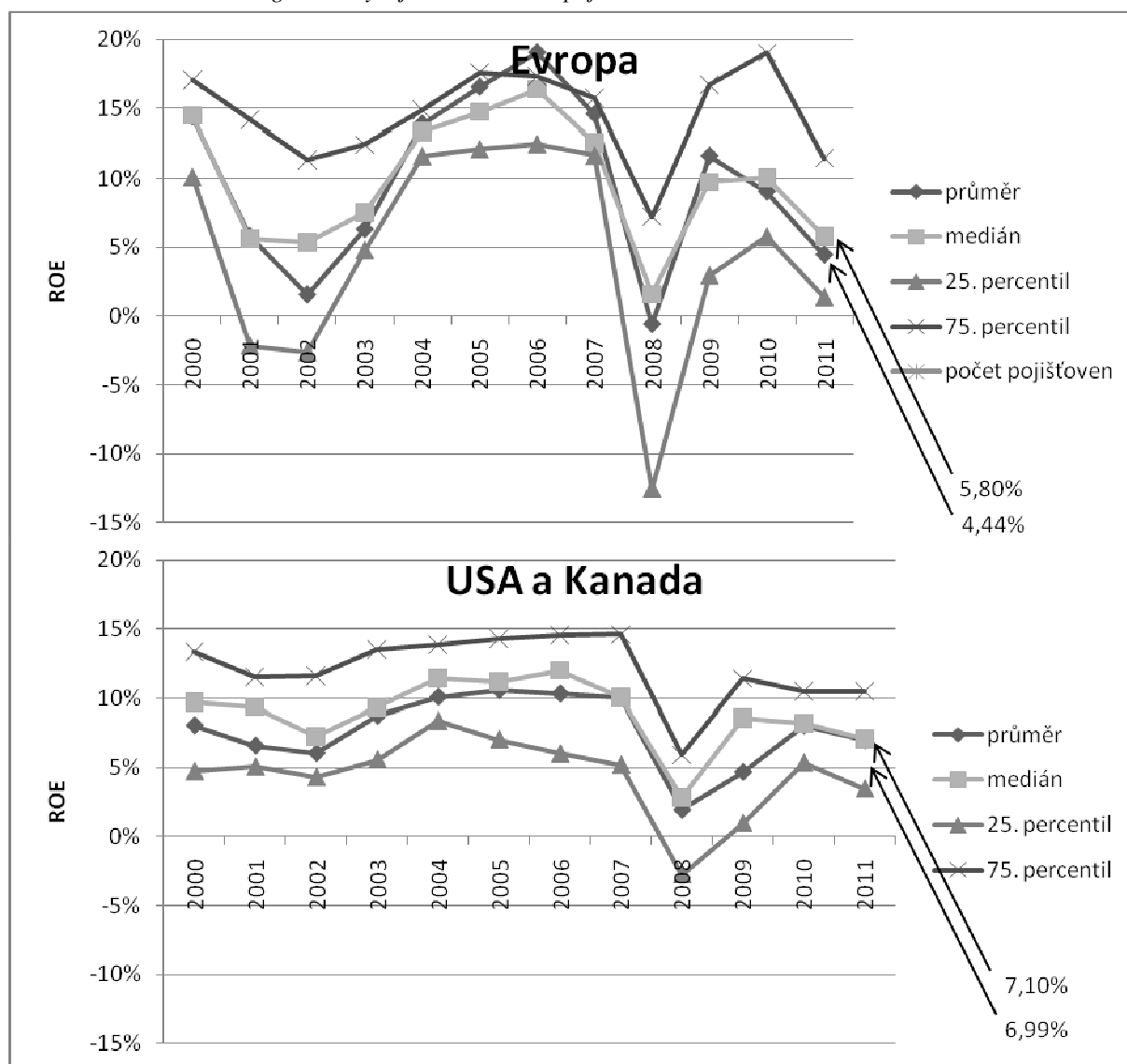
- $P/BV = \text{Tržní kapitalizace} / \text{Vlastní kapitál}$
- $\text{Tržní kapitalizace} = \text{Cena akcie} * \text{Počet akcií} + \text{Účetní hodnota prioritního akciového kapitálu} + \text{Účetní hodnota minoritního podílu}$
- $\text{Cena akcie} = \text{Průměr z denních cen pro kalendářní rok}$

2.1 Vývoj ROE

Vývoj rentability vlastního kapitálu je zachycen na obrázku č. 1. Vývoj rentability vlastního kapitálu kopíroval vývoj na světových trzích (v roce 2001 splasknutí akciové bubliny a teroristické útoky z 11. září, od roku 2008 světová finanční krize jako důsledek americké hypotéční krize) a v dobách propadů trhu a finančních krizí došlo k rapidnímu snížení rentability. Není překvapením, že v Evropě docházelo v průběhu času k větším

výkyvům než v USA a Kanadě, a to oběma směry, a že rentabilita v Evropě vykazovala vyšší variabilitu. V dobách krize bylo v Evropě dosahováno nižší rentability než v USA a Kanadě, při oživení naopak vyšší.

Figure 1: Vývoj ROE životních pojišťoven v letech 2000 až 2011



Source: vlastní výpočty dle dat z databáze S&P Capital IQ

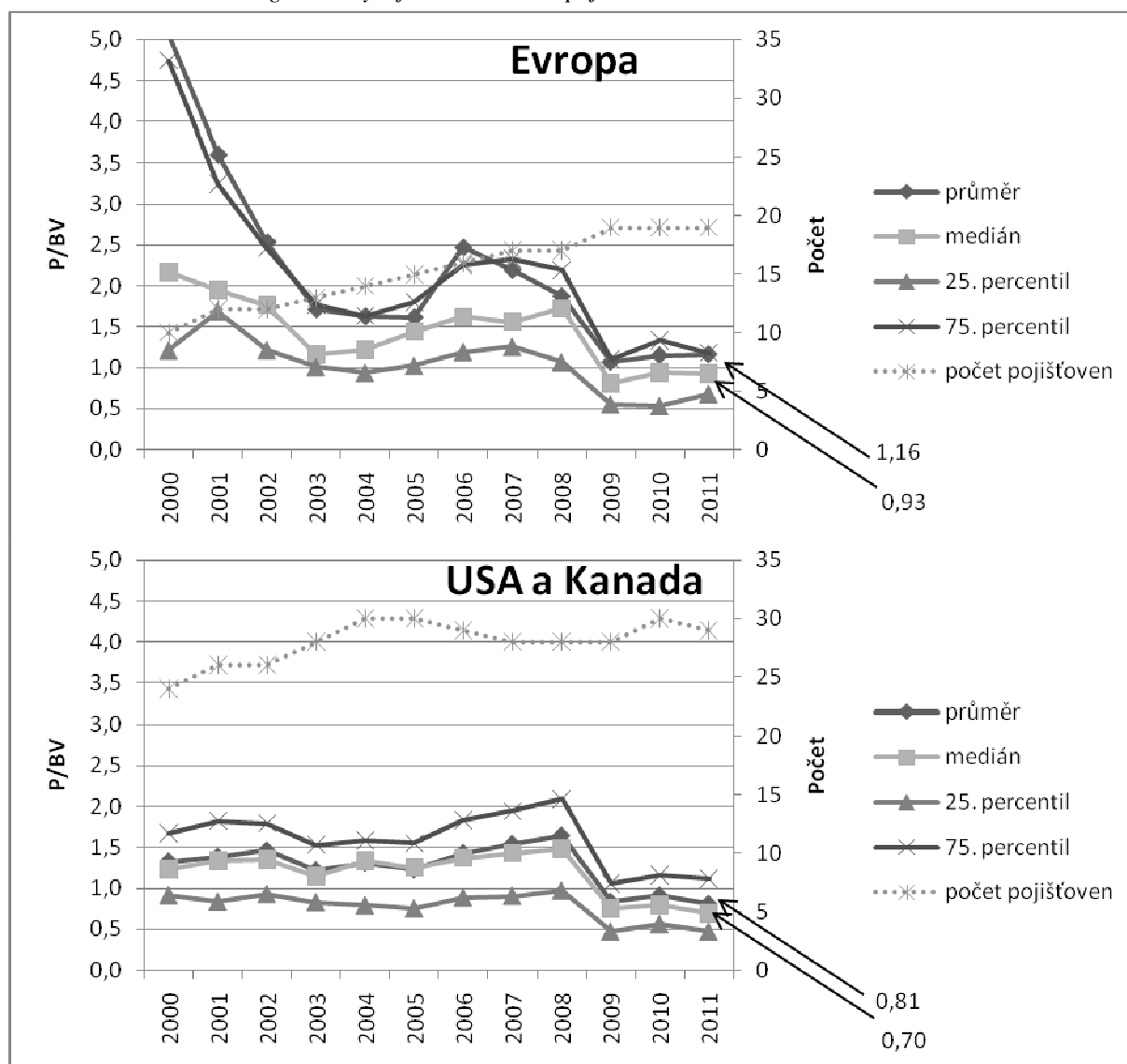
2.2 Vývoj P/BV

Vývoj multiplikátoru P/BV je zachycen na obrázku č. 2. Stejně jako na vývoji rentability i na vývoji P/BV se projevily finanční krize, k propadům ale došlo oproti ROE s ročním posunem. Průměrné charakteristiky v Evropě byly v počátečních letech sledovaného období ovlivněny extrémní hodnotou multiplikátoru pojišťovny Mediolanum S.p.A. (v roce 2000 26, postupně pokles na 3)⁴. Ovšem i ostatní pojišťovny zpočátku vykazovaly multiplikátory vysoké (okolo 4). Postupně však došlo k celkovému snížení multiplikátorů za sledované období. Ale i tak vykazovaly evropské pojišťovny vyšší multiplikátory P/BV než v USA a Kanadě, kde medián P/BV nepřekonal hranici 1,5. Zajímavé je, že až do roku 2008 ani v jednom regionu medián P/BV neklesl pod hodnotu 1 a že od roku 2008 se držel pod hranicí

⁴ Tato pojišťovna vykazovala neobvykle vysokou ROE (kolem 26%).

1 v Evropě i v USA a Kanadě. V posledních třech letech se rozdíly ve výši multiplikátorů mezi regiony zmenšily. Multiplikátor v Evropě vykazoval vyšší variabilitu, tj. jeho hodnoty byly více rozptýleny okolo aritmetického průměru.

Figure 2: Vývoj P/BV životních pojišťoven v letech 2000 až 2011



Source: vlastní výpočty dle dat z databáze S&P Capital IQ

3. Korelační a regresní analýza

Pro další zkoumání bylo nutné ze vzorku dat vyloučit pojišťovny, které v daném roce hospodařily se ztrátou a vykazovaly zápornou ROE.

K ověření, zda u životních pojišťoven existuje pevný vztah mezi multiplikátorem P/BV a ROE byla provedena korelační analýza. V následující tabulce jsou shrnuty její hlavní výstupy.

Table 1: Výsledky korelační analýzy u životních pojišťoven v letech 2000 až 2011⁵

Rok	Evropa			USA a Kanada		
	Korelační koeficient	P-Value	Počet pozorování	Korelační koeficient	P-Value	Počet pozorování
2000	0,78	0,0078	10	0,55	0,0076	22
2001	0,71	*0,0502	8	0,48	0,0208	23
2002	0,59	*0,1206	8	0,50	0,0148	23
2003	0,85	0,0003	13	0,36	*0,0831	24
2004	0,62	0,0175	14	0,74	0,0000	27
2005	0,68	0,0051	15	0,77	0,0000	30
2006	0,92	0,0000	16	0,80	0,0000	28
2007	0,86	0,0000	17	0,69	0,0001	27
2008	0,70	0,0375	9	0,37	*0,1426	17
2009	0,39	*0,1507	15	0,43	*0,0536	21
2010	0,76	0,0004	17	0,61	0,0005	28
2011	0,70	0,0052	14	0,42	0,0246	28

Source: vlastní výpočty dle dat z databáze S&P Capital IQ

Vzhledem k tomu, že finanční krize měly dopad na ROE i P/BV, přičemž na výši P/BV dopadaly krize s ročním posunem, lze vysledovat i dopad krizí na korelační koeficienty. Korelační koeficienty v nekrizových letech dosahovaly poměrně vysokých hodnot, což svědčí o tom, že P/BV a ROE jsou význačně korelované. Dle P-value nelze v Evropě v letech 2001, 2002 a 2009 a v USA a Kanadě v letech 2003, 2008 a 2009 na obvyklé 5% hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu o lineární nezávislosti proměnných, v těchto letech nebyla prokázána závislost mezi P/BV a ROE. V ostatních letech byly indikovány statisticky významné nenulové korelace na 95% hladině spolehlivosti. **Korelační analýzou byla v nekrizových letech prokázána existence lineární přímé závislosti mezi P/BV a ROE.**

Zarážející jsou rozdíly v síle korelace mezi Evropou a USA a Kanadou. Výsledky korelační analýzy indikují v USA a Kanadě slabší vazbu mezi P/BV a ROE než v Evropě. Jedná se však o klam způsobený jednak malým vzorkem dat a především působením tzv. špatných vybočujících pozorování.⁶ Pro další testování byla špatná vybočující pozorování odstraněna.

K identifikaci vybočujících bodů je nutné proložit data regresním modelem a analyzovat rezidua mezi skutečnými a teoretickými hodnotami vysvětlované proměnné. Byla provedena analýza reziduí pomocí průměrných charakteristik, Durbin-Watsonova testu a DFIT testu a vybočující pozorování byla identifikována pomocí grafické analýzy reziduí a pravidla $\pm 3 * \hat{\sigma}$ pro normovaná rezidua $\hat{\epsilon}_{Ni}$. Ke zúžení vzorku došlo v Evropě pouze v roce 2010 a 2011 o jednu pojišťovnu, v USA a Kanadě se kromě roku 2008 muselo očistit o více pojišťoven.

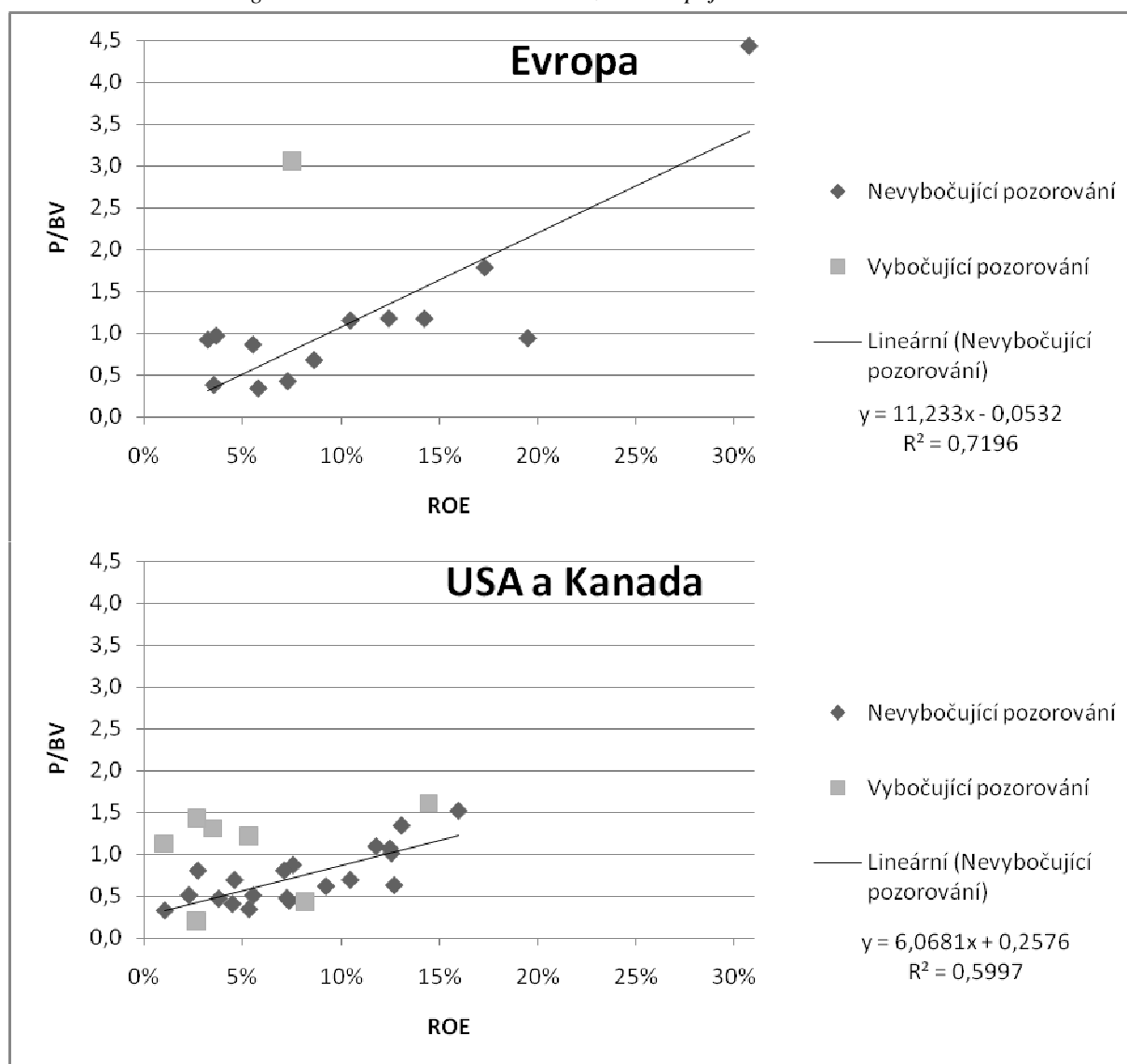
Pro ilustraci je na následujícím obrázku graficky znázorněna závislost P/BV a ROE u vzorku dat očištěných o vybočující pozorování na příkladu roku 2011. Nevybočujícími

⁵ Korelační koeficient měří těsnost lineární závislosti mezi proměnnými. Jeho definiční obor je od -1 do +1. Čím více se blíží +1 nebo -1, tím jsou proměnné více korelované (pozitivně nebo negativně). P-Value testuje statistickou významnost odhadnutých korelačních koeficientů. P-Value nižší než 0,05 indikuje statisticky významné nenulové korelace na 95% hladině spolehlivosti.

⁶ Špatná vybočující pozorování jsou pozorování, jejichž hodnoty vysvětlované proměnné se významně liší od ostatních hodnot vysvětlované proměnné, tj. v případě lineární závislosti leží daleko od regresní přímky, která charakterizuje průběh závislosti většiny bodů. Výrazně snižují přesnost regresních odhadů.

pozorováními je proložena regresní přímka, u níž je uveden koeficient determinace⁷. V grafu jsou vyznačena vybočující pozorování.

Figure 3: Závislost P/BV na ROE u životních pojišťoven v roce 2011



Source: vlastní výpočty dle dat z databáze S&P Capital IQ

I přesto, že v roce 2011 nebyla z důvodu stále probíhající finanční krize mezi P/BV a ROE nejvyšší závislost ze všech sledovaných let (nejvyšší byla v obou regionech v roce 2006), je existence lineární přímé závislosti mezi P/BV a ROE z grafického znázornění dobře patrná.

Pro regresní analýzu jsme vybrali lineární regresní model. Posuzováním koeficientu determinace a průměrných charakteristik reziduí jsme sice dospěli k závěru, že v některých letech podává o něco lepší výsledky polynomický model druhého, případně vyššího řádu, nicméně jsme dali přednost jednoduchosti, neboť potřebujeme vytvořit model srozumitelný a snadno aplikovatelný v praxi. V budoucnu máme v úmyslu model rozšířit o další vysvětlující proměnné a pak by nelineární model vícenásobné regrese byl (pravděpodobně zbytečně) komplikovaný. Navíc pro odhad multiplikátorů se standardně (Damodaran, 2012) uvádějí lineární regresní rovnice, neboť konstrukce metod ocenění podniku pomocí multiplikátorů

⁷ Koeficient determinace udává, jaké procento rozptylu závisle proměnné se podařilo vysvětlit použitou regresní funkcí. Vyšší koeficient determinace značí vyšší kvalitu modelu.

vychází z myšlenky, že hodnota podniku je dána jakýmsi lineárním násobkem vztahové veličiny. Následující dvě tabulky shrnují hlavní výstupy regresní analýzy.

Table 2: Výsledky regresní analýzy u životních pojišťoven v Evropě v letech 2000 až 2011⁸

Rok	Rovnice	Korelační koeficient	P-Value	Koeficient determinace	RMSE	Počet pozorování
2000	$P/BV = -11,8010 + 109,2158 * ROE$	0,78	0,0078	60,77%	*4,54	10
2001	$P/BV = -1,8254 + 54,9049 * ROE$	0,71	*0,0502	49,90%	*3,44	8
2002	$P/BV = -1,2041 + 39,8324 * ROE$	0,59	*0,1206	35,27%	*2,29	8
2003	$P/BV = -0,8235 + 24,8049 * ROE$	0,85	0,0003	71,42%	0,83	13
2004	$P/BV = -0,1891 + 13,0471 * ROE$	0,62	0,0175	38,71%	1,02	14
2005	$P/BV = -0,0043 + 10,7569 * ROE$	0,68	0,0051	46,45%	0,72	15
2006	$P/BV = -0,9997 + 18,7458 * ROE$	0,92	0,0000	83,86%	1,05	16
2007	$P/BV = 0,0358 + 14,9091 * ROE$	0,86	0,0000	73,31%	0,83	17
2008	$P/BV = 1,3088 + 5,9154 * ROE$	0,70	0,0375	48,38%	0,78	9
2009	$P/BV = 0,7331 + 2,6505 * ROE$	0,39	*0,1507	15,21%	0,85	15
2010	$P/BV = 0,2676 + 5,5671 * ROE$	0,70	0,0027	48,49%	0,40	16
2011	$P/BV = -0,0532 + 11,2331 * ROE$	0,85	0,0002	71,96%	0,54	13

Source: vlastní výpočty dle dat z databáze S&P Capital IQ

Table 3: Výsledky regresní analýzy u životních pojišťoven v USA a Kanadě v letech 2000 až 2011

Rok	Rovnice	Korelační koeficient	P-Value	Koeficient determinace	RMSE	Počet pozorování
2000	$P/BV = 0,3872 + 8,4375 * ROE$	0,75	0,0001	56,15%	0,30	20
2001	$P/BV = 0,1471 + 12,3775 * ROE$	0,64	0,0015	40,37%	0,51	22
2002	$P/BV = 0,5030 + 10,3015 * ROE$	0,74	0,0001	54,30%	0,40	22
2003	$P/BV = 0,5814 + 5,8398 * ROE$	0,74	0,0001	55,10%	0,26	21
2004	$P/BV = 0,1474 + 10,5106 * ROE$	0,87	0,0000	75,54%	0,23	24
2005	$P/BV = 0,3114 + 8,4423 * ROE$	0,90	0,0000	80,34%	0,19	23
2006	$P/BV = 0,3481 + 9,9161 * ROE$	0,94	0,0000	88,60%	0,17	19
2007	$P/BV = 0,2296 + 11,3063 * ROE$	0,88	0,0000	77,04%	0,27	23
2008	$P/BV = 1,2049 + 7,7610 * ROE$	0,37	*0,1426	13,77%	*0,91	17
2009	$P/BV = 0,5776 + 2,1945 * ROE$	0,37	*0,1404	13,91%	0,26	17
2010	$P/BV = 0,1174 + 8,3722 * ROE$	0,87	0,0000	76,22%	0,20	23
2011	$P/BV = 0,2576 + 6,0681 * ROE$	0,77	0,0001	59,97%	0,21	20

Source: vlastní výpočty dle dat z databáze S&P Capital IQ

Korelační koeficienty se po vyloučení vybočujících pozorování zvýšily, čili ve zúženém vzorku dat byla konstatována vyšší lineární přímá závislost mezi P/BV a ROE. Vliv finančních krizí se však neodstranil. Z P-Value vyplývá, že v Evropě v letech 2001, 2002 a 2009 a v USA a Kanadě v letech 2008 a 2009 nelze na obvyklé 5% hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu o lineární nezávislosti proměnných a že v těchto letech nebyla prokázána závislost mezi P/BV a ROE a modely nejsou statisticky významné. V ostatních letech byly regresní modely statisticky významné a je možné je pro odhad P/BV použít.

⁸ P-Value pro celkový F-test (v případě regresní přímky zároveň i pro dílčí t-test) slouží pro posuzování, zda je daný model (regresní koeficient) statisticky významný. Aby byl model (regresní koeficient) statisticky významný, musí být P-Value menší než zvolená hladina významnosti (standardně 5%).

RMSE (Root Mean Square Error) ukazuje chybu způsobenou odchylkou závisle proměnné v jednotkách pozorované veličiny. O hodnotu RMSE hodnoty závisle proměnné kolísají nahoru a dolu kolem teoretického modelu. Čím nižší RMSE, tím je model kvalitnější.

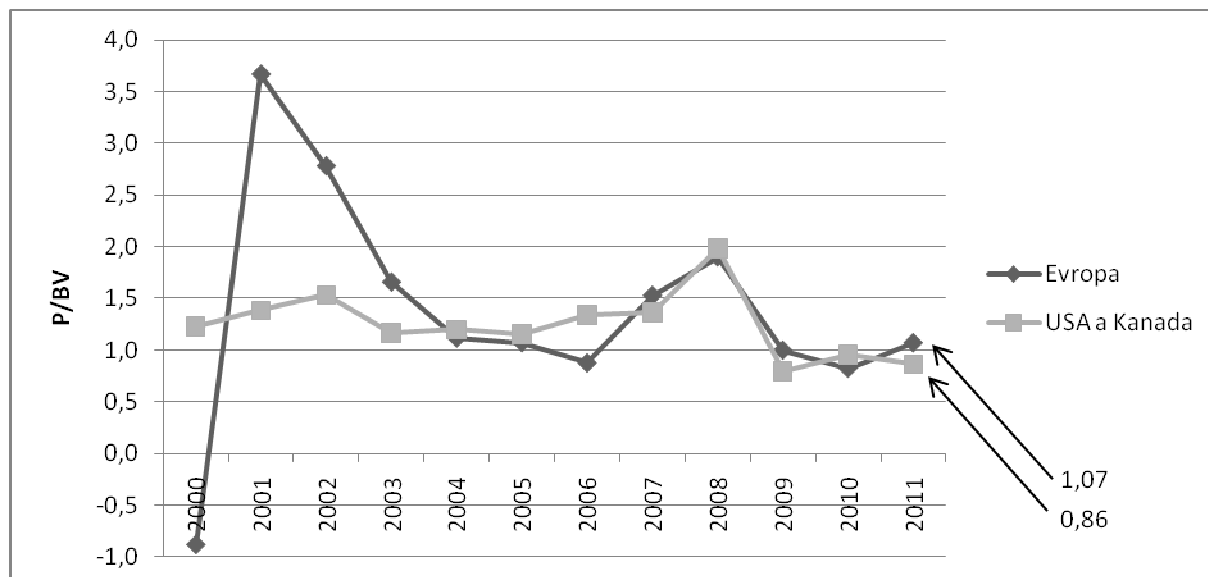
Z poměrně vysokých koeficientů determinace⁹ v nekrizových letech je možné usuzovat, že modely vysvětlují poměrně značné procento rozložení hodnot vysvětlované proměnné kolem průměru. Dle této statistiky dávají nej kvalitnější výsledky modely v obou regionech pro rok 2006, neboť vysvětlovaly přes 80% rozptylu P/BV. Ovšem posuzování modelů na základě pouze P-Value a koeficientů determinace by mohlo vést k zavádějícím závěrům. Proto je nutné analyzovat i rezidua mezi skutečnými a teoretickými hodnotami vysvětlované proměnné. Provedli jsme analýzu reziduí pomocí průměrných charakteristik, zde uvádíme jen hlavní charakteristiku v podobě RMSE. Například v Evropě v roce 2000 měl model poměrně vysoký koeficient determinace a P-Value nízkou, tudíž by se model mohl jevit jako kvalitní. Dle RMSE však zjistíme, že hodnoty P/BV kolísají kolem teoretického modelu o +/- 4,54, což činí model nepoužitelným. Vysoká RMSE se v Evropě vyskytla i v dle koeficientu determinace a P-Value kvalitním modelu pro rok 2006, nicméně jiné průměrné charakteristiky reziduí v tomto roce nejsou ve srovnání s jinými roky tak špatné. Model v tomto roce považujeme za použitelný. V ostatních případech se vysoké RMSE vyskytovaly u statisticky nevýznamných modelů.

V nekrizových letech je možné odhadnout multiplikátor P/BV na základě ROE pomocí uvedených regresních přímk. Například pokud budeme oceňovat životní pojišťovnu k datu ocenění 31. 12. 2011 a její rentabilita vlastního kapitálu bude 10%, dosažením do rovnic získáme:

- pro Evropu $P/BV = -0,0532 + 11,2331 * 10\% = 1,07$,
- pro USA a Kanadu $P/BV = 0,2576 + 6,0681 * 10\% = 0,86$.

Na následujícím obrázku je zachycen vývoj teoretického odhadovaného multiplikátoru P/BV pro rentabilitu vlastního kapitálu ve výši 10%.

Figure 4: Odhad P/BV pomocí regresních přímk při ROE = 10%



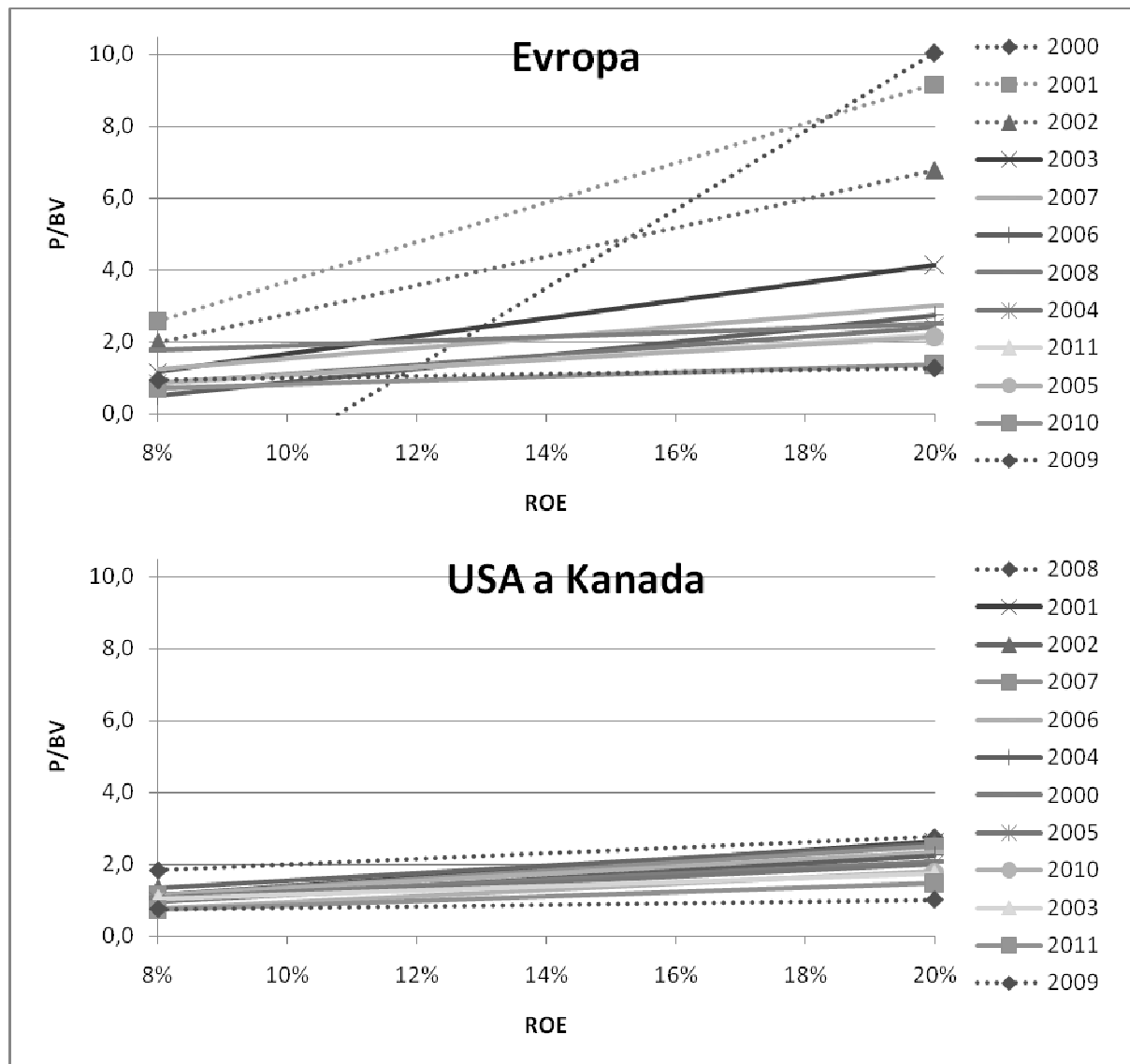
Source: vlastní výpočty dle dat z databáze S&P Capital IQ

Ve vývoji teoretického odhadovaného P/BV lze vysledovat tendenci postupného přibližování modelů pro Evropu k modelům pro USA a Kanadu. Velké odchylky byly v letech 2000 až 2003 (v těchto letech modely v Evropě nebyly statisticky významné nebo vykazovaly

⁹ Koeficient determinace Damodaranových vícenásobných regresních rovnic sestavených pro odhad P/BV na základě ROE, výplatního poměru a koeficientu beta pro Evropu jako celek (tedy pro všechna odvětví) pro rok 2011 činil 47,2%. Pro USA Damodaran navíc do regresní rovnice zahrnul vysvětlující proměnnou tempo růstu zisku a koeficient determinace činil 53,6%. (Damodaran, 2012)

vyšší RMSE), střední odchylky v letech 2006 a 2011. K obdobným závěrům dospějeme grafickým znázorněním regresních přímků pro všechny roky. Tečkovanou čarou jsou označeny modely, které nejsou statisticky významné (P-Value < 0,05) nebo které nejsou použitelné z důvodu vysoké RMSE.

Figure 5: Regresní přímků pro životní pojišťovny pro roky 2000 až 2011



Source: vlastní výpočty dle dat z databáze S&P Capital IQ

Přes postupné přibližování modelů pro Evropu k modelům pro USA a Kanadu v čase lze vysledovat, že sklon přímků v Evropě je vyšší, což znamená, že s rostoucí ROE se v Evropě bude teoretický odhadovaný multiplikátor P/BV zvyšovat více než v USA a Kanadě. Při nižších úrovních ROE budou rozdíly v multiplikátorech P/BV mezi regiony nižší.

4. Úzká místa vytvořeného modelu

Vypovídací schopnost modelu je ovlivněna mnoha aspekty, zaměříme se na hlavní z nich:

- **Velikost vzorku dat** – V odvětví životního pojištění působí málo subjektů, jejichž akcie by byly obchodované, např. v roce 2011 v USA a Kanadě jich bylo 34, v Evropě pouze 20. Vzorek se navíc zúžil o pojišťovny, které v daném roce neměly v databázi

uvedenou výši vlastního kapitálu nebo které hospodařily se ztrátou. Regrese provedené na malém vzorku dat pochopitelně mají nižší vypovídací schopnost. Rozšíření vzorku by bylo v zásadě možné dvěma způsoby. První možností by bylo rozšíření z hlediska předmětu podnikání o neživotní a univerzální pojišťovny. Tento přístup však nepovažujeme vzhledem k naprosto odlišnému charakteru poskytovaných pojistných produktů a s tím souvisejícím rozdílem v riziku podnikání za vhodný. Druhou možností by bylo rozšíření z hlediska regionu, např. propojit Evropu a USA, případně další země. Zde si ale nejsme jistí, zda by pak nebyla závislost mezi P/BV a ROE slabší a modely tak nebyly nepoužitelné.

- **Způsob očištění vzorku dat o špatná vybočující pozorování** – Existence špatných vybočujících pozorování výrazně snižuje přesnost regresních odhadů a mnohdy způsobuje mylnou informaci o směru závislosti. Očištění bylo provedeno ze statistického pohledu tak, aby ze vzorku byla odstraněna pozorování, která se příliš vzdalovala od teoretického modelu. Nazíráme-li však na problém ekonomicky, nemůžeme se vyhnout otázce, jaká kombinace P/BV a ROE je vlastně běžná a jak víme, že právě vyloučená pozorování nejsou standardní. Navíc tato problematika je i pro statistiky obtížná a existují různé názory na její řešení. Proto je nutné k používání modelu přistupovat s obezřetností.
- **Vliv finančních krizí** – V průběhu sledovaného období proběhly na světových trzích dvě propady. V těchto letech se závislost P/BV a ROE o něco snížila, neboť ceny akcií byly výrazněji ovlivněny aktuální situací na trhu a očekáváními do budoucna. Navíc z testování z důvodu vykázané ztráty v daném roce vypadlo několik pojišťoven a počet pozorování se výrazně snížil. Z toho důvodu nelze dobře sledovat trendy a paušalizovat závěry pro celé sledované období a nelze vytvořit jednu komplexní regresní rovnici pro celé období¹⁰.
- **Volba období u čitatele P/BV - ceny akcií** – Cenu akcie je možné definovat za různá období, např. lze zvolit průměrnou cenu akcie za rok, za druhé pololetí roku, za čtvrté čtvrtletí nebo za poslední měsíc či aktuální denní cenu k datu ocenění. Čím více jsou ceny akcií volatilní, tím větší má způsob jejich definování vliv na kvalitu modelu.
- **Volba období u jmenovatele P/BV – vlastního kapitálu** – Teoreticky nejsprávnější by bylo za vztahovou veličinu dosazovat očekávané hodnoty a nikoliv poslední skutečně vykázané k datu ocenění. Zde ovšem narážíme na problém nedostupnosti fundovaných a konsenzuálních odhadů. V placených databázích bývají očekávání analytiků uváděna, ale jednak nemusí být obecně přijímaná a především bývají uváděny pouze aktuální predikce a není možné vyhledat predikce v historii.

5. Použitelnost vytvořeného modelu

Sestavené regresní rovnice je možné použít při ocenění životní pojišťovny metodou tržního porovnání, přesněji metodou srovnatelných podniků. Pro ocenění k určitému datu se ze soustavy rovnic vybere rovnice příslušná pro daný rok a region a dosazením rentability vlastního kapitálu oceňované pojišťovny se získá odhad multiplikátoru P/BV. K ocenění pojišťovny se pak použije součin takto odvozeného multiplikátoru a vlastního kapitálu oceňované pojišťovny. Pro ocenění pojišťovny z evropského regionu v letech 2000 až 2002, kde modely nebyly shledány za kvalitní, je možné použít příslušné rovnice sestavené pro USA a Kanadu.

¹⁰ O sestavení jedné komplexní rovnice pro Evropu a jedné pro USA a Kanadu, která by vycházela z pozorování za celé období 2000 až 2011, jsme se pokusili, výsledkem však nebyly kvalitní modely.

S ohledem na úzká místa vytvořeného modelu doporučujeme používat tento postup odhadu multiplikátoru P/BV v kombinaci s dalšími postupy, především jako doplněk k expertnímu odhadu opřenému o podrobnou srovnávací analýzu se srovnatelnými pojišťovnami, který může mít například podobu kvartilového či percentilového škálování, metody modifikovaného průměru nebo bodovací metody.

Domníváme se, že expertní odhad P/BV zohledňující postavení oceňované pojišťovny vůči užší skupině srovnatelných pojišťoven by měl dávat kvalitnější výstupy a proto bychom ho volili za hlavní. Jelikož ale provedení kvalitní srovnávací analýzy a její správné promítnutí do volby výše multiplikátoru vyžaduje hodně času a zkušeností a je zatíženo vyšší mírou subjektivity, která se při srovnávací analýze projeví, bylo by vhodné pro podporu expertního odhadu použít odhad pomocí sestavené odvětvové regresní rovnice. Výhodou tohoto postupu je, že se v podstatě projeví mezipodnikové srovnání i bez provedení srovnávací analýzy, ale srovnává se zde se všemi pojišťovnami vstupujícími do modelu a jen dle ROE. (V rozšířeném modelu bude přidán růst a riziko.) Navíc považujeme za rozumné neodhadovat multiplikátor bodově, nýbrž intervalově. Odhady P/BV lze podpořit i odhady dle globálních rovnic sestavených prof. Damodaranem a průměrnými charakteristikami P/BV za odvětví (např. mediánem, harmonickým průměrem či aritmetickým průměrem).

6. Závěr

Korelační analýzou byla v nekrizových letech u životních pojišťoven v Evropě a USA a Kanadě prokázána existence lineární přímé závislosti mezi multiplikátorem P/BV a rentabilitou vlastního kapitálu a byly sestaveny lineární regresní rovnice, které je možné použít pro odhad multiplikátoru P/BV a následné ocenění metodou tržního porovnání.

References

- [1] Database S&P Capital IQ
- [2] Damodaran, A., 2012. *Market Regressions of Multiples against fundamentals*. [online] Available at: <<http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>> [Accessed 28 August 2012].
- [3] Damodaran, A., 2002. *Investment Valuation*. New York: John Wiley & Sons.
- [4] Hejduková, M., 2009a. *Význam a aplikace multiplikátorů při oceňování podniku v podmínkách střední Evropy*. *Znalectvo*, 1/XIV, p. 71–77.
- [5] Hejduková, M., 2009b. *Specifika komerčních pojišťoven jakožto předmětu ocenění s důrazem na finanční analýzu*. *Oceňování*, 4/2, p. 14–28.
- [6] Hejduková, M., 2010. *Výnosové metody oceňování komerčních pojišťoven*. *Oceňování*, 3/3, p. 16–26.
- [7] Hejduková, M., 2011a. *Majetkové metody oceňování komerčních pojišťoven*. *Oceňování*, 2/4, p. 25–38.
- [8] Hejduková, M., 2011b. *Specifické kombinované metody oceňování komerčních životních pojišťoven*. Ostrava 06.09.2011 – 07.09.2011. In: DLUHOŠOVÁ, Dana (ed.). *Finanční řízení podniků a finančních institucí*. Ostrava: VŠB TUO, p. 127–136.
- [9] Hindls, R., Hronová, S., Seger, J., 2004. *Statistika pro ekonomy*. Praha: Professional Publishing.

- [10] Hrdý, M., Ducháčková, E., 2010. *Basic Principles of the Valuation of Insurance Agencies*. E+M. *Ekonomie a Management*, 1/XIII, p. 47–59.
- [11] Koller, T., Goedhart, M., Wessels, D., 2005. *Valuation. Measuring and Managing the Value of Companies*. New York: John Wiley & Sons.
- [12] Mařík, M., aj., 2011a. *Metody oceňování podniku pro pokročilé*. 1. vyd. Praha: Ekopress.
- [13] Mařík, M., aj., 2011b. *Metody oceňování podniku*. 3. uprav. a rozšíř. vyd. Praha: Ekopress.
- [14] Mařík, M., Maříková, P., 2009. *Oceňování podniku a metody založené na analýze trhu v podmínkách České republiky*. *Odhadce*, 2/XV.
- [15] Pratt, S., P., 2005. *The Market Approach to Valuing Businesses*. 2nd Edition. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- [16] Rezaee, Z., 2011. *Financial Services Firms: Governance, Regulations, Valuations, Mergers, and Acquisitions*. 3 Edition. New York: John Wiley and Sons, Inc.