

Ekvitní prémie z českých dat: konstruktivní kritika

*Michal Dvořák**

1 Úvod

V současné oceňovací praxi je nejčastějším způsobem stanovení nákladů vlastního kapitálu model oceňování kapitálových aktiv (CAPM model, Sharpe, 1964). Při užívání tohoto přístupu pro oceňování českých podniků nastává otázka, zda rizikovou prémii kapitálového trhu – dále nazývanou *ekvitní prémie* – odvozovat z českého či jiného organizovaného akciového trhu.

Přestože metodické problémy užívání českých dat mohou být zřejmé, stojí za to otázku systematicky prozkoumat. Z poslední literatury Buus (2014) totiž dochází k závěru, že v prostředí ČR je principiálně možné používat česká akciová data. Na jeho základě by tak část oceňovací praxe mohla podcenit závažnost problémů spojených s českými daty.

Roli ekvitní prémie při stanovení diskontní míry prostřednictvím CAPM modelu lze spatřit z následující rovnice

$$r_A = r_F + \beta \cdot (r_M - r_F), \quad [1]$$

kde

r_A je (očekávaná) výnosnost oceňovaného aktiva, tj. odhad nákladů vlastního kapitálu oceňovaného podniku. V rovnici [1] představuje r_A neznámou.

r_F je (očekávaná) bezriziková výnosnost,

β je beta faktor označující míru expozice oceňovaného aktiva k tržnímu riziku. Obvykle je vypočten na základě dat o burzovně obchodovaných aktivech podobného typu, tj. akcií podniků působících ve shodném či podobném odvětví,

r_M je (očekávaná) výnosnost optimálně složeného portfolia akcií na příslušném trhu, které je v praxi aproximovaného akciovým indexem.¹

Složený faktor $ERP = r_M - r_F$ označíme jako premii za ekvitní riziko. Jedná se o odměnu za nesení rizika společného celému akciovému trhu, tj. výnosnost, kterou by investor

* Ing. Michal Dvořák, Katedra měnové teorie a politiky, Fakulta financí a účetnictví, Vysoká škola ekonomická v Praze a Česká národní banka. Kontaktní email: michal@michaldvorak.eu. Článek je zpracován jako jeden z výstupů výzkumného projektu IGA VŠE F1/05/2014 „Finanční a hospodářský cyklus“.

¹ V teorii (Sharpe, 1964) je portfolio složeno tak, že ze všech možných kombinací aktiv nabízí díky diverzifikaci nejpříznivější kombinaci rizika a výnosnosti. Pro enormní výpočetní náročnost se v praxi přistupuje k aproximaci optimálního portfolia akciovým indexem. Indexy se však sestavují na základě tržní kapitalizace (po určitých korekcích) nebo jako jednoduchý průměr a proto není důvod, aby index byl optimálním portfoliem. To ilustruje fakt, že praktické implementace CAPM modelu jsou vztaženy k jeho teoretické podobě pouze volně.

požadoval, kdyby investoval do dobře diverzifikovaného akciového indexu. V článku se budeme věnovat výhradně otázce, z jakého organizovaného trhu² tuto prémii brát: zda z lokálního nebo zahraničního. Protože s bezrizikovou mírou nebývají závažnější problémy (pro ČR např. Dvořák 2014), analýza se zaměří na r_M .³

Oceňujeme-li subjekt pocházející z určitého trhu, dejme tomu českého, nabízí se použít všechny 3 vstupy včetně r_M z téhož trhu, v tomto případě trhu českého. Situace se však komplikuje u zemí s kratšími časovými řadami a/nebo méně rozvinutým kapitálovým trhem. Nedostatek dat totiž působí proti výhodě plynoucí z geografické shody. Mezi země s krátkými časovými řadami a nedostatečně rozvinutým kapitálovým trhem se dá ovšem zařadit řada států (Damodaran, 2013b) a Česká republika je případem par excellence.

Text je členěn následujícím způsobem. V kapitole 2 budou představeny obecné podmínky kladené na zdrojová data. V kapitole 3 pomocí nich adresujeme vhodnost užívání data akciového trhu České republiky. Protože se ukáže, že nejsou naplněny, v kapitole 4 načrtneleme jedno z možných, ale dosud méně známých řešení. Kapitola 5 obsahuje shrnutí.

2 Podmínky kladené na vstupní data

Aby bylo vhodné užívat zdrojová data, je potřeba, aby pro tyto data⁴ byly současně splněny následující dvě podmínky:

1. **Věcná validita:** data z užitého trhu odpovídají charakteristice trhu, na kterém působí oceňovaná firma.
2. **Statistická spolehlivost:** odhad z dat užitého trhu je dostatečně spolehlivý, tj. pravděpodobnost, že se odhad příliš nevychýlí od nepozorované skutečnosti, je dostatečně malá.

Podmínka věcné validity u odhadu r_M znamená, že použitý akciový index je dostatečně diverzifikován, aby mohl představovat kapitálový trh jako celek. Z teoretického hlediska CAPM model předpokládá existenci vztahu mezi výnosností oceňované firmy (příp. její na trhu obchodovaným protějškem) a široce definovaným trhem. Nepředpokládá, že by měl existovat vztah mezi oceňovanou firmou a *několika vybranými* akciovými tituly. Čím méně akcií v indexu je, tím dále od ideálu CAPM jsme. Řečeno prakticky, čím méně akcií v indexu máme, s tím méně akciemi můžeme výnosnost oceňovaného aktiva porovnávat, a vzrůstá nebezpečí, že odhad r_M bude systematicky zkreslen.

² Jak uvedl jeden z recenzentů, alternativou tradičního přístupu založeného na cenách akcií kótovaných společností jsou data o privátních transakcích, u nichž je známa kupní cena. Postup je dále identický metodě implikované prémie popsané v textu. Tato alternativa je potenciálně velmi užitečná na trzích s omezenou rolí akciové burzy a rozhodně si zaslouží další analýzu.

³ Pro výborný přehled se všemi vstupy spojených otázek vizte Mařík et al. (2011a). Pro detailnější pojednání o každém z nich vizte Mařík et al. (2011), Damodaran (2013a), Damodaran (2013b), Damodaran (2008) a Damodaran (2003).

⁴ Podmínky lze rozvést nejen pro r_M , ale i pro r_F , β . Pro bezrizikovou míru je splnění podmínek takřka vždy lepší, protože trh státních dluhopisů či úrokových swapů bývá výrazně rozvinutější než akciový trh. Naopak pro beta faktor je situace horší, protože vedle kvalitního tržního indexu musí existovat i odvětvová skupina, jejíž korelace s indexem beta faktor měří.

Pokud přejímáme r_M z jiného trhu, než na kterém působí oceňovaná entita, podmínka věcné validity u odhadu r_M také znamená, že oba trhy jsou svými charakteristikami srovnatelné. To samozřejmě nemusí být automaticky zaručeno.

Podmínka statistické spolehlivosti vyžaduje současné splnění dvou podmínek nižšího řádu. Data, ze kterých je r_M odhadován, musí být dostatečně kvalitní (1) co se týče jejich podloženosti reálnými obchody (**kvalitativní podmínka**) a (2) co se týče existence dostatečného počtu pozorování (**kvantitativní podmínka**).

Data, která by nebyla podložena dostatečným počtem skutečných obchodů, jsou diskutabilní. Pokud by se s instrumentem neobchodovalo vůbec⁵, jeho cena, byť kótovaná, může být velmi vzdálena realitě. Nelikvidní trhy se dále mohou podléhat skokovým výhylkám v momentu, kdy dojde k větší transakci. V obou případech se ceny instrumentů mohou značně odchýlit od fundamentálních hodnot, což má nepříznivý vliv na kvalitu spolehlivost odhadů výnosnosti.

Pokud dat není dostatečné množství, je výsledný odhad odvislý od specifických podmínek, které panují na trhu v daném momentu, nebo odvislý od charakteristik konkrétního instrumentu (či od kombinace obojího). Čím vyšší počet pozorování je k dispozici, tím lépe se dopady těchto specifík podaří redukovat a získáváme přesnější obraz o celkové tržní situaci.

Kvantitativní podmínka, coby jediný výpočetně zdánlivě snadno přezkoumatelný aspekt ze všech tří, je často nadužívána v diskusích možnosti volby lokálních dat (Damodaran 2013b, Buus 2014). Proto její diskusi nemůžeme opominout. Podmínku rozvineme pro případ **historické výnosnosti**, kdy jako r_M bereme průměr dřívějších realizovaných výnosností, a pro případ **implikované výnosnosti** (Damodaran, 2013b, Mařík et al., 2011), kdy pro každou firmu z indexu s využitím znalosti současné tržní ceny a učiněného očekávání o budoucích dividendách extrahujeme požadovanou výnosnost, která obojí dává do rovnováhy.⁶

2.2 Kvantitativní podmínka statistické spolehlivosti u historické výnosnosti

Index musí mít dostatečnou historii, aby se dalo říci, že jeho průměrná (nebo jiná střední, například mediánová) výnosnost je dobrým popisem reality. Přestože větší počet titulů v indexu zlepšuje jeho statistické vlastnosti (specifické vlivy se mohou vzájemně kompenzovat), i nejširší index (např. S&P 500) v čase podstatně kolísá. Zprůměrování delší historie dokáže vliv kolísání vlivem neopakujících se jedinečných faktorů redukovat.

Měření statistické spolehlivosti se obvykle (Damodaran, 2013b) provádí následovně. Předpokládáme, že průměr výnosností (ať již aritmetický či geometrický) má normální

⁵ Vazba mezi skutečně proběhlým počtem obchodů a relevantností uváděných cen je ovšem složitější. Pokud by např. bylo obchodování prováděno způsobem market-makerů, kteří kótují kurzy instrumentů, za které jsou ochotni od tržních účastníků nakupovat a prodávat, pak stačí víra market-makerů, že při špatně nastavených kótacích dojde k arbitráži, aby byly kótace realistické.

⁶ V článku Buus (2014) je za implikovanou premii uváděn **hybridní přístup**, kdy je pro každý okamžik nejprve odhadnuta implikovaná premie celého trhu (tj. nikoli průměr z jednotlivých firem), a následně jsou tyto odhady zprůměrovány v čase. Takové zprůměrování je principiálně možné (Damodaran 2013b), ovšem neguje žádoucí vpřed hledící pohled, tj. očekávání trhu o budoucích výnosech, formované k danému okamžiku (jako aktuální výnos do splatnosti dluhopisů). Nutnost k průměrování přistoupit spíše svědčí o neschopnosti dobrat se smysluplných výsledků v jednotlivých momentech, ať již kvůli koncepční nedostatečnosti Gordonova oceňovacího modelu či nepřesným vstupním datům o očekávaných dividendách.

rozdělení⁷. Pak můžeme spočítat intervaly spolehlivosti (tj. učinit intervalový odhad výnosnosti) jako

$$P - \hat{\sigma} \cdot q \leq \mu \leq P + \hat{\sigma} \cdot q, \quad [2]$$

kde μ je nepozorovaná hodnota skutečné výnosnosti, P je její bodový odhad (průměr, který nám výpočtem vyšel), q je kvantil (normovaného) normálního rozdělení (například $q = 1,96$ pro 95% spolehlivost) a $\hat{\sigma}$ je standardní chyba odhadu. Ta je definována jako směrodatná odchylka průměrů výnosností P_i , které bychom obdrželi, pokud bychom data o jednotlivých pozorováních výnosnosti x_i náhodně tahali z jejich rozdělení:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^k (P_i - \bar{P})^2}{k}}, \quad [3]$$

kde \bar{P} je aritmetický průměr z průměrů výnosností a k indikuje, že kalkulace průměrů výnosností bude provedena nekonečněkrát. V konkrétním případě, kdy rozdělení výnosností x_i je normální a výnosy v čase nejsou provázané, vztah pro standardní chybu odhadu se transformuje na výraz

$$\hat{\sigma} = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}}{\sqrt{n}} = \frac{s}{\sqrt{n}}, \quad [4]$$

kde standardní chyba odhadu je podílem směrodatné odchylky pozorování o jednotlivých výnosnostech x_i a jejich aritmetickému průměru \bar{x} (značeno s) a odmocniny z počtu pozorování.

Ze vzorce [4] vyplývá, že zvýšení počtu pozorování snižuje šířku intervalu, přičemž nejsilnější vliv nastává, když je pozorování málo. Jak ukazuje interval vymezený tmavými čarami na Obr. 1, aby byly odhady průměrů alespoň minimálně spolehlivé, je potřeba minimálně 50 pozorování.

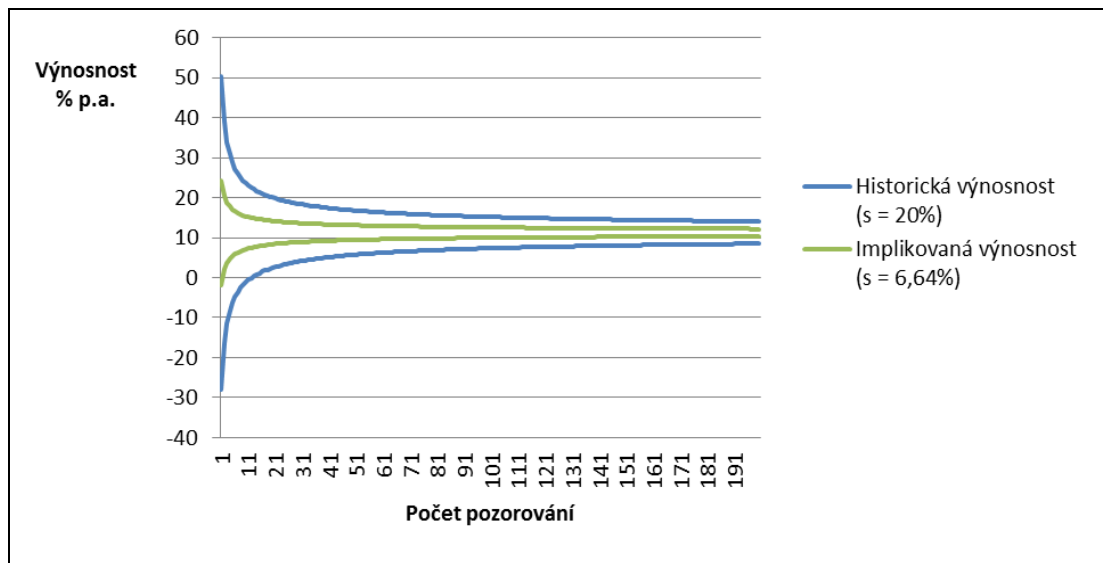
Ke vzorcům [2] a [4] můžeme mít řadu závažných technických připomínek. Zaprvé, vzorec [4] je založen na aritmetickém průměru, pro odhadování výnosností se však spíše doporučuje geometrický (Damodaran, 2013b, Indro a Lee, 1997), nebo ještě lépe konzistentní průměr (Dvořák, 2014a). Zadruhé, může existovat provázanost výnosností (vysoký výnos v jednom období může být následován dalším vysokým výnosem nebo naopak korekcí). Zatřetí, rozdělení jednoletých výnosů rozhodně nemá normální rozdělení (jak je ukázáno v Dvořák, 2014a). Obojí vzorec [4] nepředpokládá. Začtvrté, průměr obecně nemusí mít normální rozdělení: nepředpokládáme-li konkrétní spojitě rozdělení výnosností, je aritmetický průměr normálně rozdělený pouze asymptoticky (při velkém počtu průměrovaných

⁷ To nemusí fungovat, protože obecně normalita je pro malý počet pozorování (období výnosností) používána proto, že s ní praktici rádi pracují. Pro velký počet pozorování vyplývá z (Lindebergovy-Lévyho verze) centrálního limitního teorému, že ať je skutečné rozdělení výnosů prakticky jakékoli, jejich průměr (tedy průměrná výnosnost indexu) má normální rozdělení.

pozorování) a geometrický průměr není normálně rozdělen nikdy (Michaud 2006, s. 131), přičemž podobnost rozdělení se zvyšuje s přibývajícím počtem pozorování. Vztah [2] proto není platný. Pásma spolehlivosti udaná podle [2] a [4] tak jsou spíše ilustrativní.

Nejzávažnějším problémem je samotná logika přístupu. Cílem výpočtu není přesně popsat minulou výnosnost, ale přinést očekávání ohledně budoucí výnosnosti. Pracuje se s předpokladem, že zde existuje nepozorovaná správná výnosnost, kolem které pozorované minulé výnosnosti oscilují, přičemž v každém časovém momentu je tato správná výnosnost stejná. Předpokládá se, že tato správná výnosnost přetrvává i do budoucna.

Obr. 1: Teoretická přesnost odhadu v závislosti na počtu pozorování



Poznámka: Pro *historickou výnosnost* užitá roční směrodatná odchylka 20%, která je konzistentní s S&P 500 v Damodaran (2013). Kalkulace vyplývá ze vzorců [2] a [4]. Byl použit kvantil normálního rozdělení 1,96. Střed intervalu vychází z průměrné hodnoty 11,26%. Pro *implikovanou výnosnost* užitý vzorec [2] a [4] a směrodatná odchylka 6,64%, odpovídající předpokladu, že implikovaná výnosnost každé z firem je 2%-25%. Průměrná hodnota je škálována na 11,26%, aby měly oba intervaly stejný střed.

Zdroj: autor.

Není však jisté, že správná výnosnost je v čase konstantní. V současné době například panují nízké úrokové sazby, které jsou odrazem uvolněnějších měnových podmínek, nízké inflace a nízké poptávce po úvěrech. Oproti tomu v 70. letech byly kvůli vyšší inflaci nominální úrokové sazby velmi vysoké. Je proto vhodnější vidět správnou výnosnost jako nikoli konstantu, ale v čase se vyvíjející veličinu. Tento přístup ovšem pohřbí jakoukoli exaktnost vztahů [3] a [4]. V praktické aplikaci pak budou intervaly spolehlivosti pouze velmi orientační, a proto je dále budeme nazývat **intervaly pseudospolehlivosti**.

Elegantním řešením by bylo pomocí ekonometrického modelu zkoumat faktory, které ovlivňují velikost výnosových měř (jedním z nich je např. očekávaná inflace). Na minulých datech odhadnuté koeficienty intenzity působení těchto faktorů ($\hat{\alpha}_i$) společně s prognózovanými (či současnými) hodnotami determinujících faktorů (F_i) by pak vedly k daleko relevantnějšímu odhadu výnosnosti (r_M):

$$r_M = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \cdot F_1 + \hat{\alpha}_2 \cdot F_2 + \dots + \hat{\alpha}_n \cdot F_n . \quad [5]$$

Přístup by dokázal přizpůsobit odhad výnosnosti aktuálně očekávaným podmínkám. Je však složitější a nevyhnutelně subjektivní. Coby praktický kompromis se proto běžně uvažují průměry z dlouhé časové řady. Ohledně délky panují odborné spory. Např. pro USA Damodaran (2013) a běžná oceňovací praxe používá odhady Ibbotson Associates od r. 1928. Buus (2013) dokonce navrhuje řady prodloužit až do poslední třetiny 19. století. Je ovšem obvykle ignorován problém, nakolik jsou specifika období relevantní pro nejbližší budoucnost⁸. Není pravda, že užití dodatečných dat automaticky zvýší přesnost odhadu! Zapojením starších dat (ponechme stranou jejich spolehlivost měření) navíc poklesne váha nejmladších, a tedy pro budoucnost mnohdy nejrelevantnějších dat.⁹

Obdobně nebezpečnou možností je iluze zvýšení spolehlivosti skrze zvýšení frekvence pozorování, např. použití měsíčních dat místo ročních. V ročních datech je zohledněno určité vyhlazení vzniklé delším uvažovaným úsekem, tudíž roční data s sebou nesou vyšší spolehlivost než např. měsíční. Ze statistického hlediska by užitím měsíčních dat měla vzrůst volatilita (čitatel výrazu [4]) a sériová provázanost mezi výnosy; obojí sníží příznivý efekt na šířku pozorování. Výsledná širší intervalů by se pak sice mohla podle vzorců [2] a [4] jevit nižší, to by ale spíše detekovalo neplatnost těchto vzorců (neuvažují provázanost výnosů). Pravdivá širší intervalů by měla zůstat víceméně stejná. Demonstrujeme to reálným příkladem.

Příklad 1. Použijme data o akciovém indexu z pražské burzy PX (dříve PX50). Protože index zkoumá pouze ceny akcií a nikoli vyplacené dividendy, korigujeme jej o případ, že vyplacené dividendy by byly reinvestovány dalším nákupem akcií z indexu.¹⁰ Použijme údaje od 1.1.1995 až do 31.12.2013 a odhadněme průměrnou roční výnosnost pomocí ročních ($N=19$), pololetních ($N=38$), měsíčních ($N=228$) a dvoutýdenních dat ($N=456$).¹¹ Prozkoumejme chybu odhadu při využití **geometrického**¹² průměru. K překonání neznalosti skutečného rozdělení výnosů a kvůli možnosti využít doporučený geometrický průměr aplikujeme bootstrapovou metodu¹³, kdy ze známých výnosů vybíráme velký počet

⁸ Buus (2013) závěr přijímá bez diskuze specifik přidaného období. Z jeho prezentace se zdá, že hlavním měřítkem vhodnosti je, aby výsledná hodnota odpovídala hodnotě, kterou on sám považuje za přiměřenou.

⁹ Pokud bychom myšlenku mechanicky implementovali vážením pozorování sestupně podle jejich stáří, výnosnost by dostala procyklický charakter, kdy na konci krize by výnosnost silně poklesla a na konci konjunktury výnosnost silně rostla. To příliš nenaplnuje požadovaný vpředhledící charakter diskontní míry. Jediným přesvědčivým řešením se tak zdá analýza determinant výnosnosti, která může být i dynamická.

¹⁰ Využijeme znalost indexu PX-TR (uváděný počínaje 20.3.2006), který je zcela identický indexu PX, ovšem zahrnuje navíc efekt dividend. Předpokládáme, že dividendy jsou vypláceny každý obchodní den a konstantní dividendový výnos d (poměr velikosti dividendy a hodnoty indexu předchozího dne) takový, že index PX zvýšený o postupné načítání dividend se poslední den výběru rovná skutečné hodnotě indexu PX-TR. Hodnota o dividendy zvýšeného indexu PX A_t se v obchodní den t rovná

$$A_t = A_{t-1} \cdot \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} + d \cdot \frac{\Delta t}{360} \right),$$

kde P jsou hodnoty PX, $t-1$ značí předchozí obchodní den a Δt je počet kalendářních dní od posledního obchodního dne. $d \approx 4,35\%$ se volí tak, aby se A_t 3.11.2014 rovnalo hodnotě indexu PX-TR, platí-li $A_s = P_s$ pro okamžik 20.3.2006. Tímto postupem upravený index PX velmi věrně kopíruje skutečnou řadu PX-TR a umožní prodloužit index až do roku 1993.

¹¹ Z hodnot indexu na konci sousedních období sestrojíme míry růstu, které posléze umocníme, aby poskytovaly výnosnost per annum. Každá z těchto výnosností představuje od x_i v rovnici [3].

¹² Aritmetický průměr by u krátkých horizontů vedl k nesmyslně vysokým odhadům; jedná se důsledek tzv. AG nerovnosti, kterou znali již antičtí matematikové (Veselý 2004, s. 37). Důkaz indukci uvádí s několika vcelku nevýznamnými nedokonalostmi i Buus (2013).

¹³ Greene (2012, s. 651-655). Použitá verze bootstrapu předpokládá sériovou nezávislost výnosů.

vzájemně nezávislých N prvkových množin a v každé z nich spočítáme geometrický průměr. Standardní chybu vypočteme jako směrodatnou odchylku těchto průměrů (vzorec [3]). Pro intervaly spolehlivosti pak používáme 2,5% a 97,5% nejvyšší hodnotu z obdržených průměrů, čímž adresujeme problém obecné neplatnosti výrazu [2] pro geometrický průměr.

Výsledné průměrné výnosnosti jsou identické. S přechodem na vyšší frekvenci vzorkování klesá standardní chyba a šíře intervalů (pseudo)spolehlivosti, ale výrazně pomaleji, než by se ze vztahů [2] a [3] při růstu N zdálo. Navíc si všimněme, že lepšího výsledku je dosaženo na úkor nárůstu provázanosti mezi sousedními výnosy (autokorelace prvního řádu). Zatímco u ročních dat je koeficient autokorelace nízký a statisticky nevýznamný (nejnižší p -hodnota 0,57 při současném uvažování 13 zpoždění), u měsíčních a dvoutýdenních je již provázanost statisticky významná. Protože bootstrapový výpočet tyto autokorelace ignoroval, byly by ve skutečnosti intervaly širší, než Tab. 1 uvádí, a zdánlivá výhoda vyššího vzorkování by se ještě zřetelněji smazala.

Tab. 1: Orientační přesnost odhadů při různé frekvenci dat

Frekvence vzorkování	Roční	Pololetní	Měsíční	Dvoutýdenní
<i>Spolehlivost odhadu</i>				
Odhad výnosnosti (geometrický průměr, %)	7,74	7,74	7,74	7,74
Standardní chyba odhadu (bootstrap metoda, p.b.)	6,94	6,05	6,07	5,49
Šířka 95% pásma spolehlivosti (bootstrap metoda, p.b.)	27,12	23,75	23,78	21,57
<i>Problém časové korelovanosti výnosů</i>				
Koeficient autokorelace (zpoždění 1 období)	0,05	0,25	0,12	0,18
Ljungova-Boxova statistika autokorelace (zpoždění 1 období)	0,05 [0,82 NS]	3,54 [0,11 NS]	3,72 [0,05*]	15,53 [<0,01***]

Poznámka: Pozitivní autokorelace (kladný koeficient) znamená, že se shlukují období s vysokými (či naopak nízkými) výnosy. Vyšší hodnota Ljungovy-Boxovy statistiky identifikuje vyšší intenzitu provázanosti. p -hodnoty uvedeny v závorce, kódování *, **, *** značí významnost 1. zpoždění na 10%, 5% a 1% hladině. NS značí, že vztah není statisticky významný na uvedených hladinách významnosti.

Zdroj dat: BCPP.

2.2 Kvantitativní podmínka statistické spolehlivosti u implikované výnosnosti

V případě výpočtu implikované výnosnosti obdržíme sérii¹⁴ odhadů implikované výnosnosti pro každý z uvažovaných podniků. Pokud bychom předpokládali, že každý

¹⁴ Implikovanou výnosnost lze variantně vypočítat z agregovaných dat za celý index (či skupinu akcií) s využitím aktuální hodnoty indexu a odhadu budoucích dividend za všechny firmy v indexu (např. Buus, 2014). Protože agregované údaje jsou kombinací údajů pro jednotlivé firmy, z hlediska spolehlivosti odhadů

z těchto odhadů je zatížen náhodnou chybou, mohli bychom se ptát, zda máme v souboru dostatek podniků pro redukci této chyby. Takové posouzení ale podstatně komplikuje fakt, že nelze přijmout zjednodušující předpoklady, že všechny podniky mají stejnou rovnovážnou výnosnost a že chyba je podobná u každého podniku – zejména proto, že u rizikovějších podniků je rozptyl výnosů či rozptyl odhadů výnosnosti vyšší než u méně rizikových podniků. Skutečně přesné měření nutné velikosti souboru by toto muselo brát v potaz, a bylo by poměrně složité a nevyhnutelně subjektivní.

Proto si analýzu ulehčíme a předpokládáme, že podniky jsou svým charakterem homogenní. Předpoklad není významně odvážnější než běžně užívaný předpoklad, že se *historická* výnosnost nemění v čase. Je-li totiž na trhu dostatečný počet podniků, pak se jejich odlišné rovnovážné výnosnosti zprůměrují na úroveň, kterou lze považovat za odpovídající trhu jako celku. Ze statistického hlediska je pak skutečná odhadová chyba nižší než asociujeme-li veškeré kolísání výnosností mezi podniky s chybou odhadu. K odhadu implikované výnosnosti trhu použijeme aritmetický¹⁵ průměr implikovaných výnosností jednotlivých podniků. Pak můžeme použít vztahy [2] a [4] k měření orientační spolehlivosti odhadů. Lze se důvodně domnívat, že:

1. **Směrodatná odchylka odhadů implikované výnosnosti jednotlivých firem bude nižší** než směrodatná odchylka historických výnosů akciového indexu. Realizovaný výnos akcie může být velmi záporný i velmi vysoký (např. nad 30% meziročně), kdežto u implikované výnosnosti je záporná implikovaná výnosnost i extrémně vysoká výnosnost podezřelá.¹⁶ To plyne z faktu, že implikovaná prémie je očekávanou výnosností alternativní investice. Očekávání v sobě z definice zahrnují jak možnost, že alternativní investice bude velmi zisková, tak možnost, že bude velmi ztrátová. Tím pádem musí ležet očekávaná hodnota mezi těmito extrémy. Pojem alternativní investice navíc nepředstavuje jeden konkrétní instrument, ale celou škálu možných investičních nástrojů podobného stupně rizika.¹⁷
2. **V indexu** (nebo souboru firem, pro které počítáme implikovanou výnosnost) bude více společností, než je počet pozorování při výpočtu historické výnosnosti. Například v indexu S&P 500 máme 500 společností, kdežto u dat Damodaran (2013) z let 1928-2012 figuruje pouhých 85 ročních pozorování.

Oba zmíněné faktory zužují interval (pseudo)spolehlivosti: směrodatná odchylka snižuje číselník výrazu [4] a vyšší počet pozorování zvyšuje jmenovatel výrazu [4]. Vzhledem k tomu, že rozdíly ve směrodatných odchylkách i počtu pozorování bývají značné, lze se

jsou oba postupy srovnatelné: nepřesnosti odhadů plynou pouze z odhadování dividend a specifikace oceňovacího modelu. Postup přes jednotlivé firmy je ovšem transparentnější.

¹⁵ U historické výnosnosti bývá vhodné volit geometrický průměr (Indro – Lee 1997, Buus 2013). Ovšem implikované výnosnosti jednotlivých podniků charakterem odpovídají geometrickému průměru. Stačí tak použít jejich střední hodnotu (aritmetický průměr), abychom dostali korektní hodnotu typickou pro geometrické průměry.

¹⁶ Pro srovnání, výnos desetiletých řeckých dluhopisů byl v nejkritičtějších obdobích v březnu 2012 kolem 36% (uzavírací kurz, Bloomberg (2014)), a to šlo tehdy o extrémně rizikový instrument.

¹⁷ V určitých situacích mohou být ceny akcií velmi vysoké. To může znamenat pouze dvojí. (1) Anticipaci vysokých dividend, a tedy fundamentální odůvodnění vysoké ceny; tato anticipace může však být neodůvodněně optimistická. (2) Nebo také předpoklad tržních účastníků, že jiní tržní účastníci od nich v budoucnu akcii koupí za ještě vyšší ceny, i když tato cena zjevně neodpovídá fundamentům (tzv. teorie většího hlupáka). Pouze druhá zmíněná situace může způsobit neodůvodněné hodnoty implikované prémie a odpovídá situaci investiční horečky (či v opačném případě velké tržní krizi). Lze se domnívat, že takovéto spekulativní bubliny nejsou v porovnání s první situací příliš časté.

velmi důvodně domnívat, že **implikované odhady výnosnosti budou ve většině případů statisticky daleko spolehlivější**.¹⁸ To lze demonstrovat stylizovaným příkladem.

Příklad 2. Mějme za to, že implikovaná výnosnost akcie každého z uvažovaných podniků kótovaných na burze leží v intervalu 2 – 25%, přičemž každá hodnota v tomto rozmezí je stejně pravděpodobná. Dolní mez odpovídá výnosnosti desetiletého benchmarkového státního dluhopisu USA 2,37%.¹⁹ Horní mez odpovídá požadované výnosnosti vysoce rizikových investic (např. výnos řeckých státních dluhopisů v nejhorším okamžiku března 2012 činil 36%). Mějme na paměti, že na regulovaných trzích a zvláště pak v indexech jsou zastoupeny v drtivé většině akcie velkých stabilních firem, tudíž interval byl volen mimořádně konzervativně široký.²⁰ Spočteme směrodatnou odchylku implikovaných výnosností (s ve vzorci [4]) pomocí vztahu pro rozptyl spojitě náhodné veličiny

$$s = \sqrt{\int_{i=2}^{25} (x - E[x])^2 \cdot f(x) dx} = \sqrt{\int_{i=2}^{25} (x - 13,5)^2 \cdot \frac{1}{25 - 2} dx}, \quad [6]$$

kde x jsou přípustné hodnoty odhadů implikované prémie za jednotlivé podniky, $E[x] = 13,5$ je střední hodnota rozmezí (výsledný odhad průměrné implikované výnosnosti) a $f(x) = \frac{1}{25 - 2}$ popisuje pravděpodobnost, že odhad pro náhodně zvolený podnik bude vykazovat implikovanou výnosnost rovnou číslu x . Všimněme si, že v souladu s předpoklady je tato pravděpodobnost stejná pro všechny hodnoty intervalu.

Výpočtem dospějeme k přibližné hodnotě anualizované směrodatné odchylky výnosů 6,64%, což je řádově nižší než u směrodatné odchylky historické výnosnosti S&P 19,9% a dalších akciových indexů, které se pohybují přinejmenším kolem 20% (Damodaran 2013b, s. 32-33).²¹ To se pozitivně projeví poklesem standardní chyby odhadu (výraz [4]) a interval (pseudo)spolehlivosti bude pro každý konečný počet pozorování užší pro implikovanou výnosnost (pásmo vymezené světlými křivkami v Obr. 1). **Konec příkladu.**

Učiněné tvrzení má klíčové dopady. Protože většinou bývá počet likvidních akcií na trhu vyšší než počet let (či pololetí a čtvrtletí), za která jsou k dispozici kvalitní historická data, budou odhady implikovaných výnosností nejen tržně konformnější (Damodaran 2013b, s. 100), ale rovněž daleko spolehlivější.

Daný fakt umožní používání lokálních dat u více států za předpokladu, že je u nich v současné době dostatečně rozvinutý a likvidní kapitálový trh. Dle Obr. 1 je dostatečným počtem přibližně 50 instrumentů. Je však třeba mít na paměti, že interval v Obrázku 1 je pouze orientační a při malém počtu akcií v indexu by mohly nastat problémy nedostatku reprezentativnosti, zmíněné dříve²².

¹⁸ Jistotu ovšem nemáme, protože intervaly byly postaveny na základě předpokladů, které nejsou vždy splněny.

¹⁹ Pro den 7.11.2014, zdroj: Thomson Datastram.

²⁰ Pro výsledek analýzy je určující nikoli konkrétní položení intervalu, ale výhradně jeho šíře.

²¹ PX s korekcí o dividendy má anualizovanou směrodatnou odchylku za roky 1995-2013 29%.

²² Například, pokud bychom spočítali implikované výnosnosti pro 13 společností z indexu PX, jejich průměr by se jevil spolehlivější než odhad založený na 85 ročních datech pro USA. To ale nutně neznamená, že by takový odhad byl vhodnější pro praktické použití kvůli (1) kvalitativní podmínce kladené na likviditu trhu, (2) podmínku věcné validity a (3) nejistotu, zda lze pásmo spolehlivosti dostatečně věřit.

3 Data z českého akciového trhu

V minulé kapitole bylo vybudováno metodické instrumentarium, které umožní posoudit vhodnost užívání dat z českého trhu. Shrnuto, pro dobrý odhad r_M z českých dat potřebujeme, aby

- tržní index zahrnoval velký počet firem (podmínka **věcné validity**)
- aby akcie těchto firem byly běžně obchodované (**kvalitativní podmínka statistické spolehlivosti**) a,
- užíváme-li výpočet z historických dat, aby index byl v této struktuře publikován dostatečně dlouhou dobu (**kvantitativní podmínka statistické spolehlivosti**), nebo
- užíváme-li implikovanou prémii, aby tržní index zahrnoval dostatečný počet firem (**kvantitativní podmínka statistické validity**).

3.1 Podmínka věcné validity

Nejvýznamnějším indexem pražské burzy cenných papírů je index PX, který obsahuje nejlikvidnější a nejbonitnější tituly na trhu. Index ovšem k 3.11.2014 obsahuje pouhých 13 titulů (Tab. 2). Jeho skladba je navíc silně vychýlena ve prospěch akcií finančních institucí (61% kapitalizace indexu) a energetiky (20%). Sektor služeb, přestože v podílu k českému HDP dominantní (60%²³), je kromě finančního sektoru zásadněji reprezentován pouze telekomunikační společností O2. 4 nejvýznamnější emise mají při výpočtu indexu souhrnně přes 80 % váhy. Nadevší pochybnost tak index PX nelze brát jako reprezentativní index českého kapitálového trhu. Pokud použijeme rozšířený index PX-GLOB, vzorek vzroste na 23 titulů, ovšem nově přidané akcie v něm mají váhu pouze 2,64% (Tab. 2). Drtivá většina kapitálových transakcí tak probíhá mimo organizovaný trh. Podmínka věcné relevance **není splněna**.

3.2 Kvalitativní podmínka statistické spolehlivosti

Likviditu jednotlivých titulů, a z ní vyplývající relevanci tržních cen, lze nejlépe posoudit podle objemu proběhlých obchodů. Celkový objem obchodů s akciemi v indexech činil v posledním roce v průměru 13,6 mld. Kč za měsíc (Tab. 2), přičemž objem obchodů s českými státními dluhopisy se pohybuje kolem 50 mld. Kč. Objem obchodů na pražské burze navíc trendově klesá. V roce 2007 činil 1013 mld. Kč, v roce 2013 již pouhých 175 mld. Kč (BCPP, 2013).

Vedle toho se ukazuje, že z indexu PX jsou významněji obchodovány pouze 4 emise: ČEZ, Komerční banka a Erste a O2, které v posledním roce zodpovídaly za více než 93 % objemu. Obchody se zbylými akciemi v indexu PX jsou objemově spíše marginální a objemy obchodů s akciemi PX-GLOB nepatřícími do PX jsou ve všech případech takřka nulové (Tab. 2).

²³ Data za rok 2012 (CIA, 2014).

Tab. 2: Likvidita akciových titulů v indexu PX a PX-GLOB

Společnost	ISIN	Odvětví činnosti	PX a PX-TR Podíl na tržní kapitalizaci [%]	PX – GLOB Podíl na tržní kapitalizaci [%]	Měsíční objem obchodů [mil. CZK]	Podíl na měsíčním objemu obchodů PX- GLOB [%]
ERSTE GROUP BANK	AT0000652011	Finance	21,08	21,24	2315,84	17,01
VIG	AT0000908504	Finance	20,75	16,27	135,17	0,99
ČEZ	CZ0005112300	Energetika	19,95	19,95	5369,64	39,44
KOMERČNÍ BANKA	CZ0008019106	Finance	19,19	19,46	3545,33	26,04
O2 C.R.	CZ0009093209	Telekomunikace	7,31	9,55	1537,46	11,29
STOCK	GB00BF5SDZ96	Potravinářství	3,39	2,66	10,83	0,08
UNIPETROL	CZ0009091500	Chemický průmysl	2,23	2,92	49,26	0,36
PEGAS NONWOVENS	LU0275164910	Textilní průmysl	1,83	0,72	98,69	0,72
PHILIP MORRIS ČR	CS0008418869	Tabákový průmysl	1,76	2,3	190,48	1,40
CETV	BMG200452024	Média	1,12	0,87	186,14	1,37
FORTUNA	NL0009604859	Loterie	0,78	0,77	73,81	0,54
NWR	GB00B42CTW68	Energetika	0,41	0,41	77,28	0,57
PLG	CZ0005124420	Přívodnictví	0,19	0,24	21,60	0,16
VGP	BE0003878957	Reality	NA	0,91	0,00	0,00
TMR	SK1120010287	Služby	NA	0,47	1,53	0,01
ENERGOCHEMICA	CZ0008467818	Chemický průmysl	NA	0,46	0,00	0,00
ENERGOAQUA	CS0008419750	Energetika, utility	NA	0,2	0,00	0,00
TOMA	CZ0005088559	Konglomerát	NA	0,15	0,09	0,00
RMS MEZZANINE	CS0008416251	Finance	NA	0,15	0,02	0,00
PRAŽSKÉ SLUŽBY	CZ0009055158	Utility	NA	0,13	0,14	0,00
BOREALIS	GI000A1J9J0	Technologie	NA	0,11	0,00	0,00
JÁCHYMOV PM	CS0008446753	Správa majetku	NA	0,04	0,03	0,00
E4U	CZ0005123620	Energetika	NA	0,02	1,46	0,01

Poznámka: Data o skladbě indexů k 3.11.2014. *Podíly na tržní kapitalizaci* jsou již po kompenzaci o free float factor (redukce o akcie držené ve velkých objemech) a representation factor (snižuje váhu některých emisí kvůli homogenizaci skladby indexu) (BCPP, 2014a). *Měsíční objem obchodů* je průměr za měsíce 11/2013 až 10/2014. 11. 4. 2014. Zvýrazněny jsou akcie patřící do PX a PX-TR a silně zvýrazněny jsou 3 nejlídnější emise podle objemu obchodů.

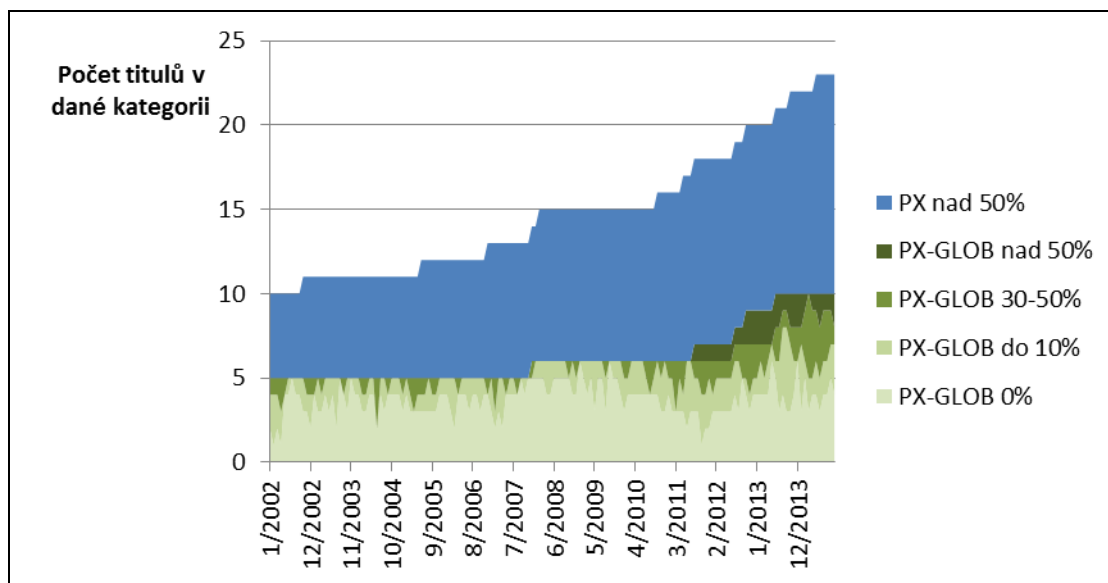
Zdroj dat: BCPP.

Že akcie v PX-GLOB, které nejsou součástí PX, jsou víceméně nelídní, lze vidět na podílu obchodních dnů v měsíci, v nichž došlo k alespoň jedné transakci s titulem. Zatímco všechny akcie z PX byly obchodovány vždy ve více než v 50 % obchodních dnů v měsíci

(byť v řadě případů ve velmi malých objemech), značná část akcií z PX-GLOB není v daném měsíci zobchodována ani jednou (Obr. 2). Rozšíření indexu PX o tyto akcie tak kvalitě odhadů nepomůže.

Druhým problémem kvality dat je velmi četná revize složení indexu. Změny ve složení indexu se neomezují na turbulentní 90. léta: z 13 titulů, co jsou k 3.11.2014 součástí PX, jich bylo počátkem roku 2002 v indexu²⁴ pouze pět (Obr. 2). Poslední titul byl vyřazen 19.9.2014 a poslední nový titul byl včleněn 22.9.2014.²⁵

Obr. 2: Frekvence obchodování titulů jako podíl obchodních dnů



Poznámka: Uvažovány všechny tituly v indexu PX (a tedy i PX-GLOB, označeno *PX*) a tituly v indexu PX-GLOB, které *nejsou* v indexu PX (označeno *PX-GLOB*) k 3.11.2014. Tituly *PX-GLOB* jsou dále kategorizovány do tříd podle frekvence obchodování, měřené počtem dní s nenulovým objemem obchodů jako podíl obchodních dnů v příslušném měsíci. Všechny tituly *PX* spadají do třídy nad 50 %. Nárůst titulů v čase značí vstup nového titulu do indexu. Tituly, které byly dříve součástí indexu, ale k 3.11.2014 již nejsou, v grafu nezobrazujeme.

Zdroj dat: BCPP.

Indexy tak zrcadlí především změny cen nejvýznamnějších titulů. Likviditu většiny akcií lze hodnotit jako omezenou. Český akciový trh tedy **nesplňuje kvalitativní podmínku** statistické relevance.

3.3 Kvantitativní podmínka statistické relevance

Používáme-li výnosnost historickou, pak dle Obr. 1 potřebujeme naprosto minimálně 50 let dat s roční frekvencí nebo 25 let s půlroční frekvencí. Data BCPP pro indexy začínají od roku 1993, což je nedostatečné i z čistě kvantitativního pohledu. Ujijeme-li disponibilní data pro index PX včetně dividend z Tab. 1 (1995-2013), získáme odhad výnosnosti 7,74% ±

²⁴ Do 20.3.2006 se index nazýval PX-50 v referenci k původnímu počtu titulů. Navázání hodnot PX na PX-50 je spojitě.

²⁵ Jednalo se o akcie společnosti ORCO (ISIN: LU0122624777), resp. Pivovarů Lobkowitz (ISIN: CZ0005124420). Ze současných akcií indexu PX je setrvání na burze ohroženo u kapitálově restrukturalizované NWR a novým vlastníkem akvírované O2 (Rozporcovat a prodat, Euro 45/2014, s. 10).

minimálně 10% (v závislosti na specifikaci), což je zcela nepoužitelné. Pro srovnání, Damodaranův vzorek 1928-2013 pro S&P vede k odhadu výnosnosti $9,31\% \pm 4,5\%$.²⁶

Používáme-li výnosnost implikovanou, pak dle Obr. 1 by ze statistického pohledu stačilo i 5 pozorování, aby implikovaná výnosnost byla stejně přesná jako historická výnosnost při 50 pozorováních. 13 disponibilních dat o akcích PX by pak mělo zajistit přesnost odhadu výrazně vyšší. Kvantitativní podmínka zde tedy splněna je; ovšem zopakujme, že nejsou splněny podmínky věcné validity (firmy v indexu nejsou reprezentativním vzorkem) a kvalitativní podmínka statistické spolehlivosti (firmy v indexu až na několik nejsou dostatečně likvidní).

3.4 Závěr k možnosti používání českých akciových dat

Analýza ukázala, že český burzovní trh nabízí velmi malý počet skutečně likvidních titulů, burzovní index často mění složení a časové řady jsou velmi krátké na spolehlivý odhad. Jejich praktické užívání coby jediný zdroj o výnosnosti akciového trhu **rozhodně nelze doporučit**.

Tento závěr prohlubuje a do jisté míry i reviduje závěry Buus (2014). Ten spatřuje zádrhel pouze v krátké časové řadě (Buus, 2014, s. 16) tj. nenaplnění kvantitativní podmínky statistické spolehlivosti) a do budoucna tuto metodu doporučuje²⁷. Přestože Buus (2014, s. 5) zmínil nižší hloubku trhu ve smyslu turbulence tržních cen a „mdlosti“, toto pozorování následně v interpretacích opominul, čímž je jeho stanovisko k českým datům neodůvodněně optimistické.

Jak jsme ukázali, hlavním problémem českých akciových dat není ani tak nedostatečná délka, která se ostatně dá překonat užíváním implikované výnosnosti, ale **malý počet často obchodovaných kótovaných akcií**. Soudě podle klesajícího trendu v objemu akciových obchodů na BCPP se proto nezdá, že by se užívání z českých akciových dat mohlo dostat na pořad dne ani ve střednědobé budoucnosti.

4 Náhradní řešení: data z rozvinutého trhu

Pokud jsme zamítli možnost užívat česká akciová data, je třeba se uchýlit k suplování údajů z lokálního trhu údajem z trhu, na kterém je k dispozici dostatek informací. S tím jsou spojeny minimálně 3 otázky, které níže ve stručnosti prozkoumáme: (1) jaký trh volit, (2) zda je lepší do CAPM modelu přinést z jiného trhu pouze tržní výnosnost nebo celou tržní prémii a (3) zda přece jen není možné využít lokální nedokonalá data alespoň částečně.

²⁶ Odhad výnosnosti vypočten jako geometrický průměr a intervaly (pseudo)spolehlivosti stanoveny bootstrapovou metodou.

²⁷ Konstatování, že odhady v Buus (2014, s. 16) vychází podobně jako výsledky publikované Damodaranem užívající jinou metodologii neznamená ospravedlnění. Odhlédneme-li od v kapitole 3 tohoto článku popsanych problémů, Buus (2014, s. 7) v prvním kroku koriguje kolísavý index PX-GLOB (reprezentující tržní cenu při výpočtu implikované výnosnosti) proložením exponenciální funkcí $y(t) = \alpha \cdot e^{\beta \cdot t}$, což vede k rozdílu mezi pozorovanou a proloženou hodnotou v řádu několik desítek až stovek procent a v jednom momentu dochází k hodnotám implikované výnosnosti i -10%. Nelze se ubránit dojmu, že shoda s Damodaranovými výsledky je spíše náhodná.

4.1 Volba trhu

Jaký z trhů dostatkem informací disponuje, je odvislé od typu hledané výnosnosti.

- U **historické výnosnosti**, resp. **historické prémie** mají přiměřenou délku časových řad USA (Obr. 1). U zemí západní Evropy počínají časové řady rozvinutého akciového trhu v 70. nebo 80. letech a následující období je v historickém srovnání dobou mimořádného růstu (Buus, 2013, Picketty, 2014). Proto je velmi pravděpodobné, že tyto odhady budou pro budoucí období neodůvodněně vysoké. V tomto lze souhlasit s Damodaran (2013b), že dostatečnou řadu mají pouze USA.
- U **implikované výnosnosti**, resp. **implikované prémie** je velkou výhodou, že nepotřebujeme dostatečnou historii, ale stačí dostatečně široký počet hojně obchodovaných firem v jednom okamžiku. Trhy Velké Británie, geograficky bližšího Německa či dalších západoevropských států budou z tohoto pohledu zcela vyhovující. Nabízí se i možnost převzít data z některé stredoevropské země s podobným stupněm rozvoje jako ČR, ale s rozvinutějším kapitálovým trhem (např. Polsko).

4.2 Korekce odlišného charakteru trhů

Převzetím zahraničních dat samozřejmě vzniká prostor pro chybu způsobenou odlišným charakterem trhů. Tu lze buďto ignorovat²⁸, nebo se můžeme různými způsoby snažit o kompenzování.²⁹ Netřeba dodávat, že tyto korekce budou velmi subjektivní.

Korekce je, zdá se, výhodnější provést na úrovni celé ekvitní prémie. Jinými slovy, do rovnice [1] vložit celou ekvitní prémii zahraničního trhu, nežli použít pouze zahraniční výnosnost akciového trhu a r_F v závorce ponechat lokální. Mnoho faktorů (např. inflace, makroekonomická situace, tržní sentiment) totiž ovlivňují jak výnosnost akcií, tak bezrizikovou míru. Rovnice [1] se pak transformuje na vztah

$$r_A = r_F + \tilde{\beta} \cdot \tilde{ERP} \cdot C_1 + C_2, \quad [7]$$

kde r_A je odhadovaná výnosnost oceňovaného lokálního aktiva, $\tilde{\beta}$ beta faktor převzatý ze zahraničního trhu³⁰, \tilde{ERP} ekvitní prémie ze zahraničního trhu a C_1 a C_2 představují koeficienty, které upravují rozdíly v rizikovosti mezi lokálním a zahraničním trhem. Korekční mechanismy jsou popsány v Mařík et al. (2011a) či Damodaran (2003).

Dodejme, že pokud uvažujeme implikovanou prémii, pak

$$\tilde{ERP} = r_M - r_F = \tilde{r}_M - \tilde{r}_F, \quad [8]$$

²⁸ Jak nezřídka činí současná praxe ohledně beta faktoru.

²⁹ Jak často činí současná praxe ohledně bezrizikové míry či ekvitní prémie z důvodu rozdílů v inflaci či kredibilitě vlády vydávající bezrizikový instrument.

³⁰ Pokud není možné odhadovat výnosnost akciového trhu z lokálních dat, pak nebude možné odhadnout ani beta faktor. V praxi se proto takřka vždy používají přejaté beta faktory.

neboli prémie se rovná výslednému odhadu implikované výnosnosti zahraničního akciového trhu (\tilde{r}_M), od kterého se posléze odečte bezriziková výnosnost zahraničního trhu (\tilde{r}_F). Odhady implikované výnosnosti pro každou s firm jsou totiž učiněny k jednomu okamžiku, ve kterém na trhu panuje jediná bezriziková míra (jejíž odhad můžeme vzít z tržních dat³¹, což je preferovaná možnost (Mařík et al 2011), případně použít jiný způsob jejího stanovení).

Pokud ovšem uvažujeme historickou prémii, vzniká dilema, zda odhadovat \tilde{r}_M a \tilde{r}_F separátně (jako geometrické průměry výnosností) či zda posoudit převis akciové výnosnosti nad bezrizikovou mírou v každém časovém okamžiku a z těchto pozorování zkonstruovat jediný průměr. První postup je jednodušší a užívá jej např. Damodaran (2013). Druhý je ovšem správnější, protože uvažuje možnost provázanosti bezrizikové míry s výnosem trhu. Jeho velkým úskalím je ovšem volba průměrovací metody, protože aritmetický průměr vede k nekonzistentně vysokým odhadům, kdežto geometrický průměr vede k odhadům nekonzistentně nízkým.³² Diskuze problému přesahuje náplň článku. Data z Damodaran (2013) však ukazují, že oba způsoby založené na geometrickém průměru vedou k podobně širokým intervalům (pseudo)spolehlivosti (9,57 p.b. vs. 9,71 p.b. při bootstrapové metodě), tudíž chyba daná ignorací provázanosti je malá. Zdá se tak, že volba jednodušší metody je funkční.³³

4.3 Kompozitní odhad

Trpíme-li nedostatkem lokálních dat, bývá zvykem lokální data nepoužít a aplikovat zahraniční data. Pokud ovšem považujeme lokální data za charakterem dobrá, pouze nedostatečně rozsáhlá (nesplňující kvantitativní podmínku statistické spolehlivosti), můžeme uvažovat o **rozšíření souboru lokálních dat** o informace z rozvinutého trhu.

To se jeví jako intuitivně přirozené, protože kombinace informací z více zdrojů by měla vést k jejich zpřesnění. Problém nastává ve třech aspektech. Zaprvé, pokud existují podstatné rozdíly mezi domácím a zahraničním trhem a nejsme schopni je dobře kvantifikovat³⁴), průměrováním dat z více trhů vzniká obtížně komunikovatelné číslo.

³¹ Například výnosnost zahraničního státního dluhopisu nebo swapovou sazbu na měnu zahraničního státu (podle toho, jak počítáme r_F v rovnici [7]). Splatnost uvažujme stejnou jako splatnost lokálního bezrizikového instrumentu, který bychom původně použili (běžně 10 let (Damodaran, 2003, Dvořák, 2014)). K uplatnění tohoto řešení samozřejmě musí být splněny všechny výše uvedené podmínky kladené na zahraniční bezrizikovou míru. To ale nebývá problém ani pro lokální trh, natož pro rozvinutý, protože peněžní a dluhopisový trh jsou takřka vždy rozvinutější než kapitálový trh.

³² U dat Damodaran (2013) je prémie počítaná jako rozdíl geometrických průměrů 4,20 %. To je konzistentní, protože součet bezrizikové míry a premie betě dá výnosnost trhu. Prémie počítaná jako *aritmetický* průměr každoročních ekvitních premií je 5,88 % a jako *geometrický* průměr každoročních ekvitních premií je 3,50 %, což značí jejich nekonzistence. Podstata problému spočívá v tom, že v rovnici [1] je výnosnost aktiva dána *součtem* bezrizikové míry a rizikové premie. Optimální řešení by zřejmě bylo jakýmsi hybridem mezi aritmetickým a geometrickým průměrem každoročních ekvitních premií. Tvrzení v Buus (2014, s. 12), že jediné správné řešení je volit průměr geometrický, nebude správně!

³³ Zdálo by se, že zahrnutí bezrizikové míry poněkud stabilizuje ekvitní premii v čase, tudíž je její odhady budou vykazovat menší standardní chyby. Ovšem bezriziková míra je daleko méně volatilní než akciový výnos a u S&P 500 je s ním nepřilíh silně korelovaná (Dvořák 2014). Proto ke stabilizaci v daném případě nedojde.

³⁴ Například, nevíme-li, že je česká výnosnost akciového trhu o 2 p.b. systematicky vyšší než americká, kombinace obou datových zdrojů povede (za jinak stejných podmínek) k podhodnocení české akciové výnosnosti.

Zadruhé, vzniká otázka, jakým způsobem informace z lokálního i zahraničního trhu zohlednit. Při absenci dalších informací má optimální řešení (Vasicek 1973, Dvořák 2014b) pro odhad výnosnosti akciového trhu V , resp. pro odhad ekvitní prémie P podobu

$$V = r_M \cdot \frac{\tilde{s}_M^2}{s_M^2 + \tilde{s}_M^2} + \tilde{r}_M \cdot \frac{s_M^2}{s_M^2 + \tilde{s}_M^2}, \quad [9]$$

$$P = ERP \cdot \frac{\tilde{s}_{ERP}^2}{s_{ERP}^2 + \tilde{s}_{ERP}^2} + \tilde{ERP} \cdot \frac{\tilde{s}_{ERP}^2}{s_{ERP}^2 + \tilde{s}_{ERP}^2}, \quad [10]$$

kde údaje bez tildy (\sim) značí údaje pro lokální trh a údaje s tildou jsou údaje pro zahraniční trh. s jsou standardní chyby spojené s odhady veličin v dolním indexu (vzorec [3] nebo řádek Tab. 1 nazvaný „standardní chyba odhadu“).

Obdržené výnosnosti či ekvitní prémie vážíme v opačném poměru rozptýlů jejich odhadů, tj. přesněji odhadnuté výsledky z rozvinutého trhu získávají o to vyšší váhu, o kolik jsou přesnější. Vztahy [9] a [10] vycházejí z minimalizace odhadové chyby lineární kombinace 2 nevychýlených odhadů. Jako takové jsou dokonalé, tj. např. vážení standardními chybami odhadů či variačními koeficienty by bylo nesprávné. Pokud ovšem je lokální výnosnost systematicky odlišná oproti zahraniční, rovnice nebudou správné³⁵. Výpočet si demonstrujeme na stylizovaném příkladu.

Příklad 3. Odhadneme výnosnost českého akciového trhu pomocí lokálních dat z BCPP za roky 1995-2013 s roční frekvencí (vizte Příklad 1) a amerických dat z Damodaran (2013) pro období 1928-2012 s roční frekvencí. Lokální data vedou k odhadu výnosnosti $r_M = 7,64\%$ při standardní chybě $s_M = 6,94\%$ (Tab. 1). Americká data vedou k odhadu výnosnosti $\tilde{r}_M = 9,31\%$ se standardní chybou $\tilde{s}_M = 2,30\%$ (užity geometrické průměry a bootstrapová metoda pro standardní chyby). Předpokládejme, že rovnovážná výnosnost akcií v ČR bude díky vyššímu riziku země o 0,5 % vyšší než v USA³⁶. Dále abstrahujeme od nelogičnosti, že skutečně pozorovaná výnosnost na rizikovějším a méně rozvinutém trhu je nižší než výnosnost pocházející z USA (jedním z důvodů je různá délka období). Dle vzorce [9] bude optimální odhad výnosnosti

$$V = 7,64 \cdot \frac{2,30^2}{6,94^2 + 2,30^2} + (9,31 + 0,5) \cdot \frac{6,94^2}{6,94^2 + 2,30^2} = 9,62 \%. \quad [11]$$

Americký odhad dostal výrazně vyšší váhu. Česká tržní data posunula americký průměr o méně než 0,2 p.b. **Konec příkladu.**

Třetí otázkou je, jaká data použít. Nabízí se možnost užít rozšiřující data nejen z nejrozvinutějšího (nebo jinak preferovaného) trhu, ale z více trhů zároveň, například z USA, Británie i Německa, vážené mechanismem [9] či [10]. Protože podmínku o systematicky podobné výnosnosti ve všech zemích je obtížné ověřit, neexistuje správná odpověď. Volba se tak stává velmi subjektivní záležitostí.

³⁵ Pokud bude zahraniční veličina systematicky vyšší než lokální o faktor δ , pak je řešením o tento faktor zvýšit její odhad na pravé straně výrazů [9] a [10]. Tímto faktorem může být např. rozdíl v očekávané inflaci.

³⁶ Jedná se o ilustrativní diferenciál. Jeho kalibrace nebude bezesporná a přesahuje náplň článku.

Kompozitní odhad může být použit jako pro historická data, tak pro trhem implikovaná data. Jedná se o experimentální metodu. Ve světle kapitoly 3 se nezdá být zcela vhodná pro český trh, protože česká data jsou nedokonalá nejen svou délkou či rozsahem. Dle našeho názoru ale může být užitečný pro kombinování odhadů z různých rozvinutých zemí s podobnými charakteristikami. Tvrzní, že použijeme zdroje úměrně jejich očekávané spolehlivosti, zní velmi přesvědčivě.

5 Závěr

Není sporu, že lokální akciová data jsou pro oceňování lokálních firem teoreticky relevantnější než data převzatá z jiného trhu. Před jejich aplikací je však nutné analyzovat, zda lokální akciová data reprezentují dostatečně velký záběr trhu, že jsou podložena dostatečným počtem reálných obchodů a, užíváme-li historické průměry, že jsou k dispozici dostatečně dlouhé časové řady, aby došlo k redukci vlivu nepřenositelných specifík období.

Na pražské burze existuje pouze několik málo titulů obchodovaných ve větším objemu. Složení hlavního indexu burzy PX je navíc dominováno 4 tituly, z nichž tři jsou akciemi finančního odvětví. Nelze proto mluvit o tom, že burza vhodně reprezentuje český akciový trh jako celek. Dostupné časové řady tvoří méně než 20 let, přičemž index poměrně často mění složení. To je velmi málo ke spolehlivému výpočtu historické prémie. Malý počet titulů rovněž znemožňuje spolehlivým způsobem odhadnout implikovanou prémii.

Lokální akciová data tak jsou velmi nespolehlivá a jejich užití pro kalkulaci výnosu trhu v modelu CAPM rozhodně nelze doporučit. V tom jsou naše závěry daleko silněji odmítavé než závěry Buus (2014). V případě, že odhadce na jejich užití trvá, měl by je vzít pouze jako doplňková, kdy relativní váhy pro odhady jsou ve vztahu ke spolehlivosti jednotlivých datových zdrojů (a odhad pro zahraniční trh je předtím upraven o rozdíly mezi lokálním a zahraničním trhem).

Volba trhu k zástupnému převzetí dat o akciové výnosnosti, či ještě lépe přímo ekvitní prémii jako celku, závisí na způsobu stanovení této veličiny. Ukazuje se, že u trhem implikované výnosnosti (či implikované prémie) stačí výrazně menší počet pozorování (o jednotlivých firmách) než v případě historické výnosnosti (o jednotlivých obdobích). Spolehlivost odhadů historické výnosnosti navíc není možné zvýšit použitím stejných časových řad při vyšší frekvenci pozorování. Odhad implikované prémie je možný i u trhů s krátkými časovými řadami za předpokladu, že obsahují dostatečný počet likvidních titulů. Nabízí se trhy Velké Británie či Německa, ale i sousedního Polska. Rozpracování této myšlenky může být vítaným námětem pro budoucí výzkum.

Literatura:

- [1] BCPP (2014). *Burzovní indexy*. [cit 8.11.2014]. Dostupné z <http://www.bcpp.cz/dokument.aspx?k=Burzovni-Indexy>.
- [2] BCPP (2014a). *Pravidla pro výpočet indexů PX a PX-TR Burzy cenných papírů Praha*. Verze 1.3, březen 2014. [cit 11.4.2014] Dostupné z http://ftp.pse.cz/Info.bas/Cz/PX_pravidla_pro_vypocet.pdf.
- [3] BCPP (2013). *Ročenka 2013/Fact Book 2013*. [cit 11.4.2014]. Dostupné na <http://ftp.pse.cz/Statist.dta/Year/fb2013.pdf>.

- [4] Bloomberg (2014). *Greece Govt Bond 10 Year*. [cit 19.4.2014]. <http://www.bloomberg.com/quote/GGGB10YR:IND/chart>.
- [5] Buus, T. (2014). Ekvitní prémie v ČR: odhady z českých dat. *Oceňování*, roč. 7, č. 2, s. 3-17.
- [6] Buus, T. (2013). Ekvitní prémie v ČR: kritika stávající praxe. *Oceňování*, roč. 6, č. 5, s. 3-17.
- [7] CIA. (2014). *The World Factbook*. [cit. 9.11.2013]. Dostupné na: <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/ez.html>.
- [8] Damodaran, A. (2013). *Annual Returns on Stock, T.Bonds and T.Bills: 1928 - Current*. [cit. 15.7.2013]. Dostupné na: http://people.stern.nyu.edu/adamodar/New_Home_Page/datafile/histretSP.html
- [9] Damodaran, A. (2013a). *Estimating Risk Parameters*. [cit. 14.12.2013]. Dostupné na <http://people.stern.nyu.edu/adamodar/pdfiles/papers/beta.pdf>.
- [10] Damodaran, A. (2013b). *Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications – The 2013 Edition*. [cit. 11.1.2014]. Dostupné na http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2238064.
- [11] Damodaran, A. (2008). *What is the riskfree rate? A Search for the Basic Building Block*. Stern School of Business, New York University. [cit. 7.7.2013] Dostupné na: <http://people.stern.nyu.edu/adamodar/pdfiles/papers/riskfreerate.pdf>.
- [12] Damodaran, A. (2003). *Measuring Company Exposure to Country Risk: Theory and Practice*. [cit. 11.1.2014]. Dostupné na <http://people.stern.nyu.edu/adamodar/pdfiles/papers/CountryRisk.pdf>.
- [13] Dvořák, M. (2014). Užití swapových sazeb pro stanovení diskontní míry se zřetelem na Českou republiku. *Oceňování*, roč. 7, č. 1, s. 3-26.
- [14] Dvořák, M. (2014a). Measuring Yields: Arithmetic, Geometric, and Horizon-Consistent Average. In Procházka, D. (ed.). *The 15th Annual Doctoral Conference FFA*. Praha: Oeconomica. Dostupné na http://www.michaldvorak.eu/resources/ERP_Measuring_Yields.pdf.
- [15] Dvořák, M. (2014b). *On Averaging-Out Errors Using Substandard Indicators*. Dostupné na http://www.michaldvorak.eu/resources/Valuation_Composition.pdf.
- [16] Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*. 7th Edition. Harlow: Pearson.
- [17] Indro, D. C. – Lee, W. Y. (1997): Biases in Arithmetic and Geometric Averages as Estimates of Long-Run Expected Returns and Risk Premia. *Financial Management*, roč. 26, č. 4, s. 81-90.
- [18] Mařík, M. et al. (2011). *Metody oceňování podniku pro pokročilé: Hlubší pohled na vybrané problémy*. 1. vydání. Praha: Ekopress.
- [19] Mařík, M. et al. (2011a). *Metody oceňování podniku: Proces ocenění, základní metody a postupy*. 3. upravené a rozšířené vydání. Praha: Ekopress.
- [20] Michaud, R. O. (2006). *A Practical Framework for Portfolio Choice*. In: Fong, H. G. (ed). *The World of Risk Management*. Singapore: World Scientific. s. 111-131.
- [21] Picketty. T. (2014). *Capital in the 21th Century*. Cambridge: Harvard University Press.

- [22] Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, roč. 19, č. 3, s. 425-442.
- [23] Vasicek, O. A. (1973). A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas. *Journal of Finance*, roč. 28, č. 5, s. 1233-1239.
- [24] Verbeek, M. (2012). *A Guide to Modern Macroeconomics*. 4th Edition. Chichester: John Wiley & Sons.
- [25] Veselý, J. (2004). *Základy matematické analýzy*. První díl. Praha: Matfyzpress.

Ekvitní prémie z českých dat: konstruktivní kritika

Michal Dvořák

ABSTRAKT

Při používání CAPM modelu nastává otázka volby ekvitní prémie z lokálního nebo zahraničního trhu. Protože u bezrizikové výnosnosti nenastávají výraznější překážky, klíčová je výnosnost akciového trhu. Z poslední literatury Buus (2014) lokální akciová data zcela nezavrhuje. Článek závěr prověří analýzou (1) počtu instrumentů na akciovém trhu a jejich sektorové orientace, aby mohly reprezentovat celý kapitálový trh, (2) jejich likvidity, aby ceny byly položeny reálnými obchody a (3) statistické spolehlivosti odhadů při aktuální délce časových řad. Všechny analýzy jednoznačně ukazují, že český akciový trh není pro odhadování výnosnosti trhu vhodný. Doporučujeme proto používat data ze zahraničního trhu a uvádíme příklad, jak je možné současně kombinovat odhady z více zemí. Dále doporučujeme implikovanou ekvitní prémii, která kromě vpředhledícího charakteru obvykle vede i k výrazně přesnějším odhadům než historická prémie při identickém počtu pozorování. Nevyžaduje dlouhé časové řady, ale naopak dostatečný počet likvidních titulů, což je v současnosti splněno v řadě zemí.

Klíčová slova: Ekvitní prémie, ERP, Výnosnost akcií, CAPM, Diskontní míra.

Czech Data-Based Equity Premium: A Constructive Critique

ABSTRACT

CAPM model users face choice which market to use for equity risk premium estimation. As there are no significant risk-free rate issues, equity yield is key. Recently, Buus (2014) does not entirely reject using Czech stock market data. This article reviews his finding by analyzing (1) number of stocks in the market and their industry affiliation to check if they represent the capital market as a whole, (2) their liquidity to check prices are determined by real trades, and (3) statistical confidence in the estimates, given the length of time series. All analyses unequivocally show Czech stock market is not suitable. We therefore recommend using foreign market data and present a solution to combine estimates from more markets. We also recommend market-implied equity risk premia, which besides forward-looking character tend to deliver more precise estimates than historical premia, given the same sample size. Instead of long time series, they require a reasonable number of frequently traded stocks, which is now fulfilled in many countries.

Key words: Equity risk premium, ERP, Stock returns, CAPM, Discount rate

JEL classification: G32, G12