MDT: 336.763.2; 336.761.5
kľúčové slová: výnosnosť aktív – normálne rozdelenie – proces bieleho šumu – náhodná prechádzka

O zlyhaní tradičného škálovania štandardnej odchýlky výnosností kapitálových aktív

Vladimír GADZA* – Karel KOŘENÝ** – Tomáš VÝROST***

1. Úvod

Pri skúmaní finančných trhov a na nich prebiehajúcich procesov býva nevyhnutné vychádzať zo správania sa subjektov, ktoré na týchto trhoch vystupujú. V súčasnosti sa často používa a všeobecne akceptuje predpoklad o existencii dvoch základných determinantov investičného rozhodovania – *výnosu* a *rizika* danej investičnej alternatívy.[1] Vo všeobecnosti sa predpokladá, že subjekty rozhodujú o alokácii svojich zdrojov do rôznych finančných aktív po zvážení týchto dvoch základných ukazovateľov.

Uvedený veľmi jednoduchý a logický prístup umožňuje opísať individuálne preferencie trhových subjektov, pričom možno hovoriť aj o racionálnom či optimálnom správaní sa investorov. Na týchto predpokladoch je založená napríklad aj teória portfólia, kde individuálne portfóliá opisujeme práve z uvedených hľadísk. Iným, súvisiacim príkladom môže byť model oceňovania kapitálových aktív (CAPM), ktorý vysvetľuje výšku výnosov v závislosti od rizika s nimi spojeného.

Vo všetkých týchto prípadoch sa však pracuje so skúmanými veličinami v ich kvantitatívnej podobe. Riziko spojené s určitou investíciou potom často opisujeme ako štandardnú odchýlku alebo rozptyl výnosností. Pri ekonometrickom modelovaní sa vychádza zo skúmania výnosností určitého finančného aktíva ako stochastickej veličiny. V tomto prípade je možné s výnosnosťami pracovať ako s náhodnou premennou, ktorej stredná hodnota vypovedá o očakávaných výnosnostiach a ktorej disperzia môže byť stotožnená s rozptylom ako s už spomínaným faktorom merajúcim riziko.

Pri práci s finančnými dátami je pozornosť obvykle zameraná na analyzované údaje, ich vzťahy k iným veličinám a podobne. Len zriedkavo uvažujeme nad voľbou periodicity skúmaných údajov (teda nad použitím denných, týždenných, mesačných alebo ročných výnosov). Ešte zriedkavejšie sú však úvahy nad dôsledkami, ktoré takéto rozhodnutie prináša. V našej práci

* Podnikovohospodárska fakulta EU v Košiciach (gazda@euke.sk)

** Obchodně podnikatelská fakulta Slezské univerzity v Karviné (koreny@opf.slu.cz)

*** Podnikovohospodárska fakulta EU v Košiciach (vyrost@euke.sk)

[1] Často sa hovorí aj o vplyve faktora likvidity danej investície. Na nízku likviditu určitého finančného nástroja však môžeme nazerať aj ako na jeden z faktorov ovplyvňujúcich riziko. Úvahy, ktoré sú prezentované v tejto práci, však nevyžadujú samostatné skúmanie jej vplyvu.

chceme poukázať práve na dôsledky, ktoré z rozhodnutia o používaných údajoch môžu vyplynúť.

V spojitosti s predchádzajúcimi úvahami môžeme naše skúmanie aplikovať na bežné postupy výpočtov štandardnej odchýlky výnosov, ktorá sa často synonymicky označuje ako *volatilita*.

Ak pri skúmaní používame údaje z určitých intervalov a potom výsledky konvertujeme na iné časové úseky, používame postup známy ako *škálovanie* (angl. *scaling*). V prípade štandardnej odchýlky pri ňom dochádza ku konverzii volatility vypočítavanej za určité základné obdobie (napríklad jednodňovej) na volatilitu za iné časové úseky (napríklad na ročnú) prostredníctvom funkcie odmocniny z násobku volatility základného obdobia (Sharpe – Alexander, 1994, s. 477). Opodstatnenosť takejto konverzie však môže byť za určitých podmienok spochybnená, pretože by mohla viesť k skresleným odhadom volatility (Diebold et al., 1998), (Drost et al., 1993).

Použitie škálovania v závislosti od konkrétnej aplikácie môže nadobúdať zásadný význam. Je len logické, že nepresnosti v odhade štandardnej odchýlky môžu ovplyvňovať všetky metódy, ktoré sú na ňom založené. V tomto kontexte je vhodné upozorniť napríklad na teóriu oceňovania opcií, v ktorej použitie škálovania literatúra často odporúča s cieľom stanoviť parametre pre známy Blackov-Scholesov model (Binnewies, 1995) alebo ako súčasť metodológie *value at risk* (Morgan, 1996), (Linsmeier et al., 1996).

Skreslenia v meraní štandardnej odchýlky výnosností sa vzhľadom na hlboký význam, ktorý volatilita výnosností v modernej teórii zastáva, prejavujú v mnohých oblastiach. Cieľom tohto článku je posúdenie adekvátnosti použitia škálovania, ako aj opísanie možných príčin jeho zlyhania. V článku sa uvádza argumentácia, ktorá vedie k opodstatnenosti používať škálovanie pri výpočte štandardnej odchýlky výnosov. V analýze sa vychádza z amerických, českých a slovenských akciových indexov.

2. Teoretické východiská

Cenu kapitálového aktíva v čase t označíme P_t a považujeme ju za stochastickú veličinu. Jej konkrétnu realizáciu potom označíme ako P'_t. V prípade náhodnej prechádzky (*random walk*)[2] predpokladáme, že zmeny cien, ku ktorým dochádza v jednotlivých transakciách, sú realizáciami náhodnej premennej, ktorú reprezentuje v čase stabilné rozdelenie. Ak počet transakcií v rámci jedného obdobia je dostatočne veľký, potom zmenu ceny v rámci celého obdobia môžeme opísať ako súčet nezávislých a identicky rozdelených náhodných premenných. Na základe platnosti centrálnej limitnej vety potom predpokladáme, že zmena ceny v rámci celého obdobia sa dá aproximovať normálnym rozdelením. Potom pre vývoj cien kapitálových aktív platí vzťah:

$$P_{t+1} = P'_t + u_t \qquad (1)$$

kde u_t je v čase neautokorelovaná normálne rozdelená náhodná premenná

[2] Model náhodnej prechádzky je modelom, ktorý zodpovedá rozšírenej hypotéze o slabej forme efektívnosti kapitálového trhu.

s konštantnou strednou hodnotou $\mu\,(u_t) = M$, konštantným rozptylom $\sigma^2(u_t) = D^2$ a štandardnou odchýlkou $\sigma\,(u_t) = D$. Potom výnosnosť[3] aktíva v jednom období je stochastická veličina daná vzťahom:

$$r_{t+1} = \frac{u_t}{P'_t} \tag{2}$$

kde P'_t je realizácia náhodnej veličiny v čase t.

Pre podmienenú strednú hodnotu výnosnosti platí:

$$\mu(r_{t+1} \,|\, P'_t) = \frac{\mu\,(u_t)}{P'_t} \tag{3}$$

a podmienená štandardná odchýlka výnosnosti sa dá vyjadriť:

$$\sigma(r_{t+1} \,|\, P'_t) = \frac{\sigma\,(u_t)}{P'_t} \tag{4}$$

Postupným dosadzovaním vo vzťahu vzťahu (2) dostaneme vyjadrenie pre cenu v čase $t+k$:

$$P_{t+k} = P_t + u_t + u_{t+1} + \ldots + u_{t+k-1} \tag{5}$$

Pre podmienenú strednú hodnotu prírastku ceny za k období bude platiť:

$$\sigma\big((P_{t+k} - P'_t) \,|\, P'_t\big) = \sum_{i=0}^{k-1} \mu(u_{t+i}) = kM \tag{6}$$

Podmienená štandardná odchýlka prírastku ceny za k období sa dá potom vyjadriť:

$$\sigma\big((P_{t+k} - P'_t) \,|\, P'_t\big) = \sqrt{\sum_{i=0}^{k-1} \sigma^2(u_{t+i})} = \sqrt{kD} \tag{7}$$

Výnosnosť počítaná za k období sa dá vyjadriť:

$$r_{t+k} = \frac{u_t + u_{t+1} + \ldots + u_{t+k-1}}{P't} \tag{8}$$

pričom jej podmienená stredná hodnota je daná vzťahom:

$$\mu(r_{t+k} \,|\, P'_t) = \frac{\sum_{i=0}^{k-1} \mu(u_{t+i})}{P'_t} = k\,\frac{M}{P'_t} \tag{9}$$

a podmienená štandardná odchýlka je daná vzťahom:

$$\sigma(r_{t+k} \,|\, P'_t) = \frac{\sqrt{\sum_{i=0}^{k-1} \sigma^2(u_{t+i})}}{P'_t} = \sqrt{k}\,\frac{D}{P'_t} = \sqrt{k}\,\sigma(r_{t+1} \,|\, P'_t) \tag{10}$$

[3] V tomto prístupe zužujeme pojem výnos na zmenu ceny kapitálového aktíva.

Z uvedeného vzťahu je zrejmé, že štandardná odchýlka výnosností počítaná za k-období sa dá vyjadriť ako súčin podmienenej štandardnej odchýlky výnosností počítanej za jedno obdobie a odmocniny k. To je základný vzťah využívaný v tradičnom chápaní. Jeho nevýhodou je to, že výnosnosť dosahovaná v jednom období definovaná vzťahom (2) má charakter podmienenej veličiny, pričom nestacionárny charakter cien spôsobuje aj nestacionárny charakter takto definovaných výnosností. Problém nestacionarity sa vyskytuje aj vo výnosnosti počítanej za k-období, čo je vyjadrené vo vzťahu (8).

Osborne (1964) problém nestacionarity výnosností vyriešil alternatívnou formuláciou modelu náhodnej prechádzky, ktorá je daná vzťahom:

$$\ln(P_{t+1}) = \ln(P'_{t+1}) + u_t \tag{11}$$

kde u_t je v čase nekorelovaná normálne rozdelená veličina s konštantnou strednou hodnotou M a konštantým rozptylom D^2.

Pre výnosnosť počítanú spojitou metódou platí:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_{t+1}}{P'_t}\right) = (P_{t+1}) - \ln(P'_t) = u_t \tag{12}$$

čo je na rozdiel od predchádzajúceho prístupu nepodmienená veličina. Pre ceny v rámci k-období platí:

$$\ln(P_{t+k}) = u_{t+k-1} + u_{t+k-2} + \ldots + u_t + \ln(P_t) \tag{13}$$

z čoho vyplýva, že výnosnosť dosahovaná v priebehu k období sa dá vyjadriť vzťahom:

$$r_{t+k} = \ln\left(\frac{P_{t+k}}{P_t}\right) = \sum_{i=0}^{k-1} u_{t+i} \quad [4] \tag{14}$$

Jej stredná hodnota sa dá vyjadriť vzťahom:

$$E(r_{t+k}) = kM \tag{15}$$

a jej štandardná odchýlka je:

$$\sigma(r_{t+k}) = \sqrt{k}D \tag{16}$$

Z uvedeného je zrejmé, že výnosnosť má charakter nepodmienenej veličiny, pričom výnosnosti počítané za rovnaké obdobie majú stacionárny charakter. Preto práve Osbornov model náhodnej prechádzky budeme považovať za vhodný pre štandardné škálovanie volatility výnosností kapitálových aktív.

3. Metodológia

V prechádzajúcej časti sme odvodili vzťah platný pre škálovanie z volatility jedného obdobia na všeobecný prípad volatility v k-obdobiach. Z postu-

[4] $$r_{t+k} = \sum_{i=0}^{k-1} u_{t+i} = \sum_{i=0}^{k-1} \ln\left(\frac{P_{t+i+1}}{P_{t+i}}\right) = \ln\left(\prod_{i=0}^{k-1} \frac{P_{t+i+1}}{P_{t+i}}\right) = \ln\left(\frac{P_{t+k}}{P_t}\right)$$

pu bolo zrejmé, že s týmto cieľom bolo nevyhnutné predpokladať niektoré apriórne skutočnosti, ako napr. že rozptyly náhodnej zložky u_t v jednotlivých obdobiach sú konštantné alebo že sú nezávislé. Tieto podmienky boli nevyhnutné pre platnosť skúmaného vzťahu.

Z výsledkov však taktiež vyplýva, že ak sa škálovanie dá použiť (v zmysle splnenia predpokladov), existuje medzi dĺžkou obdobia a volatilitou za dané obdobie vzťah (16), ktorý sa po logaritmovaní dá vyjadriť formou lineárnej závislosti:

$$\ln\left(\sigma(r_{t+k})\right) = \frac{1}{2}\ln(k) + \ln\left(\sigma(r_{t+1})\right) \tag{17}$$

Parametre takejto lineárnej funkcie by potom mali zodpovedať vzťahu:

$$\ln\left(\sigma(r_{t+k})\right) = a + bx \tag{18}$$

kde $x = \ln(k)$.

Uvedená lineárna závislosť umožňuje štatistické overenie hypotézy adekvátnosti použitia škálovania na konverzie volatility za rôzne časové obdobia. Je totiž zrejmé, že škálovanie môžeme použiť len za predpokladov použitých pri jeho odvodení. Ak by sa tieto predpoklady porušili, potom škálovanie volatility by viedlo ku skresleniu, a teda k chybným výsledkom.

To, či to tak aj v skutočnosti je, môžeme zistiť po analýze uvedeného lineárneho modelu. Pri splnení jeho predpokladov totiž vieme teoreticky určiť, akú hodnotu by mali nadobúdať koeficienty regresného modelu (teda $a = \ln(\sigma r_{t+1})$), b=0,5). V prípade, že by sa vypočítané koeficienty významne odlišovali od teoretických, môžeme zamietnuť hypotézu o splnení predpokladov, čo znamená, že použitie škálovania by viedlo k skresleným odhadom volatility.

4. Analýza

V tomto článku sme kvantifikovali uvedený lineárny model na príklade troch indexov – amerického indexu Dow Jones Industrial Average (DJI), slovenského akciového indexu SAX a českého akciového indexu PX-50. V prípade týchto indexov sme vychádzali z denných uzatváracích kurzov v rokoch 1997–2002. Vzhľadom na charakter techniky škálovania by bolo možné využívať aj údaje s inou periodicitou (intraday, týždenné, mesačné, ...); denné údaje sme si vybrali pre veľkosť skúmanej vzorky a všeobecnú dostupnosť. Použité údaje zahŕňajú všetky obchodovateľné dni, t.j. spravidla pondelok až piatok.

Z daných kurzov bolo možné priamo vypočítať dennú, resp. jednodňovú volatilitu ako štandardnú odchýlku denných kurzových výnosov. Pre potreby špecifikovaného regresného modelu však bolo nevyhnutné stanoviť aj štandardné odchýlky za dlhšie časové obdobia. Preto sme vypočítali volatilitu bez použitia škálovania za 1 až 520 dní. Vypočítavali sme teda bežný kurzový výnos dní s k-dňovým odstupom, kde sme pri výpočte využívali navzájom sa neprekrývajúce časové intervaly.

Prehľad vypočítaných štandardných odchýlok indexov na rôzne časové obdobia je uvedený v *tabuľke 1*. Z týchto údajov sme pre všetky indexy vytvorili lineárny model:

TABUĽKA 1 Štandardné odchýlky výnosov za rôzne časové obdobia

k	DJI	SAX	PX50	*k*	DJI	SAX	PX50
1	0,011	0,016	0,014	65	0,080	0,109	0,117
2	0,015	0,022	0,021	80	0,092	0,130	0,142
4	0,022	0,031	0,030	100	0,086	0,147	0,153
5	0,023	0,034	0,035	104	0,099	0,187	0,197
8	0,029	0,044	0,045	125	0,107	0,167	0,120
10	0,032	0,047	0,050	130	0,104	0,178	0,168
13	0,038	0,052	0,056	200	0,131	0,273	0,191
16	0,041	0,059	0,067	208	0,141	0,297	0,267
20	0,044	0,070	0,080	250	0,182	0,294	0,125
25	0,050	0,067	0,086	260	0,148	0,285	0,211
26	0,053	0,079	0,095	325	0,228	0,528	0,418
40	0,063	0,095	0,107	400	0,253	0,441	0,355
50	0,069	0,093	0,120	500	0,238	0,666	0,077
52	0,070	0,113	0,146	520	0,228	0,599	0,194

TABUĽKA 2 Kvantifikované regresné modely

	ln(DJI)	ln(SAX)	ln(PX50)
počet pozorovaní	28	28	28
koeficient *a*	–4,5738	–4,3844	–3,9631
t-charakteristika	–111,2017	–51,8905	–23,8928
pravdepodobnosť	0,0000	0,0000	0,0000
koeficient *b*	0,4972	0,5788	0,4309
t-charakteristika	50,8152	28,7989	10,9205
pravdepodobnosť	0,0000	0,0000	0,0000
F-charakteristika	2582,187	829,377	119,258
pravdepodobnosť	0,0000	0,0000	0,0000
koef. determinácie	0,9900	0,9696	0,8210
Durbin-Watson	1,4034	0,8946	1,7470

$$\ln\left(\sigma(r_{t+k})\right) = \frac{1}{2}\ln(k) + \ln\left(\sigma(r_{t+1})\right) = a + bx \tag{19}$$

ktorého výsledky sú uvedené v *tabuľke 2*. Z výsledkov vyplýva, že tento lineárny model pomerne dobre opisuje skúmanú závislosť, o čom svedčí štatisticky vysoko významná hodnota *F*-štatistiky za model ako celok, ako aj *t*-štatistiky pre jednotlivé regresné koeficienty. Aj koeficient determinácie, ktorý charakterizuje pomer vysvetlenej variability k celkovej variabilite vo vzťahu daných veličín, je pomerne vysoký.

Okrem uvedených skutočností si však treba všimnúť aj hodnotu Durbinovej-Watsonovej štatistiky, ktorá signalizuje prítomnosť autokorelácie rezíduí najmä v prípade burzového indexu SAX. Pre úplnosť sme ešte realizovali aj Ljungov-Boxov test významnosti autokorelácií indexu PX-50. Výsledky tohto testu sú uvedené v *tabuľke 3*. Odtiaľ je zrejmé, že ani v jednom prípade nebola v rezíduách obsiahnutá autokorelácia, ktorá by bola štatisticky významná.

TABUĽKA 3 Ljungov-Boxov test pre index PX50

k	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0,092	0,092	0,262	0,609
2	–0,277	–0,288	2,736	0,255
3	–0,039	0,022	2,788	0,426
4	0,383	0,336	7,923	0,094
5	–0,083	–0,213	8,176	0,147
6	–0,071	0,178	8,368	0,212
7	–0,017	–0,097	8,379	0,300
8	0,145	0,043	9,259	0,321
9	–0,130	–0,083	10,005	0,350
10	–0,114	–0,128	10,611	0,389
11	–0,039	0,010	10,686	0,470
12	–0,014	–0,193	10,696	0,555

Význam skúmania prítomnosti autokorelácie v rezíduách stanoveného lineárneho modelu vyplýva zo skutočnosti, že ďalšie skúmanie výsledkov daného modelu pomocou t-testov, ako aj F-testu vypovedajúceho o vlastnostiach danej regresnej rovnice môže byť ovplyvnené prítomnosťou autokorelácie.

Na základe uvedeného testu sa však autokorelácia rezíduí v prípade indexu PX-50 nepotvrdila, a teda môžeme predpokladať opodstatnenosť ďalšieho postupu.

Záverečným krokom na stanovenie adekvátnosti použitia techniky škálovania je preverenie zhody teoretických záverov a výsledkov lineárnych modelov. Keďže teoretické hodnoty zodpovedajúce predpokladom škálovania sú známe, na overenie našej hypotézy treba vykonať test zhody regresných koeficientov s týmito parametrami. Ako sme už povedali, na základe teoretických úvah očakávame, že pre regresné koeficienty bude platiť $a = \ln(\sigma(r_{t+1}))$, $b = 0{,}5$. Túto skutočnosť ďalej preverujeme ako štatistickú hypotézu.

V prípade koeficientu a stanovujeme hypotézu:

$$H_0 : a = \ln\left(\sigma(r_{t+1})\right)$$
$$H_1 : a \neq \ln\left(\sigma(r_{t+1})\right)$$

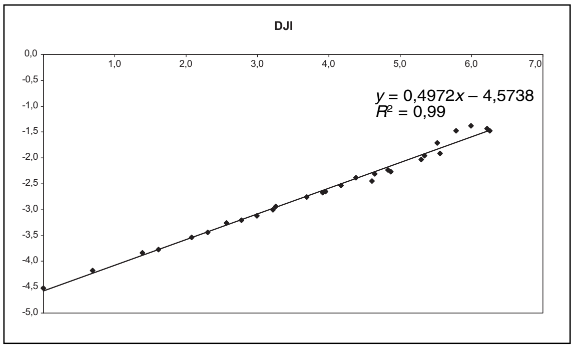
a v prípade koeficientu b hypotézu:

$$H_0 : b = \frac{1}{2}$$

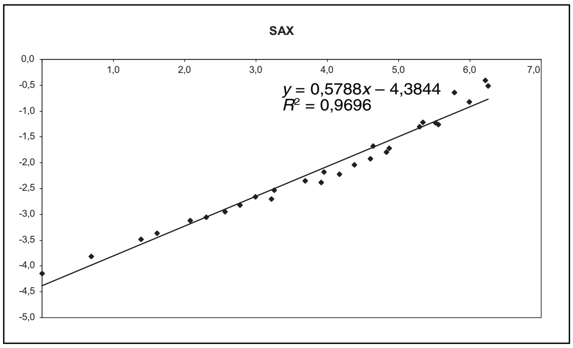
$$H_1 : b \neq \frac{1}{2}$$

Výsledky testov týchto hypotéz sú uvedené *v tabuľke 4*. Z výsledkov vyplýva, že v prípade indexu SAX možno zamietnuť hypotézu o rovnosti koeficientov regresnej rovnice s predpokladanými teoretickými hodnotami.

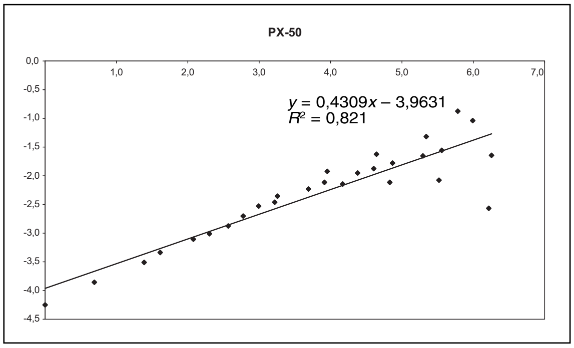
GRAF 1 Lineárny model indexu DJI



GRAF 2 Lineárny model indexu SAX



GRAF 3 Lineárny model indexu PX-50



TABUĽKA 4 Výsledky testov regresných koeficientov

	a	štand. obch. (*a*)	*t*-stat(*a*)	*p*(*a*)	*b*	štand. obch. (*b*)	*t*-stat(*b*)	*p*(*b*)
DJI	–4,574	0,040	–1,243	0,225	0,497	0,009	–0,299	0,767
SAX	–4,384	0,081	–2,910	0,007	0,579	0,019	4,070	0,000
PX50	–3,963	0,160	1,818	0,081	0,431	0,038	–1,818	0,081

5. Záver

V tomto článku sme skúmali vhodnosť použitia škálovania pri výpočte štandardnej odchýlky, resp. volatility za rôzne časové obdobia. Treba podotknúť, že sa vypočítané výsledky pri porovnaní akciového indexu Dow Jones Industrial Average s indexmi SAX a PX-50 líšili – pri indexe DJI v našom modeli skúmaný koeficient dosahoval hodnotu 0,497 oproti očakávanej hodnote 0,5, a teda pomerne dobre zodpovedal predpokladom – štatisticky nebolo možné nulovú hypotézu opodstatňujúcu použitie škálovania zamietnuť. Naproti tomu pri indexoch SAX a PX-50 sme získali hodnoty 0,57 a 0,43. V týchto prípadoch sú už odchýlky od očakávanej hodnoty zrejmé a v prípade slovenského indexu dokonca štatisticky významné. Praktické závery z týchto výsledkov naznačujú, že akékoľvek aplikácie využívajúce konverziu volatility pomocou škálovania na slovenských a českých údajoch povedú k nadhodnoteniu, resp. podhodnoteniu volatility.

Z uvedených výsledkov vyplýva, že tradičné škálovanie štandardnej odchýlky má svoje obmedzenia. V prvej časti sme ukázali, že sa dá plne uplatniť, ak ceny aktíva sledujú proces náhodnej prechádzky (*random walk*). Teória sa so zlyhaním podmienok tradičného škálovania vyrovnáva v závislosti od jeho príčin dvoma spôsobmi.

1. Porušenie predpokladu konštantnosti rozptylu náhodných zložiek u_t spôsobuje porušenie vzťahov v (4) a tradičné škálovanie teda nie je možné. Na možnosti škálovania v prípade prítomnosti procesu GARCH(1,1) upozornili Drost a Nijman (1993).
2. Na nevhodnosť tradičného škálovania pri viac ako 1000-násobkoch základného obdobia (1 deň) poukázal Peters (1996); ten za príčinu zlyhania označuje zlyhanie hypotézy efektívnych trhov.

Napriek uvedeným nedostatkom má využívanie tradičného škálovania svoje výhody, medzi ktoré patrí napríklad veľmi jednoduchý prevod medzi rôznymi časovými horizontmi. V mnohých prípadoch sa môže javiť ako výhodné používať vo výpočtoch denné výnosy, pretože v takomto prípade získavame vyššiu veľkosť vzorky (za 1 obchodný rok približne 252 obchodných dní).

V tomto článku preto poukazujeme na skutočnosť, že napriek svojmu rozšírenému využívaniu je škálovanie opodstatnené len v súvislosti so splnením niektorých reštriktívnych podmienok (ako je napríklad homoskedasticita a nezávislosť rozptylu cenových inovácií v čase). Ak tieto podmienky nie sú splnené, využívanie škálovania vedie k skresleniu, a teda k nesprávnym výsledkom. So zameraním na praktickú aplikáciu možno záverom odporúčať, aby sa na výpočty štandardnej odchýlky využívali údaje s rovnakou periodicitou, aká je pri ďalšom skúmaní potrebná. Tento postup obmedzuje riziko skreslení, ktorých sa môže škálovanie dopustiť.

LITERATÚRA

BINNEWIES, R. (1995): *The Options Course*. Irwin, New York, 1995.

CAMPBELL, J. – LOW, A. – Mac KINLAY, A. (1997): *The Econometrics of Financial Markets.* Princeton University Press, New Jersey, 1997.

DIEBOLD, F. X. – HICKMAN, A. – INOUE, A. – SCHUERMANN, T. (1998): Converting 1-Day Volatility to *h*-Day Volatitlity: Scaling by Root-*h* is Worse Than You Think. *Risk,* vol. 11, 1998, pp. 104–107.

DROST, F. – NIJMAN, T. (1993): Temporal Aggregation of GARCH Processes. *Econometrica,* vol. 61, 1993, pp. 909–927.

HANČLOVÁ, J. (2000): Testování efektivnosti českého akciového trhu. In: D. Marček (Ed.): *Proceedings of FINRISK'2000 – Conference on Financial Risk Management*. University of Žilina, 2000, pp. 22–27.

JURGA, R. (2000): *Teoretické východiská modelovania stacionárnych časových radov.* Zborník z konferencie „Štatistické metódy v praxi". Košice, 2000.

LINSMEIER, T. J. – PEARSON, N. D. (1996): Risk Measurement: An Introduction to Value at Risk. *Office for Futures and Options Research Working Paper,* #96-04, pp. 1–44.

LO, A. – MacKINLAY, A. (1998): Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks. *The Review of Financial Studies*, vol. 1, no. 1, pp. 41–66.

LO, A. – MacKINLAY, A. (1999): *A Non-Random Walk Down Wall Street.* Princeton University Press, New Jersey, 1999.

MILLS, T. (1999): *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge University Press, 1999.

MORGAN, J. P. (1996): *RiskMetrics – technical document*. 4th edition, New York, 1996.

OSBORNE, F. M. (1959): Brownian Motion in the Stock Market. *Operations Research*, vol. 7, 1959, pp. 145–173.

PAGAN, A. (1996): The Econometrics of the Financial Markets. *Journal of Empirical Finance*, 1996, no. 3, pp. 15–102.

PETERS, E. (1992): *Fractal Market Analysis.* John Wiley & Sons, New York, 1992.

www.econ.iastate.edu/classes/econ537/hennessy/lectures/ho10infeff.htm.

SUMMARY

JEL Classification: G12, G13, G14
Keywords: asset returns – normal distribution – white-noise process – random walk

Defection of Traditional Standard Deviation Scaling of Capital Asset Returns

Vladimír GAZDA – Faculty of Business and Administration Košice, University of Economics in Bratislava, Slovakia (gazda@economy.euke.sk)
Karel KOŘENÝ – School of Business Administration in Karviná, Silesian University in Opava, Opava, Czech Republic (koreny@opf.slu.cz)
Tomáš VÝROST – Faculty of Business and Administration Košice, University of Economics in Bratislava, Slovakia (vyrost@economy.euke.sk)

In this paper, we investigate the adequacy of scaling, a method frequently used in estimation of standard deviation of stock returns. Scaling is based on the assumption that standard deviation is proportional to the square root of the length of the time interval of the sample (for example daily, monthly or annual data). We analyze the cases when this assumption is justified, and emphasize possible weaknesses of this procedure. As an example, we test the assumptions of scaling on three market indices: Slovak SAX, Czech PX-50 and the S&P 500 index. We conclude that in case of Czech and Slovak index we find significant deviations from stated assumptions. Hence, contrary to the common practice, time-series scaling cannot be used on all time series and requires prior careful examination of the analyzed data.