

Komparace metod pro výpočet kapitálového požadavku pro tržní riziko – Value at Risk^{1,2}

Dan Hojdar

Fakulta Sociálních Věd

Postupná globalizace a progresivní růst finančních trhů v posledních letech si vynutil mezinárodní standardizaci v oblasti požadavků na kapitálovou přiměřenost bank. Tento vývoj byl v lednu 1996 reflektován i v úpravě standardy pro kapitálovou přiměřenost vypracovanou BIS³ (BIS, 1996).

Pro kreditní riziko byla zachována dřívější filosofie poměru způsobilého kapitálu k rizikově váženým aktivům. Banky jsou však povinny při výpočtu kapitálové přiměřenosti zohlednit i riziko tržní, tzn. riziko plynoucí z nepříznivých pohybů tržních cen. Pro kvantifikaci kapitálového požadavku (KP) nutného pro pokrytí tržního rizika byl navržen standardizovaný model podobající se modelu pro riziko kreditní.

Zároveň však mohou banky přejít na vlastní interní modely kvantifikující tržní riziko. Tyto modely mohou brát v potaz korelace jak uvnitř, tak i mezi třídami jednotlivých rizikových faktorů (úrokové míry, směnné kurzy, ceny komodit a akcií). Akceptování interních modelů pro výpočet KP by mělo zvýšit podněty pro diverzifikaci portfolia a aktivní investování bank do řízení rizika. To bylo hlavním záměrem BIS při inovaci tzv. *Cooke standard* pro kreditní riziko (BIS, 1988)⁴.

Banka by tak spojila modely pro řízení portfolia a jeho rizika s modely pro určení kapitálu nutného pro překlenutí nepříznivých tržních podmínek či bankrotu firmy, která je dlužníkem banky. Konečným důsledkem by mohlo být snížení požadovaných výnosů věřiteli banky, kteří by měli lepší přehled o reálné rizikovosti jejich investic, a tím i ke zvýšení efektivní alokace aktiv.

V červnu roku 1999 bylo vydáno opatření České Národní Banky (ČNB, 1999) o kapitálové přiměřenosti bank pro úvěrové a tržní riziko, které nabylo účinnosti dnem prvního dubna 2000. Toto opatření je vyjádřením snahy České Republiky v přibližování se k zákonům a normám Evropské Unie. Pro české banky tak nastávají dvě zásadní otázky. První otázka je obecná a týká se kvantifikace skutečného tržního rizika na trzích relevantních pro jejich portfolia. Druhá otázka se týká volby přístupu jakým bude banka počítat kapitálový požadavek, zda standardním přístupem či nějakým interním modelem. Odpovědi na tyto otázky jsou základem pro následné investiční rozhodování a pro akcionáře banky, protože ovlivňují poměr výnos na riziko, který je základním parametrem pro hodnocení efektivnosti investic⁵.

¹ Tato práce je zkrácenou verzí diplomové práce (Hojdar, 2000) psané v první polovině roku 1999. Autor by chtěl poděkovat Ottovi Huňtákově z Commerzbank Capital Markets Eastern Europe (CCMEE) za cenné připomínky a dále samotné CCMEE za podporu při stažení dat. Všechny chyby jsou mé vlastní.

² Adresa pro dotazy a připomínky: dan_hojdar@hotmail.com

³ Bank for International Settlement (BIS) byla založena v roce 1930 s centrálou v Basileji. Mezi její hlavní úkoly patří podpora kooperace mezi centrálními bankami a asistence při mezinárodních platbách. BIS dále vydává doporučení bankám a regulačním institucím ohledně rizikového managementu a kapitálové přiměřenosti.

⁴ Zajímavý článek o postupném přesunu důrazu BIS z komparability bankovních reportů na jejich přesnost např. v Rowe (2000).

⁵ Podrobněji standardní teorie portfolia (Markowitz, 1952, 1959), (Sharpe, 1964), (Alexander, Sharpe, 1994), (Engle, 1995a) aj.

Tato práce se postupně dotkne obou výše zmíněných otázek, a to pouze s ohledem na rizikový faktor směnného kurzu. Protože je problematika tržního rizika v ČR poměrně nová, bude první kapitola věnována běžným metodám pro jeho měření – *Value at Risk* (VaR). V druhé kapitole bude krátce popsána standardizovaná metoda BIS (a ČNB) pro výpočet KP u rizikového faktoru směnného kurzu. Dále zde budou uvedeny kvantitativní požadavky, které BIS (a ČNB) vyžaduje při používání interních modelů.

Hlavním cílem této práce (kapitola 3) je charakterizovat časové řady směnných kurzů střední Evropy a z toho plynoucí důsledky pro měření tržního rizika. Práce se pokusí odhadnout jaký přístup pro odhad VaR by byl v případě portfolia závislého pouze na rizikovém faktoru směnného kurzu nejlepší použít. Pokusí se také nastínit, zda je pro banku výhodnější počítat KP pomocí interního modelu nebo standardizované metody. Zároveň srovná rozdílnou metodiku pro výpočet KP mezi BIS (1996) a ČNB (1999) a poukáže na plynoucí důsledky pro kompetitivnost českých bank s bankami z Evropské Unie.

1. Tržní riziko a Value at Risk

Tržním rizikem se rozumí riziko plynoucí z nepříznivých pohybů tržních cen. V průběhu posledních dvaceti let se vyvinulo několik základních přístupů k měření a předpovídání tržního rizika. Nejvíce se prosadila metoda nazývaná *Value-at-Risk* (VaR).

*VaR je taková očekávaná ztráta, která nebude v určitém časovém intervalu za normálních tržních podmínek přesažena vícekrát než kolik odpovídá intervalu spolehlivosti na kterém je VaR počítán*⁶.

Vyjádření tržního rizika ve formě VaR tedy ukazuje, s jakou pravděpodobností bude přesažena jistá úroveň ztráty⁷. Pokud je VaR na jeden den počítán na intervalu spolehlivosti 95% a jeho hodnota je 100,000Kč, potom v 95 případech ze 100 by ztráta následujícího dne neměla přesáhnout 100,000Kč. Přibližně to tedy znamená, že v případě neměnicích se tržních podmínek a statického portfolia bude ztráta VaR (nebo větší) dosaženo jednou za dvacet obchodních dní.

Zítřejší hodnota portfolia P_{zitra} je náhodná proměnná závislejší na množině n rizikových faktorů. Těmito rizikovými faktory mohou být například různé úrokové míry, směnné kurzy, ceny akcií, ceny komodit atd.

Zisk nebo ztráta portfolia ΔP je hodnota portfolia zítra minus hodnota portfolia dnes. Při spojitě distribuční funkci ΔP tak můžeme VaR na 95% intervalu spolehlivosti vyjádřit jako integrál funkce pravděpodobnostního rozdělení ΔP :

$$[1.1] \quad 95\% = \int_{-VaR}^{+\infty} p d\Delta P$$

kde p je pravděpodobnostní rozdělení ΔP , tzn. hustota pravděpodobnosti (Holton, 1998).

V praxi se postupuje při odhadu VaR následovně:

1. Nejprve se odhadne n -rozměrné pravděpodobnostní rozdělení změn n rizikových faktorů. Tento odhad může být založen například na empirické distribuční funkci rizikových faktorů poskytnuté historickými daty (viz. podkapitola 1.2: historická simulace). Druhou možností pro odhad pravděpodobnostního rozdělení je kvalifikované posouzení, jak se jednotlivé rizikové faktory chovají. Nejčastěji předpokládaným rozdělením

⁶ Obvykle je používáno časové období jednoho dne a interval spolehlivosti v rozmezí od 95% (např. v RiskMetrics™ od J.P.Morgan) do 99% (např. BIS).

rizikových faktorů je rozdělení (multi)normální. Parametry rozdělení jako variance a korelace se obvykle odhadnou z historických řad rizikových faktorů⁸.

2. Za druhé odhadneme pravděpodobnostní rozdělení ΔP , tj. změny hodnoty portfolia do následujícího dne. K tomuto rozdělení dospějeme na základě znalosti pravděpodobnostního rozdělení rizikových faktorů (bod 1) a oceňovacích funkcí vyjadřujících závislost cen instrumentů v portfoliu na těchto rizikových faktorech.
3. Nakonec řešíme rovnici [1.1] pro neznámou VaR.

V rizikovém managementu se vyvinulo několik přístupů k počítání VaR. Pozastavíme se krátce u charakteristiky dvou, které budeme v následující části používat. Prvním přístupem je parametrická delta-normální metoda⁹. Druhým přístupem je historická simulace.

1.1 Delta-normální metoda s kovarianční maticí

Nejjednodušší a výpočetně nejrychlejší z parametrických přístupů je delta-normální metoda (dále DN metoda).

Základním předpokladem DN metody je, že:

- i) rozdělení změn rizikových faktorů (RF) je (multi)normálně rozloženo a
- ii) v portfoliu se vyskytují pouze instrumenty jejichž cena je (přes oceňovací modely) lineárně závislá na změnách RF.

Popíšeme zde výpočet VaR pomocí DN metody pro portfolio měn. Zde je RF samotný směnný kurz. Změna RF je výnos směnného kurzu. Při intervalu spolehlivosti $(1-p)$ spočteme VaR jednotlivé měny i jako kritickou hodnotu (q_p) násobenou cenou měny a předpovědí směrodatné odchylky výnosu. Matematicky zapsáno tedy máme:

$$[1.2] \quad VaR_t^i = |q_p| * P_t * \sigma_t^i \quad 0 < p < 1$$

kde σ_t^i je předpověď směrodatné odchylky spojitého výnosu na příští období vypočtená s informacemi, které byly k dispozici v čase t^{10} a q_p je kritická hodnota oddělující $100 * p$ -procentní kvantil standardizovaného normálního rozdělení $N(0,1)$ příslušný požadovanému intervalu spolehlivosti $(1-p)$, viz. definice [1.3]. Například pro interval spolehlivosti $(1-p) = 95\%$ je $q_p \cong -1.645$.

$$[1.3] \quad P(Z \leq q_p) = F(q_p) = \int_{-\infty}^{q_p} f(z) dz = p$$

kde Z je standardizovaná náhodná veličina.

VaR je tedy kvantilem pravděpodobnostního rozdělení změny ceny měny, což je analogie rovnice [1.1].

⁷ VaR se bere jako kladné číslo, i když vyjadřuje pravděpodobnost ztráty, tj. záporné hodnoty změny portfolia.

⁸ U odhadování variance mohou být také použita data obsažená v cenách opcí, tzv. *implied volatilities*.

⁹ Delta-normální přístup se někdy též označuje jako *variance-covariance* přístup pro zdůraznění explicitního vlivu kovarianční matice při odvozování modelu. Dáváme přednost označení delta-normální pro zdůraznění, že metoda je přesná pouze v prvním přiblížení (delta = první derivace ceny instrumentu podle rizikového faktoru) a za dodržení předpokladu normality rozdělení změn rizikových faktorů.

¹⁰ K předpovědím volatilit se vrátíme v podkapitole 1.1.1.

VaR portfolia složeného ze 4 měn dostaneme jednoduše jako součet VaR každé měny upravený o diverzifikační vlivy. V případě, že jsou mezi všemi měnami dokonalé korelace (+1), potom jsou diverzifikační vlivy nulové. VaR pro portfolio tak musí být vždy roven nebo menší sumě VaRⁱ. Maticově máme dva alternativní zápisy pro výpočet VaR portfolia. Za prvé:

$$[1.4] \quad VaR_t^p = \sqrt{VaR_t^{iT} R_t VaR_t^i}$$

kde VaR^i je definován jako [1.2], T značí transpozici vektoru a R_t je předpověď korelační matice výnosů:

$$[1.5] \quad R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{1,2} & \rho_{1,3} & \rho_{1,4} \\ \rho_{2,1} & 1 & \rho_{2,3} & \rho_{2,4} \\ \rho_{3,1} & \rho_{3,2} & 1 & \rho_{3,4} \\ \rho_{4,1} & \rho_{4,2} & \rho_{4,3} & 1 \end{bmatrix}_t.$$

Druhý (ekvivalentní) zápis pro výpočet VaR je rovnice [1.6]:

$$[1.6] \quad VaR_t^p = |q_p| \sqrt{P_t^{iT} S_t R_t S_t P_t^i}$$

kde S_t je čtvercová matice s předpověďmi směrodatných odchylek na diagonále a nulami jinde¹¹.

Problémem DN metody je zejména její předpoklad normality rozdělení změn RF. Jak uvidíme dále, rozdělení změn RF mají obvykle silné chvosty (tzv. *leptokurtosis*) a absolutní hodnota $|q_p|$ je tak podhodnocena. To následně podhodnocuje VaR v [1.2] a [1.6]. Například leptokurtická rozdělení mají pro 95% interval spolehlivosti kritickou hodnotu vyšší než 1.645σ a VaR číslo by tedy mělo být násobeno vyšším faktorem (vyšší kritickou hodnotou $|q_p|$).

Druhým problémem je, že DN metoda předpokládá pouze lineární instrumenty, tzn. instrumenty u kterých se druhé a vyšší derivace podle změn RF rovnají nule. Pokud jsou však v portfoliu hojně obsaženy deriváty (opce, warranty atd.), nabývají vyšší derivace na významu. Předpoklad mnohorozměrně normálně rozložených změn rizikových faktorů pak již není postačující k zajištění normálního rozložení změny hodnoty portfolia ΔP . Z tohoto důvodu se také někdy DN metodě říká *partial valuation method*, kde slovo *partial* (částečná) značí ohodnocování instrumentů pouze přes první derivace podle RF¹².

1.1.1 Odhad kovarianční matice

Kovarianční matice změn RF je základním vstupem při výpočtu VaR delta-normální metodou. V této podkapitole si ukážeme, jak bude kovarianční matice odhadována v následující části této práce.

Termín volatilita budeme v následujícím textu používat výhradně pro směrodatnou odchylku mezidenní změny RF. Definujme její odhad jako:

$$[1.7] \quad \sigma_t = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{i=t-T+1}^t r_i^2 - \frac{T}{T-1} * r_t^{-2}}$$

¹¹ $S_t R_t S_t = \Sigma_t$ je kovarianční matice.

¹² Pro zahrnutí vyšších derivací se používá tzv. *delta-gamma* aproximace. Její používání pro portfolia s více instrumenty však není praktické, protože počet parametrů, které musíme odhadnout geometricky roste (Jorion, 1997).

kde

$$[1.8] \quad r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad \text{a } P_t \text{ je cena, tzn. směnný kurz. RF je zde tedy logaritmus směnného kurzu.}$$

Časové řady r_t^2 vykazují obvykle statisticky významnou autokorelaci, například (J.P.Morgan, 1996), (Jorion, 1997). Pokud použijeme dnešní směrodatnou odchylku podle [1.7] jako nejlepší nestranný odhad pro zítřejší volatilitu, potom se dopouštíme chyby nedoceněním významu informace o dnešní úrovni volatilitu. Jednou z možností jak odhad zlepšit je změnit vážení rozptýlů časové řady z aritmetického na exponenciální:

$$[1.9] \quad \sigma_t^2 = \left(\sum_{k=1}^N \lambda^{k-1}\right)^{-1} * \sum_{k=1}^N \lambda^{k-1} * (r_{t-k+1} - \bar{r}_t)^2 \quad \text{kde } 0 < \lambda < 1.$$

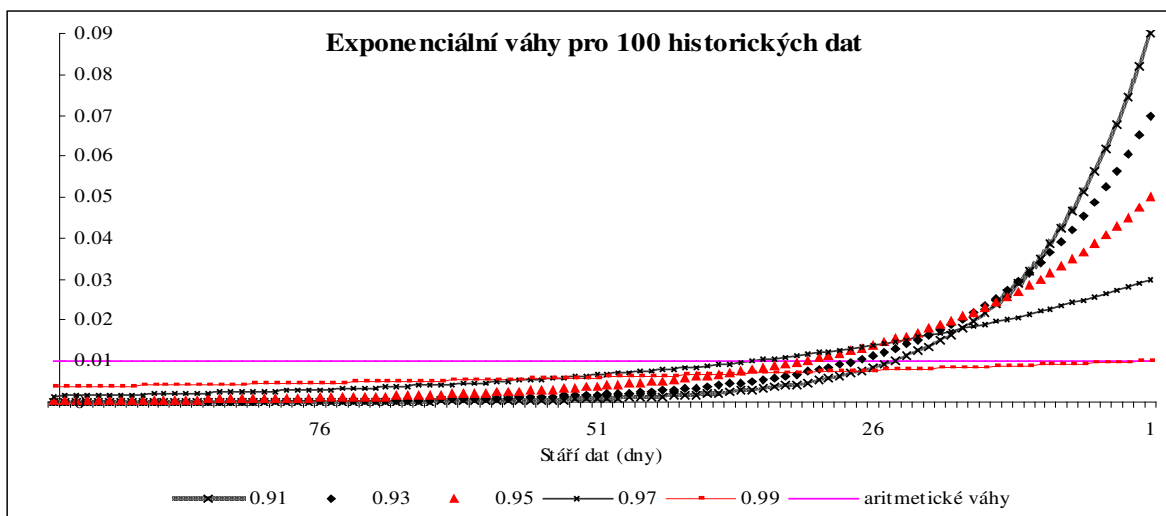
Když $N \rightarrow \infty$ potom platí, že:

$$[1.10] \quad \left(\sum_{k=1}^N \lambda^{k-1}\right)^{-1} \cong (1 - \lambda)$$

Suma z rovnice [1.10] normuje součet vah v rovnici [1.9] na jedna. Stejný postup jako [1.9] můžeme zvolit u odhadování kovariancí (podrobněji J.P.Morgan, 1996).

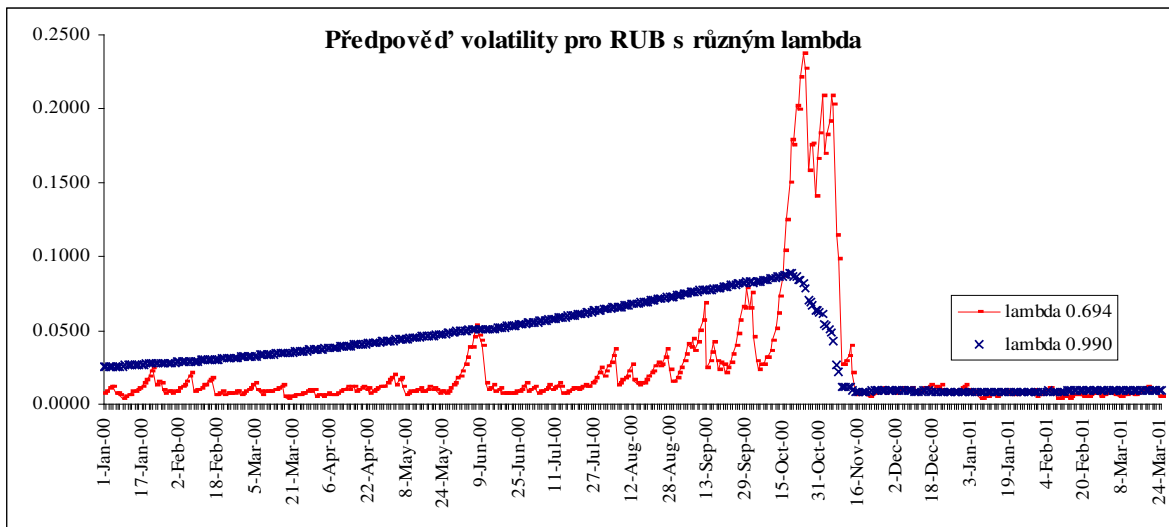
Parametr λ (lambda) se nazývá *decay* faktor. S lambda blížícím se k jedné se exponenciální vážení linearizuje. Naopak, faktor výrazně menší než jedna dává velkou váhu nejnovějším datům oproti datům starším (viz. obrázek 1). Protože exponenciální vážení bere pro výpočet odhadu volatilitu (efektivně) méně dat, bývá časová posloupnost odhadů volatilitu více volatilní (viz. obrázek 2). Z toho plyne i následně větší volatilita VaR.

Obrázek 1: Závislost vah historických dat na velikosti lambda



Zdroj: Vlastní výpočty.

Obrázek 2: Závislost předpovědi volatility na lambda



Zdroj: Vlastní výpočty.

Při jednodenním odhadu volatility nebudeme brát v úvahu odchylky dat od průměru, ale od nuly. Důvodem je značné zjednodušení výpočtů. Jorion (1995) poukazuje na fakt, že druhý sčítanec v rovnici [1.7] je k prvnímu u většiny finančních dat v poměru 700 ku jedné a jeho zanedbání by tak nemělo způsobit značné vychýlení odhadu. Navíc při nejistotě a nepřesnosti odhadování průměru může být přesnější nastavit průměr na hodnotu konzistentní s finanční teorií (J.P.Morgan, 1996), (Figlewski, 1994)¹³.

Výhodou exponenciálního vážení je možnost jeho zápisu v rekurzivní formě. Pokud například chceme vyjádřit varianci následujícího období za použití informací do času t , potom pouze lineárně zkombinujeme minulou předpověď variance pro čas t a novou realizaci (inovaci) výnosu na druhou. Formálně prezentuje tuto myšlenku [1.11]:

$$\begin{aligned}
 [1.11] \quad \sigma_t^2 &= (1-\lambda) * \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k * r_{t-k}^2 = (1-\lambda) * (r_t^2 + \lambda * r_{t-1}^2 + \dots) \\
 &= (1-\lambda) * r_t^2 + \lambda * (1-\lambda) * (r_{t-1}^2 + \lambda * r_{t-2}^2 + \dots) = \lambda * \sigma_t^2 + (1-\lambda) * r_t^2
 \end{aligned}$$

Tato forma zápisu [1.11] známá jako exponenciálně vážený klouzavý průměr (EWMA) bude používána pro odhadování jednodenních volatilit v této práci. Zápis [1.11] odpovídá náhodnému procesu GARCH_{1,1}:

$$[1.12] \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad \varepsilon_t \approx i.i.d., N(0,1)$$

s parametry $\alpha_0 = 0$, $\alpha_1 = 1 - \lambda$ a $\beta_1 = \lambda$. Tento náhodný proces pro varianci, který byl poprvé navržen v Bollerslev (1986) je pro tyto parametry nestacionární. Později byly aplikovány nové stacionární modely, například model IGARCH_{1,1}. Pro svou jednoduchost se v současné době v praxi používá EWMA [1.11]. Teorie ohledně GARCH modelu a jeho variant je k nalezení například v Engle (1995).

¹³ S prodlužováním období na které děláme předpověď klesá i platnost tohoto předpokladu. Pro dlouhé období začíná průměr postupně nabývat na významu vzhledem k volatilitě. Důvodem je, že průměr roste v čase rychlostí t , směrodatná odchylka pouze rychlostí \sqrt{t} .

1.1.1.1 Odhad parametru λ pro EWMA

Pro exponenciální vážení dat je nutno předem stanovit parametr λ (*decay* faktor). Pro výběr parametru λ pro jednotlivé série bude v této práci použita metodologie navržená v J.P.Morgan (1996). Lambda bude vybrána maximalizací přesnosti předpovědi variance^{14,15}.

Definujme chybu v předpovědi variance jako:

$$[1.13] \quad \varepsilon_t = r_{t+1}^2 - \sigma_t^2$$

Potom, pokud chceme aby byly velké odchylky penalizovány více¹⁶, definujeme kritérium $RMSE_v$ (*root-mean-square-error of predicted variance*) a minimalizujeme jej přes parametr λ :

$$[1.14] \quad \tau_i = \min_{\lambda \in (0;1)} (RMSE_v(\lambda)) = \min_{\lambda \in (0;1)} \sqrt{\frac{1}{T} * \sum_{t=1}^N (\varepsilon_t(\lambda))^2}$$

kde $i=1$ až počet analyzovaných časových řad (= počet instrumentů v portfoliu).

K získání konzistentní kovarianční matice je třeba odhadnout univerzální lambda ($\tilde{\lambda}$), které budeme používat pro exponenciální vážení všech rizikových faktorů (směnných kurzů).

Nechť Π je suma minimálních $RMSE_v$ příslušejícím jednotlivým optimálním odhadům lambda pro jednotlivé série ($\hat{\lambda}_i$):

$$[1.15] \quad \Pi = \sum_{i=1}^N \tau_i$$

Definujme relativní minimální chybu θ_i a váhy ϕ_i :

$$[1.16] \quad \theta_i = \tau_i / \sum_{i=1}^N \tau_i$$

$$[1.17] \quad \phi_i = \theta_i^{-1} / \sum_{i=1}^N \theta_i^{-1}$$

$$\text{kde } \sum_{i=1}^N \phi_i = 1$$

Univerzální lambda $\tilde{\lambda}$ podle J.P.Morgan (1996) je pak definováno jako:

$$[1.18] \quad \tilde{\lambda} = \sum_{i=1}^N \phi_i * \hat{\lambda}_i = \Phi^T \Lambda$$

V praxi to znamená, že čím je odhad $\hat{\lambda}_i$ pro danou sérii přesnější, tím více je zahrnut do $\tilde{\lambda}$. Implicitním předpokladem ve výrazu [1.18] je, že $\hat{\lambda}_i$ (a tedy GARCH modely) jsou pro všechny série stejné. To je však velmi nepravděpodobné, protože výnosy různých finančních řad mají různá pravděpodobnostní rozdělení v

¹⁴ Přesnost předpovědi kovariancí tedy stejně jako J.P.Morgan (1996) hodnotit nebudeme. Pro každou sérii finančních dat by bylo třeba odhadnout parametry λ pro varianci a kovariance. Celkově by tak bylo třeba odhadnout $N*(N+1)/2$ lambda. Vybrání N lambda pro N sérií dat je tak značným zjednodušením tohoto problému. Celkový počet odhadovaných parametrů se tak sníží o $N*(N-1)/2$.

¹⁵ Protože nemáme dostatek dat pro odhadnutí lambda *ex ante*, odhadujeme jej *ex post*. VaR odhad podle DN metody potom používá informaci, kterou jsme v čase odhadu nemohli mít. Pokud by bylo lambda stabilní v čase, potom toto praktické zjednodušení nepředstavuje žádný statistický problém. To je také náš dodatečný předpoklad.

závislosti na *parametrech* daného trhu. Definice [1.18] má potom závažný nedostatek. Představme si instrument, který má velice přesnou předpověď $\hat{\lambda}_i$ pro vlastní časovou řadu. Potom bude mít toto lambda vysoké váhy pro výpočet lambda portfolia. Pokud však tento finanční instrument nemáme v portfoliu, měli bychom jeho $\hat{\lambda}_i$ z výpočtu $\tilde{\lambda}$ vynechat.

Abychom se vyhnuli tomuto problému, definujeme nové váhy ω_i :

$$[1.19] \quad \omega_i = |P_i| * \phi_i / \text{abs}(P^T) \Phi$$

$$\text{kde } \sum_{i=1}^N \omega_i = 1$$

$|P_i|$ je absolutní hodnota pozice ve finančním instrumentu i a $\text{abs}(P^T)$ je transponovaný vektor těchto absolutních hodnot.

Nové univerzální $\tilde{\lambda}^*$ závislé na struktuře portfolia pak definujeme jako:

$$[1.20] \quad \tilde{\lambda}^* = \sum_{i=1}^N \omega_i * \hat{\lambda}_i = \Omega^T \Lambda$$

Tento výpočet nezatežuje rizikového manažera žádnými dodatečnými výpočty. Pouze se zvýší počet násobení matic při výpočtu VaR, což v dnešní době výkonných počítačů není žádný problém:

$$[1.21] \quad VaR = |q_p| \sqrt{X^T (\Psi * Y)^T (\Psi * Y) X}$$

$$\Psi = \left(\sum_{l=0}^{k-1} (\Omega^T \Lambda)^l \right)^{\frac{1}{2}} * \begin{bmatrix} \sqrt{(\Omega^T \Lambda)^0} & \sqrt{(\Omega^T \Lambda)^0} & \dots & \sqrt{(\Omega^T \Lambda)^0} \\ \sqrt{(\Omega^T \Lambda)^1} & \sqrt{(\Omega^T \Lambda)^1} & \dots & \sqrt{(\Omega^T \Lambda)^1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sqrt{(\Omega^T \Lambda)^{k-1}} & \sqrt{(\Omega^T \Lambda)^{k-1}} & \dots & \sqrt{(\Omega^T \Lambda)^{k-1}} \end{bmatrix}$$

k ...počet historických dat pro výpočet volatility

Ψ ...matice váh o k -řádcích a počtu sloupcích rovných počtu instrumentů v portfoliu

*...značí součin po prvcích

Y ...matice historických spojitých výnosů o k -řádcích a počtu sloupcích rovných počtu instrumentů v portfoliu

P ...vektor hodnot pozic v jednotlivých instrumentech o počtu řádcích rovných počtu instrumentů v portfoliu

q_p ...kritická hodnota pro daný interval spolehlivosti $(1-p)$ (např. -1.645 pro $p = 5\%$).

1.2 Historická simulace

Podívejme se nyní na zástupce druhé skupiny modelů nazývaných *full valuation methods*. Podstata historické simulace (dále HS) spočívá v aplikaci historických rozdělení změn RF na změnu hodnoty současného portfolia. Změny RF tedy bereme z historie a pomocí oceňovacích modelů zjišťujeme jaký vliv by tyto historické změny měly na hodnotu současného portfolia. Požadovaný kvantil rozdělení změn hodnoty portfolia je pak odhadem VaR. V následujících výpočtech bude VaR u historické simulace počítán jako:

¹⁶ Logika za penalizací velkých odchylek více (čtvercem vzdálenosti) může být například následující. Pokud varianci značně nadhodnocujeme, potom vychází VaR vyšší než ve skutečnosti je. Výpočty regulačního požadavku jsou tak vyšší než za použití správného modelu. To implikuje, že by banka mohla být teoreticky více vystavena pákovému efektu a kapitál by mohl být více využíván. Pokud naopak varianci výrazně podhodnocujeme, potom bude regulační požadavek násoben vyšším multiplikačním faktorem z důvodu špatných výsledků zpětného testování (viz.dále).

$$[1.22] \quad VaR_w = 0.5 * S_{[\alpha^*w]}(w) + 0.5 * S_{[\alpha^*w]+1}(w)$$

kde $w \in 100, 200, 300$.
 $[\alpha^*w] \in Z$

Proměnná w značí počet dat (pozorovací okno), které vstupují do historické simulace, a α je hladina významnosti pro VaR. $S(.)$ značí $[\alpha^*w]$ -tý nejmenší výnos portfolia z pozorovacího okna. Každý den vstupuje do okna historické simulace nový výnos a starý se vypouští.

Rozdělení výnosů portfolia jednoduše sleduje historické pravděpodobnostní rozdělení a zahrnuje tak jak silné chvosty (pokud se vyskytovaly v minulosti), tak vyšší řády citlivostí na podkladové aktivum u derivátů (pokud je máme zahrnuty v oceňovacím modelu). HS se snaží odhadnout časem nepodmíněné skutečné rozdělení výnosů. Protože se jedná o metodu neparametrickou, je pro výpočet VaR obvykle potřeba více dat než pro parametrickou DN metodu (>100 u HS *versus* > 20 u DN metody). S rostoucím počtem historických dat použitých pro HS roste i přesnost předpovědi VaR.

HS je navíc je metodou robustní, protože například při 95% intervalu spolehlivosti není dotčena ani při čtyřech špatných datech ze sta¹⁷. Naopak DN metoda je vychýlena již při jednom špatném pozorování, protože je založena na směrodatné odchylce počítané z celého souboru dat¹⁸.

Hlavní výhodou historické analýzy oproti DN metodě je, že rozdělení změn rizikových faktorů a/nebo rozdělení teoretických změn hodnoty portfolia nemusí být nutně normální. Instrumenty v portfoliu tak nemusí být lineárně závislé na změně RF. Obvykle se doporučuje používat pokud si nejsme jisti normalitou výnosů na trhu (*emerging markets*) a/nebo nemůžeme provozovat výpočetně náročnou Monte Carlo simulaci (Dupire, 1998) pro *full valuation*¹⁹. V praxi se navíc historickou simulací dosahuje obvykle dobrých výsledků, například (Hendricks, 1996), (Shimko, Humpreys a Pant, 1998).

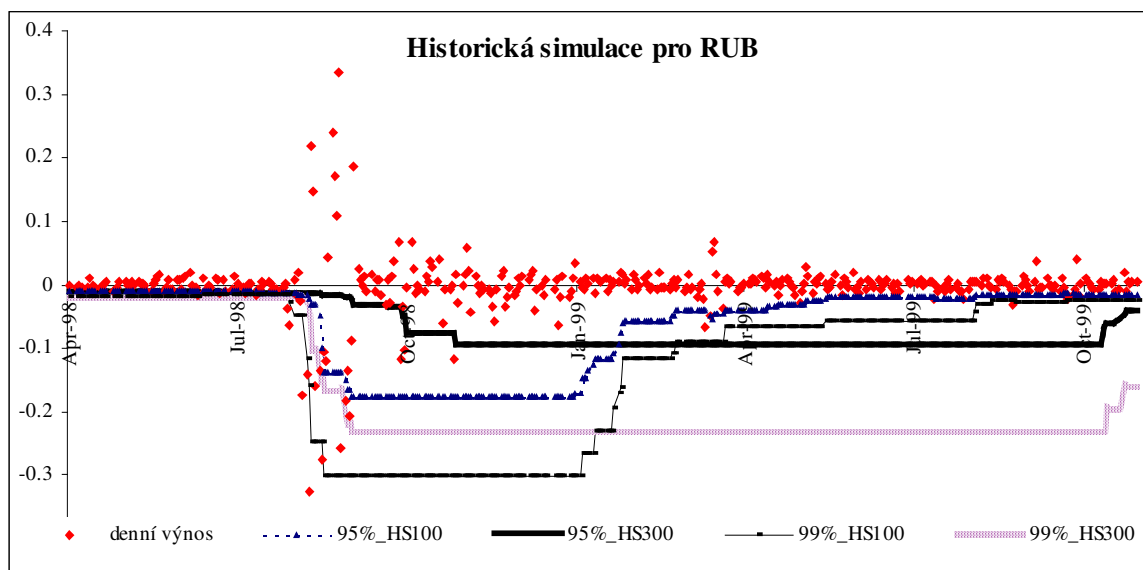
Historická simulace má řadu kritiků. Hlavní námitka směřuje proti adaptivním očekáváním. Je diskutabilní do jaké míry můžou historické informace pomoci v předpovědi budoucnosti. Zároveň HS používá lineární vážení minulých výnosů. VaR potom není citlivý na poslední vývoj trhu, což může být zvláště nepříjemné, když je volatilita autokorelována.

Při postupném posouvání pozorovacího okna dat také hrozí nebezpečí, že pokud je nejbližší změna RF extrémní, potom může její vypuštění značně ovlivnit odhad VaR. Takovéto skoky v odhadech nejsou tím, co dává managerovi informace o pravdivém stavu trhu a motivy k rozhodování o alokaci aktiv. Řešením skoků není ani prodloužení pozorovacího okna dat (viz. obrázek 3), protože potom můžeme začít brát do úvahy data, která jsou irelevantní současné situaci na trhu. Významným nedostatkem HS je také potřeba většího počtu dat, které jsou často nedostupná (zvláště na nově vznikajících trzích).

¹⁷ Pokud jsou *outliery* nespádajících do intervalu spolehlivosti pouze chybou ve sběru dat, potom je náš odhad VaR vychýlen směrem k přecenění rizika.

¹⁸ O předpokladu $\mu=0$ v podkapitole 1.1.1 výše.

Obrázek 3: Historická simulace pro RUB



Poznámka: Vidíme, že historická simulace je tím citlivější, čím méně dat bere v úvahu, a čím vyšší je interval spolehlivosti.

Zdroj: Vlastní výpočty.

1.3 Zpětné testování

VaR určuje s jakou pravděpodobností bude překročena jistá úroveň ztráty. Pokud je VaR počítán například na 97.5% intervalu spolehlivosti potom je očekáváno, že ztráta vyšší než VaR by měla nastat přibližně 6 až 7krát za rok (při 250 obchodních dnech). Srovnávání denních hypotetických zisků/ztrát portfolia (neměnicího se ze dne na den) s předpovědí VaR se nazývá *backtesting* neboli zpětné testování modelu. Zpětné testování modelu tak ukazuje, zda daný model adekvátně reflektuje riziko portfolia. Například pokud je VaR překročen 13krát za rok, potom zamítneme hypotézu o správnosti modelu i na 99% intervalu spolehlivosti. Jednostranná p -hodnota se počítá z kumulativního binomického rozdělení jako:

$$[1.23] \quad p = 1 - \sum_{s=0}^l \binom{n}{s} * \alpha^s * (1 - \alpha)^{n-s}$$

kde α je hladina významnosti (2.5%), n je počet předpovědí VaR (250) a l je počet překročení VaR (13), tj. počet denních ztrát v čase $(t+1)$, které překročily VaR spočtený v čase t . Graficky je zpětné testování ukázán na obrázku 3.

2. Kapitálová přiměřenost

Jak již bylo uvedeno výše, kapitálový požadavek (KP) se dovoluje počítat buď standardizovanou metodou nebo pomocí interních modelů. Před tím, než uvedeme kvantitativní požadavky a způsob výpočtu KP při použití interních modelů, ilustrujeme na jednoduchém příkladě standardizovanou metodu při rizikovém faktoru směnného kurzu²⁰.

¹⁹ V tomto smyslu je doporučována i regulí BIS.

²⁰ Z důvodu omezeného prostoru a zaměření této práce se nebudeme standardní metodou podrobněji zabývat. Zájemce odkazujeme na (Hojdar, 2000), (ČNB, 1999), (BIS, 1996). Kritika standardizované metody například v Hojdar (2000).

Příklad 1: Výpočet KP pro riziko směnného kurzu

Čisté pozice v jednotlivých měnách v základní měně (mio Kč)

EUR	GBP	CZK	USD	YEN	PLN
+12	+5	+30	+50	-1.5	-55.5
+97				-57	

V každé zahraniční měně se nejprve sečtou čisté expozice a převedou do základní měny (Kč). Dále se sečtou dlouhé a krátké čisté expozice v jednotlivých měnách. Větší z těchto součtů v absolutní hodnotě je násoben 8%.

V tomto případě je KP spočten jako $\max(|97|, |-57|) * 0.08 = \underline{7.76 \text{ mio Kč}}$.

Pokud se banky rozhodnou používat interní model k určení KP musí tento model splňovat podle BIS (1996) minimální kvantitativní kritéria²¹:

- 1) VaR by měl být počítán denně a to na 99% jednostranném intervalu spolehlivosti.
- 2) Minimální doba držení (likvidace) portfolia je 10 obchodních dní. Bankám je dovoleno počítat VaR pro kratší dobu držení, s nutností upravit výsledný VaR odmocninou času.
- 3) Volatility a korelace musí být založeny minimálně na jednom roku historických pozorování. V případě, že banka používá data vážená, musí být minimální efektivní doba pozorování jeden rok, tzn. že "vážený průměr časového zpoždění musí být minimálně 6 měsíců" (citují BIS, 1996). Regulátor zároveň může po bance požadovat počítání VaR založené na kratším historickém období pokud značně vzroste volatilita trhu. Časové řady musí být aktualizovány minimálně jednou za čtvrt roku.
- 4) Bankám se dovoluje používat korelace mezi jednotlivými třídami rizikových faktorů, pokud jsou tyto k dispozici²².
- 5) Banka musí na denní bázi splňovat KP, počítaný jako:

$$[2.1] \quad KP = \text{Max}(k / 60 \sum_{j=0}^{59} VaR_{t-j}, VaR_t)^{23}$$

kde k je je multiplikativní faktor nabývající hodnot mezi 3 až 4 v závislosti na výsledcích zpětného testování modelu (viz. tabulka 1). To slovy znamená, že KP se spočte jako vyšší číslo z:

- i) průměr VaR za posledních 60 obchodních dní násobený faktorem k
- ii) VaR předešlého dne.

²¹ Zhodnocení a kritika požadavků na interní modely například v Hojdar (2000) nebo v Barone (1998). Interní modely musí dále splňovat kritéria kvalitativní povahy (BIS, 1996), (ČNB, 1999).

²² Podle výzkumu provedeného Foreign Exchange Comitee (FEC), která je součástí Fed se denní VaR po započtení korelací mezi třídami faktorů sníží v průměru 1.12krát (FEC, 1995).

²³ Česká národní banka (ČNB, 1999, část 11, §59, písmeno i) požaduje počítání kapitálového požadavku podle vzorce:

$$[2.2] \quad KP = k * \text{Max}(1 / 60 \sum_{j=0}^{59} VaR_{t-j}, VaR_t)$$

Důvody odlišného výpočtu a implikacemi pro kapitálový požadavek se budeme zabývat v další části práce.

6) V případě, že specifické riziko není zahrnuto v interním modelu, je počítáno pomocí standardizované metody.

7) Interní modely musí zahrnovat i nelineární riziko finančních instrumentů, jako např. *gamma* a *vega* u opcí.

8) Banky jsou povinny zpětně testovat své interní modely²⁴, a to nejméně jednou za čtvrt roku. Zpětné testování modelu musí být založeno minimálně na posledních 250 výsledcích interního modelu. VaR, upravený na jednodenní pohyby cen a kurzů, se srovnává se

- a) skutečným ziskem/ztrátou následujícího dne a
- b) teoretickým ziskem/ztrátou následujícího dne v případě, že by se nezměnily pozice.

Důvodem pro počítání dvou různých ukazatelů je, že VaR je hodnota, kterou může portfolio ztratit během následujícího dne v případě, že se nebudou měnit pozice. V tomto případě je lepší ukazatel *b*). To ale znamená, že VaR může teoreticky podhodnocovat skutečnou potenciální ztrátu podhodnocováním rizika plynoucího z intra-denního obchodování. Z tohoto důvodu požaduje BIS po bankách zpětně testovat své modely i podle ukazatele *a*). Při počítání podle prvního případu *a*) je navíc přesnější počítat VaR kolem střední hodnoty denních výnosů (DEaR)²⁵, tzv. *non-position-taking income*, protože rozdělení výnosu portfolia není symetrické kolem nuly a VaR by tak měl tendenci riziko nadhodnocovat.

V případě 250 obchodních dní a 99% intervalu spolehlivosti je očekávaný počet vyjímek nespádající do intervalu (-VaR,+VaR) dvě a půl. Tabulka 1 ukazuje přímou úměrnost multiplikátoru *k* z [2.1] na počtu překročení VaR. Tento multiplikátor je banka nucena používat pro následující období po provedení zpětného testování.

Tabulka 1: Závislost multiplikátoru na překročení VaR při 250 pozorováních

Počet vyjímek	Multiplikátor <i>k</i>	Kumulativní pravděpodobnost (%)
4 a méně	3.00	89.22%
5	3.40	95.88%
6	3.50	98.63%
7	3.65	99.60%
8	3.75	99.89%
9	3.85	99.98%
10 a více	4.00	100.00%

Poznámka: Poslední sloupec značí kumulativní pravděpodobnost (z binomického rozdělení), že se vyskytne méně nebo rovný počet vyjímek ve sloupci jedna za předpokladu, že VaR model je správný. Jde tedy o $(1-p)$ hodnotu z rovnice [1.23]. Zvyšování multiplikativního faktoru nastává v případě, že počet vyjímek je vyšší (nebo stejný) než maximální počet vyjímek očekávaných na 95% intervalu spolehlivosti při použití správného modelu.

Zdroj: BIS, 1996a, vlastní výpočty.

²⁴ Pro zpětné testování vydala BIS zvláštní dokument (BIS, 1996a).

²⁵ Ohledně ukazatele *Daily-Earnings-at-Risk* (DEaR) podrobněji například J.P.Morgan (1999).

9) Banky jsou povinny provádět simulace extrémních scénářů (tzv. stresové testování) velmi nepravděpodobných pohybů trhu (více než 3 směrodatné odchyly změn rizikových faktorů). Obvykle se při stresovém scénáři položí všechny korelace plus/minus jedné (paralelní posun křivek a cen) a volatility se nastaví na vysokou hodnotu odvozenou z historických extrémních pohybů trhu.

3. Analýza směnných kurzů a interních modelů

Následující empirická část je rozdělena postupně na:

- i) analýzu jednotlivých časových řad výnosů směnných kurzů (podkapitola 3.1) a
- ii) analýzu portfolií složených z těchto analyzovaných měn (podkapitola 3.2).

3.1 Základní statistické znaky časových řad směnných kurzů střední a východní Evropy

Na analýzu časových řad spojitých denních výnosů směnných kurzů použijeme denní data z období 3. února 1997 až 8. listopadu 1999, to jest celkem 700 historických dat. Všechny výnosy a následné výpočty jsou v základní měně CZK. Testy provádíme *a priori* na 95% intervalu spolehlivosti.

Budeme sledovat tři středoevropské měny (HUF, PLN, SKK) a pět hlavních světových měn (USD, EUR²⁶, JPN, GBP, CHF). Jako zdroj používáme oficiální kurzy ČNB. Navíc se pokusíme analyzovat hlavní východoevropskou měnu – RUB²⁷. Následující tabulka ukazuje hlavní parametry výše zmíněných finančních řad společně s *p*-hodnotami pro testování nulových hypotéz.

Tabulka 2: Základní statistiky jednotlivých řad směnných kurzů

	USD	SKK	HUF	PLN	RUB	EUR	GBP	CHF	JPY	NORMAL
Šikmost	1.38	0.66	2.59	1.37	- 0.83	2.83	1.26	1.80	0.86	0.00
Špičatost	12.20	29.75	27.67	15.33	35.71	30.42	12.23	16.53	4.65	0.00
D'Agostino omnibus* <i>p</i> -hodnota	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	N.A.
Nepodmíněná výběrová směrodatná odchylna	0.01	0.01	0.01	0.01	0.04	0.01	0.01	0.01	0.01	N.A.
Průměr	3.37E-04	-2.74E-05	-1.86E-04	-1.91E-04	-1.85E-03	1.42E-04	3.41E-04	2.18E-04	5.41E-04	-
Oboustranná <i>p</i> -hodnota	29.82%	92.33%	45.50%	49.82%	18.24%	55.29%	27.46%	41.85%	19.13%	N.A.

* Definice této statistiky k nalezení v D'Agostino R.B., Belanger A., D'Agostino R.B. Jr. (1990). Nulová *p*-hodnota této statistiky říká, že zavrhneme hypotézu H_0 : "Analyzovaná data pocházejí z normálního rozdělení". Při výpočtu této statistiky se kombinují informace obsažené v šikmosti a špičatosti.

Zdroj: vlastní výpočty (STATISTICA a NCSS).

Podívejme se nejdříve, zda předpoklad nulového denního výnosu podporují i naše výsledky. Z tabulky 2 vidíme, že oboustranná *p*-hodnota pro nulovou hypotézu – denní výnos je nula – je vždy vyšší než 5%. Dokonce i při

²⁶ Pro kurz EUR do konce roku 1998 budeme jako reprezentativní měnu považovat DEM upravený konverzním faktorem 1.95583. Odůvodnění tohoto předpokladu například v J.P.Morgan (1998).

²⁷ Protože ČNB neposkytuje oficiální kurzy pro RUB, zvolili jsme jako zdroj uzavírací kurzy mezibankovního trhu na REUTERS. Data jsme tak museli posunout o jeden den, protože vývoj na trhu předchází vždy o jeden den oficiální kurz ČNB. Kotace ČNB jsou vždy pro následující den.

jednostranné p -hodnotě test na obvykle požadovaném 95% intervalu spolehlivosti projde. Předpoklad nulového denního výnosu je tak v souladu s pozorovanými daty.

Statistika *D'Agostino omnibus* (D'Agostino R.B., Belanger A., D'Agostino R.B. Jr., 1990) nám naznačuje, že žádná z analyzovaných časových řad směnných kurzů nepochází z normálního rozdělení. Pozitivní šikmosti u většiny dat indikují, že velké změny cen se vyskytují častěji v pravé části funkce hustoty. To znamená, že kvantil na levé straně pokrývá ve skutečnosti více ztrát než bychom očekávali při symetrickém rozdělení a indikuje obecně nadhodnocování VaR odhadu. Naopak, pozitivní špičatosti napovídají, že výnosy jsou obvykle více nahuštěné kolem střední hodnoty a ve chvostech rozdělení (*leptokurtosis*) a odhady VaR jsou obecně podhodnocené. Celkový efekt můžeme vysledovat ze statistik zpětného testování (viz. dále).

Následující tabulka 3 potvrzuje, že výnosy jsou nezávislé přes první momenty. Pouze RUB vykazuje statisticky významné autokorelace výnosů na 95% intervalu spolehlivosti. Důvodem by mohla být značná nevyvinutost trhu, například malá možnost prodeje na krátko a problém likvidity (viz. Willer D., 1998). Nové informace tak nejsou reflektovány v ceně RUB okamžitě, ale pouze postupně, což je právě možnou příčinou autokorelace. V hranatých závorkách jsou v tabulce odlišeny autokorelační koeficienty a oboustranné p -hodnoty, které jsou statisticky rozlišitelné na 5% hladině významnosti.

Odhad autokorelačního koeficientu ρ_k je definován jako:

$$[3.1] \quad \hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (r_t - \bar{r})(r_{t-k} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2} * \frac{T-1}{T-(k-1)}$$

kde k je počet zpoždění a \bar{r} je průměr výnosu (J.P.Morgan, 1996).

Poznamenejme ještě, že p -hodnota je za předpokladu normality a velkého vzorku pozorování spočtena ze směrodatné odchylky odhadu korelačního koeficientu definované asymptoticky jako:

$$[3.2] \quad SD = \frac{1}{\sqrt{T}} \quad (\text{Anděl, 1993}).$$

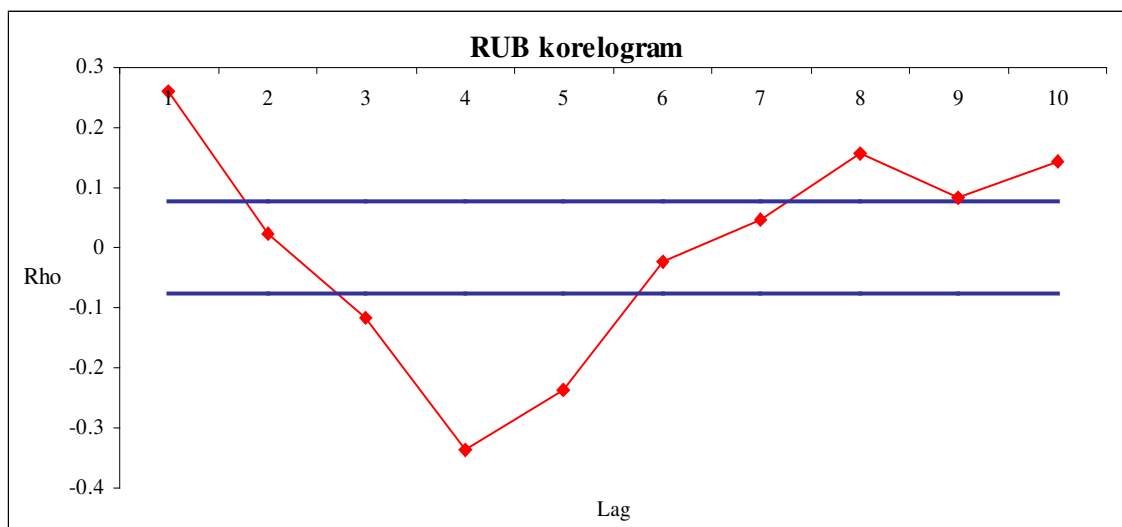
Tabulka 3: Autokorelační koeficienty

	USD	SKK	HUF	PLN	RUB	EUR	GBP	CHF	JPY
Lag k									
1	-0.018	[-0.111]	-0.028	-0.072	[0.261]	-0.042	-0.010	-0.033	[-0.084]
2	0.018	[0.093]	-0.043	0.003	0.022	-0.004	-0.012	0.005	0.031
3	0.004	-0.037	-0.019	-0.063	[-0.117]	-0.039	-0.027	-0.044	[-0.093]
4	0.050	0.012	0.054	0.020	[-0.335]	0.054	0.063	0.039	0.056
5	-0.033	0.035	0.013	-0.005	[-0.235]	-0.021	0.016	0.001	0.016
6	0.001	0.008	0.002	-0.005	-0.022	-0.003	0.005	0.019	0.015
7	-0.002	-0.036	-0.013	-0.016	0.046	0.022	-0.022	0.012	0.013
8	-0.008	-0.040	-0.033	-0.018	[0.157]	-0.044	-0.006	-0.037	0.028
9	-0.016	0.018	0.002	-0.001	[0.083]	0.027	0.013	0.025	0.000
10	0.035	-0.051	-0.009	0.028	[0.144]	-0.068	0.010	-0.068	-0.016
Lag k Oboustranná p -hodnota									
1	62.94%	[0.33%]	46.23%	5.71%	[0.00%]	26.84%	78.61%	38.59%	[2.60%]
2	64.22%	[1.35%]	25.87%	94.66%	56.05%	92.20%	74.63%	89.45%	41.15%
3	91.16%	32.56%	62.28%	9.43%	[0.20%]	29.64%	48.09%	23.99%	[1.35%]
4	18.22%	74.85%	15.02%	60.51%	[0.00%]	15.63%	9.67%	30.26%	13.62%
5	37.79%	35.60%	73.80%	90.39%	[0.00%]	57.21%	67.44%	97.02%	67.12%
6	96.90%	83.78%	96.03%	88.97%	56.05%	92.79%	89.20%	61.16%	69.43%
7	95.97%	33.59%	73.18%	67.82%	22.36%	55.45%	55.24%	74.35%	73.46%
8	82.53%	29.50%	38.07%	63.29%	[0.00%]	24.73%	87.80%	33.01%	45.26%
9	67.96%	62.90%	96.45%	98.93%	[2.81%]	46.73%	73.01%	50.35%	99.26%
10	35.57%	17.97%	81.51%	45.32%	[0.01%]	7.12%	79.31%	7.14%	67.83%

Poznámka: Použito $T=700$ dat.

Zdroj: Vlastní výpočty, STATISTICA.

Obrázek 4: Autokorelační koeficienty pro RUB



Poznámka: Vodorovné čáry ohraničují horní a dolní meze pro nezamítnutí hypotézy že výnosy nejsou autokorelované na 95% oboustranném intervalu spolehlivosti.

Zdroj: Vlastní výpočty (STATISTICA).

První dva řádky tabulky 4 ukazují výsledky odhadu lambda pro EWMA u jednotlivých časových řad. Metodologie odhadu λ (viz. podkapitola 1.1.1.1) u každé z analyzovaných časových řad je následující:

1. Pro dané λ spočítáme 450 odhadů podmíněné variance.
2. Poté spočteme 450 chyb v předpovědi variance podle [1.13] umocněných na druhou. Směrodatná odchylna chyby předpovědi variance je námi hledané $RMSE_v(\lambda)$ (viz. [1.14]).
4. To provedeme 396krát pro každé λ z intervalu $\langle 0.6, 0.995 \rangle$ s iterací 0.001. Za optimální λ vybereme to, které má nejmenší $RMSE_v$. Minimalizace je prováděna ve Visual Basic a v Excelu.

Tabulka 4: Lambda a CM pro jednotlivé řady směnných kurzů

	USD	SKK	HUF	PLN	RUB	EUR	GBP	CHF	JPY	Optimal	Data
Lambda	0.963	0.971	0.964	0.943	0.694	0.953	0.954	0.953	0.957	N.A.	450
$\tau_v = RMSE_v$	1.25E-04	1.97E-04	8.28E-05	1.16E-04	8.11E-03	7.64E-05	1.08E-04	9.40E-05	2.28E-04	0	450
Výnos/Sigma _t	1.05	1.07	1.08	1.07	1.30	1.12	1.05	1.08	1.06	1.00	400
CM(5%)	-2.141	[-2.567]	-2.161	[-2.289]	[-2.914]	-1.958	-2.177	-2.008	-2.141	-2.063	400
CM(5%)/Oček.	1.04	[1.24]	1.05	[1.11]	[1.41]	0.95	1.06	0.97	1.04	1.00	400
CM(1%)	-2.856	[-3.197]	-2.657	[-3.063]	[-3.596]	-2.881	-2.630	-2.602	[-3.341]	-2.665	400
CM(1%)/Oček.	1.07	[1.20]	1.00	[1.15]	[1.35]	1.08	0.99	0.98	[1.25]	1.00	400

Zdroj: Vlastní výpočty (Visual Basic a Excel97).

Správnost předpovědi směrodatné odchylny analyzujeme přes standardizovaný výnos. Pokud pro každé t odhadneme směrodatnou odchylnu podmíněného rozdělení přesně, potom výsledné standardizované výnosy budou rozděleny podle rozdělení $\Phi(0,1)$. Výsledky prezentuje třetí řádek tabulky 4 a ukazuje, že rozdělení má skutečně směrodatnou odchylnu velmi blízkou jedné. I odchylna u RUB indikující podhodnocování předpovědi volatility je malá²⁸.

Další testem zkoumající obecně adekvátnost VaR zejména pro regulační účely je tzv. *censored mean* (CM), někdy nazývaný *expected shortfall*. Pokud předpokládáme normální rozdělení, je podmíněná střední hodnota standardizovaného výnosu, za předpokladu, že je jistá hranice (VaR = kvantil q_p) překročena, definována jako:

$$[3.3] \quad CM(q_p) = \frac{1}{\Phi(q_p)} * \int_{-\infty}^{q_p} x\varphi(x)dx = -\frac{\varphi(q_p)}{\Phi(q_p)}$$

kde $\varphi(\cdot)$ je hustota a $\Phi(\cdot)$ je kumulativní distribuční funkce pro standardizované normální rozdělení. Pro 90% interval spolehlivosti je CM = -2.063 a pro 95% interval je CM = -2.338.

Poslední čtyři řádky tabulky 4 ukazují CM pro jednotlivé měny. Vidíme zde výraznou odlišnost měn z *emerging markets*. V hranatých závorkách jsou odlišeny podmíněné výnosy přesahující o více než 10% očekávaný CM. Kromě maďarského forintu vykazují tyto měny značně vyšší rizikovitost ve chvostech rozdělení a z regulačního hlediska jsou tak potenciálně více nebezpečné pro případnou nelikviditu nebo i nesolventnost banky.

²⁸ Například J.P.Morgan zjišťuje u MXN a ARS pro $\lambda=0.94$ směrodatnou odchylnu kolem tří (J.P.Morgan, 1996a). Je však nutné zdůraznit, že J.P.Morgan nepoužil v této studii pro mexickou a argentinskou měnu optimálního odhadu lambda pro jednotlivé časové řady.

2.3. Zpětné testování výsledků u jednotlivých časových řad směnných kurzů

Na závěr studie jednotlivých řad prezentujeme zpětné testování. Následující tabulka 5 ukazuje závislost výše multiplikátoru na počtu překročení VaR na jednostranném 99% intervalu spolehlivosti při 400 předpovědích²⁹. BIS rozlišuje výsledky zpětného testování modelů na tři zóny: zelená, žlutá a červená zóna.

Tabulka 5: Závislost multiplikátoru na překročení VaR při 400 pozorováních

Počet vyjímek	Multiplikátor k	Kumulativní pravděpodobnost (%)	Zóna
7 a méně	3.0	94.976%	Zelená [1]
8	3.4	97.923%	Žlutá [2]
9	3.5	99.219%	
10	3.65	99.731%	
11	3.75	99.915%	
12	3.85	99.975%	Červená [3]
13 a více	4	99.993%	

Zdroj: Vlastní výpočty a BIS (1996a).

V zelené zóně [1] se považuje použitý model za správný, ve žluté zóně [2] se považuje za pravděpodobně neadekvátní, což se odráží ve zvyšujícím se multiplikátoru k . V červené zóně [3] je model považován za špatný a regulátor může jeho další používání zakázat. Následující čtyři tabulky 6a-d ukazují jak se data chovají při modelování různými přístupy VaR na 99% intervalu spolehlivosti. Jde postupně o delta-normální metodu a historickou simulaci založenou na 100, 200 a 300 historických datech. V následujícím hodnocení jsou vynechány výsledky u RUB. Chování výnosu této měny není standardní a její zahrnutí do analýzy by značně vychýlilo výsledky. O jeho příspěvku k hodnocení metod pro výpočet VaR se zmíníme později.

Metodologie použitá při výpočtech v tabulkách 6a-d je následující:

1. VaR je počítán na intervalu spolehlivosti 99% pro jednodenní časový horizont.
2. Podmíněná variance pro DN metodu je odhadována EWMA s lambda z tabulky 4.
3. VaR u DN metody je počítán podle [1.2].
4. VaR u HS je počítán podle [1.22].
5. Jednostranná p -hodnotu je počítána podle [1.23].
6. Multiplikátor je nastavován *ex post* podle tabulky 5. Zároveň se předpokládá, že banka musí splňovat kapitálovou přiměřenost (upravenou multiplikátorem) po celé zkoumané období. Tato nekonzistence by neměla mít vliv na samotné hodnocení modelu. Z hlediska správnosti použitého modelu je irelevantní, zda banka bude platit kapitálový požadavek před, nebo po provedení analýzy o správnosti modelů, protože můžeme předpokládat nekonečný časový horizont a stále stejné fungování daného modelu v čase.
7. Kapitálový požadavek je počítán pro jednodenní časové období podle metodiky BIS [2.1] a ČNB [2.2]. Aby splňoval výše uvedené požadavky BIS a ČNB (bod 2 v podkapitole 2.1), musel by být dále násoben $\sqrt{10}$.

Tabulka 6a:

DN metoda	VaR	USD	SKK	HUF	PLN	RUB	EUR	GBP	CHF	JPY	Průměr*
Jednostr. p-hodnota	99%	21.41%	[0.78%]	5.02%	[0.78%]	[0.00%]	76.34%	10.96%	76.34%	56.75%	
Multiplikátor	<i>k</i>	3.00	3.50	3.00	3.50	4.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.13
ČNB (KP)	99%	5.99%	5.99%	4.54%	5.88%	31.55%	4.24%	5.67%	4.96%	8.26%	5.69%
BIS (KP)		5.60%	5.53%	4.21%	5.19%	23.28%	3.85%	5.26%	4.57%	7.65%	5.23%
Lambda		0.963	0.971	0.964	0.943	0.694	0.953	0.954	0.953	0.957	

Tabulka 6b:

HS 100 dní	VaR	USD	SKK	HUF	PLN	RUB	EUR	GBP	CHF	JPY	Průměr*
Jednostr. p-hodnota	99%	10.96%	10.96%	[2.08%]	[0.27%]	[2.08%]	10.96%	21.41%	21.41%	37.12%	
Multiplikátor	<i>k</i>	3	3	3.4	3.65	3.4	3	3	3	3	3.13
ČNB (KP)	99%	6.02%	7.94%	5.28%	7.07%	47.16%	4.23%	5.79%	5.08%	7.84%	6.16%
BIS (KP)		5.66%	7.09%	4.93%	6.39%	40.21%	3.97%	5.47%	4.85%	7.47%	5.73%

Tabulka 6c:

HS 200 dní	VaR	USD	SKK	HUF	PLN	RUB	EUR	GBP	CHF	JPY	Průměr*
Jednostr. P-hodnota	99%	10.96%	[2.08%]	5.02%	[0.78%]	[2.08%]	[2.08%]	5.02%	21.41%	37.12%	
Multiplikátor	<i>k</i>	3	3.4	3	3.5	3.4	3.4	3	3	3	3.16
ČNB (KP)	99%	6.42%	7.65%	4.83%	7.49%	59.91%	4.56%	5.88%	4.82%	7.32%	6.12%
BIS (KP)		6.25%	7.20%	4.61%	7.05%	53.76%	4.43%	5.75%	4.74%	7.17%	5.90%

Tabulka 6d:

HS 300 dní	VaR	USD	SKK	HUF	PLN	RUB	EUR	GBP	CHF	JPY	Průměr*
Jednostr. P-hodnota	99%	21.41%	5.02%	21.41%	37.12%	[0.78%]	21.41%	37.12%	37.12%	21.41%	
Multiplikátor	<i>k</i>	3	3	3	3	3.5	3	3	3	3	3.00
ČNB (KP)	99%	6.59%	5.61%	4.71%	6.39%	63.62%	4.17%	5.92%	4.95%	7.18%	5.69%
BIS (KP)		6.44%	5.43%	4.58%	6.16%	58.11%	4.12%	5.85%	4.93%	7.05%	5.57%

* Průměr je bez RUB.

Zdroj: Vlastní výpočty (Visual Basic a Excel97).

V hranatých závorkách je označena *p*-hodnota nižší než 5%. Ta následně v druhých řádcích tabulek 6a-d indikuje zvýšený multiplikátor *k* přiřazený podle tabulky 5 a definice [1.23].

Souhrn nejdůležitějších výsledků z tabulek 6a-d prezentuje tabulka 7.

Tabulka 7: Průměrné hodnoty bez RUB

	ČNB	BIS	ČNB více o	<i>k</i>
DN	5.69% ^{**}	5.23% [*]	8.80%	3.13 ^{**}
HS 100	6.16%	5.73%	7.50%	3.13
HS 200	6.12%	5.90%	3.73%	3.16
HS 300	5.69% [*]	5.57% ^{**}	2.15%	3.00 [*]

Poznámka: Hvězdičkou je zvýrazněn nejlepší průměrný výsledek a dvěma hvězdičkama druhý nejlepší průměrný výsledek.

Zdroj: Vlastní výpočty.

Pokud hodnotíme přesnost předpovědi volatility, která je reflektována přes zpětné testování v multiplikátoru pro kapitálový požadavek *k*, potom nám jako nejlepší vychází nesporně HS založená na 300 datech (HS 300). Druhá nejlepší je DN metoda. Nejhorší výsledky poskytuje HS založená na 200 datech (HS 200).

²⁹ Pokud je kumulativní pravděpodobnost vyšší než 95%, potom se začíná multiplikativní faktor zvyšovat nad tři. Při přesažení 99.99% je multiplikativní faktor maximální, tj. čtyři (BIS, 1996). Ve žluté zóně předpokládáme, že při každé další vyjímce se multiplikativní faktor zvyšuje o jednu úroveň.

Pokud hodnotíme jednotlivé metody podle toho jak jsou náročné na kapitálový požadavek, potom musíme rozlišovat podle metodiky výpočtu KP – zda podle BIS, či podle ČNB. Podle BIS metodiky [2.1] je nejlepší DN přístup následovaný HS 300. Podle metodiky ČNB [2.2] vychází výpočet KP historickou simulací 300 a delta-normální metodou prakticky stejně. Zároveň je zajímavé si povšimnout závislosti poměru KP mezi ČNB a BIS. Čím je předpověď volatilnější, tím je požadavek ČNB přísnější (tzn., že je požadován vyšší KP).

Kapitálový požadavek je u ČNB velice volatilní v čase (prosazuje se denní VaR ve vzorci [2.2]). U metodologie BIS se KP mění značně jen jednou za delší období (prosazuje se průměrný VaR ve vzorci [2.1]). Tento rozdíl má praktické dopady. Protože banka musí splňovat KP na denní bázi, metodologie ČNB znamená, že banka musí denně upravovat svůj kapitál adekvátní pro výpočet KP. To je v praxi nemožné. Navíc podstata kapitálu spočívá v jeho stabilitě a ne v jeho každodenním upravování. Z tohoto důvodu by banka musela držet vyšší než vypočtený KP. Kapitálové požadavky podle ČNB vypočtené v tabulce 6a-d by tedy byly v praxi ještě vyšší a ztráta konkurenceschopnosti by byla výraznější než při srovnání teoretických čísel spočtených dvěma různými metodologiemi. Konzultace tohoto rozdílu s ČNB ukázala, že rozdílná metodologie je zapříčiněna nesprávnou interpretací BIS požadavků. Tato práce se tedy zároveň snaží empiricky zdůvodnit, proč je nutná novelizace opatření ČNB před jeho implementací do praxe v průběhu roku 2000.

Připomeňme, že kapitálový požadavek pro tržní riziko směnných kurzů u standardního modelu musí být minimálně 8% pro dobu držení deseti dnů, tzn. při použití pravidla odmocniny času $8\%/\sqrt{10} = 2.53\%$ pro dobu držení jednoho dne. Kapitálové požadavky v tabulce 6a-d vypočtené pomocí interních modelů jsou mnohem vyšší než podle standardizované metody (2.53%). Důvodem je zejména, že zkoumáme pouze jednotlivé měny a nebereme tak v potaz diverzifikační efekty.

Pokud se podíváme na RUB, potom naopak DN metoda a HS 300 vykazují horší výsledky než HS 100 a HS 200. Důvodem je, že HS 300 nezačne během krize reagovat dostatečně rychle a několik koncentrovaných extrémních výnosů na počátku krize přesahujících VaR zapříčiní špatné výsledky zpětného testování. Navíc se VaR v období po krizi po dlouhou dobu pohybuje v nerealisticky vysokých mezích. U DN metody je špatný výsledek zapříčiněn nepřesně odhadnutým parametrem lambda. Odhad lambda je vychýlen k nižší hodnotě aby podmíněná předpověď volatilitu reagovala dostatečně rychle na extrémní pohyby kurzu při srpnové krizi v roce 1998. Pro zbytek zkoumaného období však tento odhad ($\lambda=0.694$) není optimální. Jde o jistou obdobu *leveraged points* u regresní analýzy a následné vychýlenosti regresorů. Lambda by tak bylo lepší odhadovat nějakou robustní metodou, tzn. například vynecháním extrémních výkyvů trhu³⁰.

3.2 Analýza portfolií složených ze zahraničních měn

Po analýze jednotlivých časových řad se pokusíme analyzovat rozdíly v přesnosti předpovědi VaR a ve výši KP při použití různých metod pro počítání VaR u 26 portfolií vystavených pouze riziku směnného kurzu. Portfolia byla vybrána *ex ante* s cílem nedopouštět se vybírání struktury portfolií podporující jednu ze zkoumaných metod (DN metodu nebo HS) . Zároveň jsme se pokoušeli u většiny portfolií zachovávat *ad hoc* logickou strukturu, tzn. nesestavovali jsem nerealistická a náhodná portfolia, a když ano, pak pouze pro demonstrační účely (katastrofické portfolio 20). Portfolia a jejich strukturu ukazuje následující tabulka 8.

³⁰ Pro zajímavost zde odcitujeme závěr ze studie o chování směnných kurzů a akcií provedenou J.P.Morgan (1996a). "...je pochybné, že by jakýkoliv model fungoval dobře během krizí, a proto je nejlepší nehodnotit model na základě výsledků v tomto období."

Tabulka 8: Struktura portfolií

<i>Popis</i>	<i>USD</i>	<i>SKK</i>	<i>HUF</i>	<i>PLN</i>	<i>RUB</i>	<i>EUR</i>	<i>GBP</i>	<i>CHF</i>	<i>JPY</i>
Portfolio 1 Východní blok		25.00%	25.00%	25.00%	25.00%				
Portfolio 2 Střední Evropa + USD	25.00%	25.00%	25.00%	25.00%					
Portfolio 3 Střední Evropa + EUR		25.00%	25.00%	25.00%		25.00%			
Portfolio 4 Všechno	11.11%	11.11%	11.11%	11.11%	11.11%	11.11%	11.11%	11.11%	11.11%
Portfolio 5 Střední Evropa		33.33%	33.33%	33.33%					
Portfolio 6 Západní blok	20.00%					20.00%	20.00%	20.00%	20.00%
Portfolio 7 Pacifik	50.00%								50.00%
Portfolio 8 DolarEuro	50.00%					50.00%			
Portfolio 9 Všechno – RUB	12.50%	12.50%	12.50%	12.50%		12.50%	12.50%	12.50%	12.50%
Portfolio 10 Západní Evropa						33.33%	33.33%	33.33%	
Portfolio 11 Slovensko+	120.00%	60.00%	-40.00%			-40.00%			
Portfolio 12 1.Střední Evropa -	100.00%	-100.00%	-100.00%	-100.00%		100.00%	100.00%	100.00%	
Portfolio 13 2.Střední Evropa -	125.00%	-50.00%	-50.00%	-50.00%		125.00%			
Portfolio 14 Euro -	100.00%	100.00%	-75.00%	-75.00%		-75.00%	100.00%	25.00%	
Portfolio 15 Polsko +	-75.00%	-75.00%	-50.00%	150.00%		150.00%			
Portfolio 16 Maďarsko +	-75.00%	-75.00%	165.00%	-75.00%	160.00%				
Portfolio 17 MIX 1	20.00%	30.00%	-50.00%	50.00%		50.00%	-50.00%	50.00%	
Portfolio 18 Západní Evropa -	50.00%	50.00%	50.00%	50.00%		-50.00%	-50.00%		
Portfolio 19 Spekulace	40.00%			20.00%	40.00%				
Portfolio 20 (Katastrofa)	-100.00%				200.00%				
Portfolio 21 MIX 2	-80.00%	120.00%	-80.00%	-80.00%	0.00%	120.00%	100.00%	-100.00%	100.00%
Portfolio 22 MIX 3	50.00%	-50.00%	50.00%	-50.00%	0.00%	50.00%	100.00%	-50.00%	0.00%
Portfolio 23 MIX 4	90.00%	60.00%	60.00%	60.00%	0.00%	90.00%	-100.00%	-100.00%	-60.00%
Portfolio 24 MIX 5	400.00%	-50.00%	-50.00%	-50.00%	0.00%	-50.00%	-50.00%	-50.00%	0.00%
Portfolio 25 MIX 6	70.00%	70.00%	70.00%	70.00%	0.00%	-200.00%	-200.00%	20.00%	200.00%
Portfolio 26 MIX 7	-50.00%	50.00%	-50.00%	50.00%	0.00%	-50.00%	100.00%	50.00%	0.00%

Pro jednoduchost u portfolia vždy předpokládáme, že jednotka směsi zahraničních měn je financována jednotkou CZK. Kapitálové přiměřenosti, které počítáme níže, jsou vyjádřeny v procentech z této jednotky a naznačují tak minimální podíl vlastního kapitálu³¹ při tvorbě daného portfolia. Každý den je MtM portfolia nula a struktura portfolia stejná. Každý den tedy investujeme znovu stejné portfolio (tzn., že minulé ztráty jsou plně realizovány). Ve všech výpočtech budeme vynechávat portfolio 20, které je zde prezentováno jenom pro demonstraci skutečnosti, že v krizových obdobích nefunguje uspokojivě žádný ze zkoumaných modelů pro odhad VaR.

Odlišnosti od metodologie použité pro jednotlivé časové řady (tabulka 6a-d) jsou následující:

1. VaR je počítán na intervalu spolehlivosti 99% pro jednodenní časový horizont. Všechny kapitálové požadavky jsou počítány pro desetidenní dobu držení portfolia s použitím násobku $\sqrt{10}$.
2. Podmíněná kovarianční matice pro DN metodu je odhadována EWMA s lambda podle [1.18]. Pro DN* metodu je použito lambda podle [1.20].
3. VaR u DN a DN* metody je počítán podle [1.6].

Appendix 1 shrnuje výsledky pro jednotlivá portfolia z tabulky 8 při použití 5 různých metod. Navíc zde ukazujeme KP podle standardizované metody³².

³¹ Vlastním kapitálem zde budu mít na mysli kapitál, který může být použit na splnění kapitálového požadavku pro tržní riziko, tzn. Tier 1, Tier 2 a Tier 3 až do více 250% Tier 1 použitého pro tržní riziko. Definice v BIS (1996).

Pokud jsou výsledky zpětného testování tak špatné, že multiplikátor vychází $k=4$, potom má regulační instituce právo zakázat používaný model. Portfolio 5, složené ze tří měn střední Evropy, z tohoto pohledu diskvalifikuje používání HS 100 ještě před podrobnější analýzou výsledků. Výkonost modelů můžeme znovu (jako u jednotlivých řad směnných kurzů) hodnotit podle přesnosti předpovědi a podle náročnosti na kapitálový požadavek. Následující tabulka 9 ukazuje souhrnné výsledky podle kterých hodnotíme přesnost předpovědi.

Tabulka 9: Přesnost odhadování volatility u portfolií

	Multiplikátor k							Průměr k
	3	3.4	3.5	3.65	3.75	3.85	4	
Metoda	Počet ve 25 portfoliích							
DN metoda	21**	1	2	0	1	0	0	3.09**
DN* metoda	21	0	3	0	1	0	0	3.09
HS 100	14	4	3	3	0	0	[1]	3.24
HS 200	13	6	3	3	0	0	0	3.23
HS 300	22*	1	1	1	0	0	0	3.06*

Poznámka: Hvězdičkou je zvýrazněn nejlepší průměrný výsledek a dvěma hvězdičkama druhý nejlepší průměrný výsledek.

Zdroj: Vlastní výpočty.

Vidíme, že nejlepší výsledky dává HS 300 těsně následována DN metodou. Pozorovací okno HS má velký vliv na výsledky modelu. Vidíme, že výsledky HS 100 a HS 200 jsou oproti ostatním metodám velmi špatné. To je v souladu s tvrzením z podkapitoly 1.2, že pro odhadnutí nepodmíněného pravděpodobnostního rozdělení změn rizikových faktorů je potřeba více historických dat. Problémem u HS 300 však je, že dobré výsledky zpětného testování jdou na úkor nadhodnocování rizika, a tím i KP. Při pohledu na tabulku 10 vidíme, že KP u HS 300 je o 13% až 20% vyšší, než KP počítaný DN metodami. Dobré výsledky jsou tedy zapříčiněny nastavením vysokého VaR (a tedy i KP) po první větší fluktuaci výnosu portfolia. Tento odhad VaR je pak udržován na vysoké úrovni po celý zbytek sledovaného období, což zapříčiňuje nepřiměřeně velký kapitálový požadavek. Aby byl výpočet KP efektivní je nutné aby jeho vývoj kopíroval těsně vývoj skutečného rizika, tzn., že jsou důležité informace obsažené v posledním vývoji trhu. To implikuje odhadování podmíněných volatilit.

Tabulka 10 shrnuje hodnocení modelů podle velikosti kapitálového požadavku.

Tabulka 10: Průměrný kapitálový požadavek pro portfolia

	ČNB	BIS	ČNB více o
DN metoda	24.19%*	21.93%*	9.36%
DN* metoda	24.19%*	21.94%**	9.29%
HS 100	27.49%	25.32%	7.88%
HS 200	28.58%	27.31%	4.44%
HS 300	27.36%**	26.49%	3.17%

Poznámka: Hvězdičkou je zvýrazněn nejlepší průměrný výsledek a dvěma hvězdičkama druhý nejlepší průměrný výsledek.

Zdroj: Vlastní výpočty.

V tabulce 10 vidíme, že nejméně efektivně se chová HS 200, a ne HS 300. To by mohlo poukazovat na celkovou neadekvátnost HS 200. KP podle metodiky ČNB je vždy vyšší než podle BIS, a to tím více, čím je odhad VaR volatilnější.

³² KP u standardizované metody je stejná pro ČNB a BIS metodiku, protože do výpočtu nevstupuje multiplikační faktor k .

Podívejme se nyní znovu na tabulky v Appendixu 1 a na srovnání standardizovaného přístupu s interními modely podle kritéria velikosti kapitálového požadavku. Pro portfolia složená pouze z dlouhých pozic v zahraničních měnách je KP u interních modelů i několikrát vyšší. Důvodem je, že se nedosáhne dostatečného diverzifikačního efektu, protože korelace mezi jednotlivými měnami jsou pozitivní. Tento fakt ilustruje následující tabulka 11.

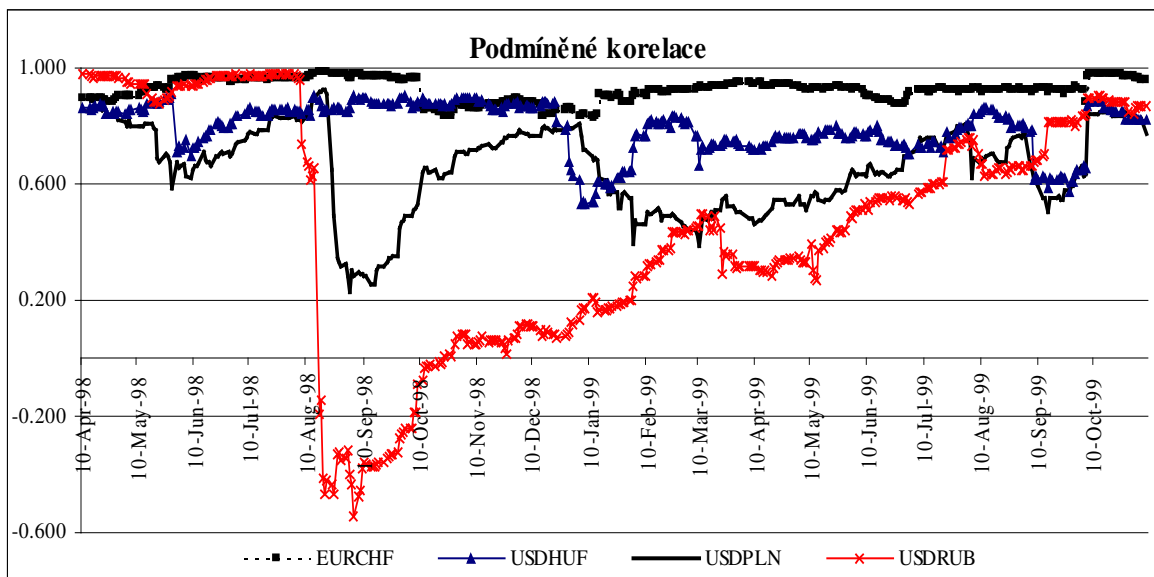
Tabulka 11: Nepodmíněná korelační matice výnosů směnných kurzů

	USD	SKK	HUF	PLN	RUB	EUR	GBP	CHF	JPY
USD	1.00								
SKK	0.67	1.00							
HUF	0.85	0.71	1.00						
PLN	0.73	0.54	0.68	1.00					
RUB	0.17	0.07	0.14	0.11	1.00				
EUR	0.73	0.72	0.90	0.57	0.15	1.00			
GBP	0.82	0.66	0.79	0.60	0.15	0.76	1.00		
CHF	0.65	0.69	0.81	0.46	0.14	0.92	0.72	1.00	
JPY	0.50	0.45	0.52	0.39	0.11	0.52	0.52	0.52	1.00

Poznámka: Tabulka ukazuje nepodmíněné korelace, tzn. korelace spočtené na konci období (bez použití EWMA). Ve skutečnosti se korelační matice mění v čase (viz. obrázek 5). Nepodmíněná korelační matice je tedy jakýmsi průměrem podmíněných korelačních matic. Protože analyzovaná portfolia mají v čase konstantní strukturu, je tabulka 11 dobrým popisem, jakým korelacím směnné kurzy v portfoliu podléhají.

Zdroj: Vlastní výpočty.

Obrázek 5: Vývoj korelace vybraných měn v čase



Poznámka: Při EWMA bylo pro všechny časové řady použito $\lambda=0.956$ odhadnuté podle [1.18].

Pro lepší diverzifikaci tedy musíme portfolio kombinovat z dlouhých a krátkých pozic. Portfolia 11 až 26 (kromě 19 a 20) byla sestavena pro tento účel. Z tabulky vidíme, že některá z těchto portfolií by podpořila hypotézu, že interní modely jsou úspornější na KP (např. portfolio 12, 17, 26). Celkově však výsledky nedávají

přesvědčivou odpověď na otázku zda jsou interní modely pro výpočet KP lepší než standardizovaná metoda. Důvodem je, že diverzifikace stále nedosáhla potřebné intenzity³³.

Pro celkové zhodnocení, zda je lepší používat interní modely pro výpočty kapitálových požadavků, by musela být provedena komplexnější a výpočetně mnohem náročnější analýza se zahrnutím dalších rizikových faktorů, zejména úrokových měr.

Standardizovaná metoda jednoduše sčítá kapitálové požadavky vypočtené z jednotlivých rizikových faktorů (směnný kurz, úroková míra...), tzn., že předpokládá mezi těmito rizikovými faktory korelaci +1. Lze očekávat, že u komplexně diverzifikovaného portfolia, by právě diverzifikace mezi jednotlivými rizikovými faktory značně snížila celkový VaR počítaný interními modely³⁴. Přesto, že jsme tento diverzifikační efekt v naší simulaci vynechali, vykazují interní modely u některých portfolií lepší výsledky. To by mohlo poukazovat na obecně platnou nadřazenost interních modelů standardnímu přístupu. Obecně platí, že standardizovaná metoda se stává tím výhodnější pro výpočet kapitálového požadavku, čím je portfolio méně diverzifikováno. Používání standardizované metody by tak mělo být prvním varováním pro regulační instituci o *potencionální* nebezpečnosti dané banky pro stabilitu a hladké fungování finančního systému.

4. Závěr

Tato práce se zabývá srovnáním interních modelů a standardizované metody navržené BIS pro výpočet VaR a kapitálové přiměřenosti. Jejím hlavním úkolem je zjistit, zda interní modely, jako delta-normální metoda a historická simulace o 100, 200 a 300 historických datech, fungují uspokojivě pro směnné kurzy *emerging markets*, u kterých lze očekávat vyšší volatilitu a těžší chvosty pravděpodobnostních rozdělání výnosů než u výnosů kurzů vyspělých trhů. Hlavní výsledky této práce se dají shrnout následovně.

- Výsledky potvrzují, že směnné kurzy trhů *emerging markets* mají těžší chvosty nepodmíněného pravděpodobnostního rozdělání než kurzy vyspělých trhů (viz. tabulka 2). Z toho také plyne častější přesáhnutí VaR pro jednotlivé měny u kurzů *emerging markets* (viz. tab. 6a-d).
- Výnosy kurzů trhů střední Evropy nevykazují autokorelaci a chovají se tak podobně jako výnosy kurzů vyspělých trhů. Naopak, u RUB byla identifikována autokorelace výnosů indikující nestandardní trh.
- Pro výpočet kapitálového požadavku (KP) interními modely se nejlépe jeví přístup založený na kovarianční matici. V případě použití historické simulace je optimální použít nejdelší ze zkoumaných oken historických výnosů, tzn. 300 historických dat.
- Kapitálový požadavek podle metodologie České národní banky je při použití interních modelů přísnější než podle BIS a ukládá tak bance dodatečnou zátěž, která by mohla být komparativní nevýhodou při soutěžení bank založených v ČR se zahraničními bankami. Banky by tak zakládaly svá sídla v zahraničí, což by snižovalo HDP v ČR a daňový příjem vlády.

Navíc, rozdíl mezi dvěma metodologiemi je nejvyšší u volatilních odhadů VaR, tzn. u delta-normální metody, která dává nejlepší výsledky pro výpočet KP, a je tedy hlavním kandidátem pro

³³ Jak je vidět z obrázku 5, strukturu portfolia by bylo nutno měnit i v průběhu času aby diverzifikace dosáhla potřebné intenzity. To jsme z důvodu zachování objektivitu výsledků nemohli dělat.

³⁴ V poznámce 22 jsme již uváděli, že podle FEC (1995) se po započtení korelací mezi jednotlivými třídami rizikových faktorů snižuje VaR přibližně 1.12krát. To by odpovídalo snížení kapitálového požadavku 1.12krát. Naše portfolia navíc neobsahují žádné deriváty, které můžou být dále použity k diverzifikaci a snižování VaR, a tedy i ke snižování kapitálového požadavku.

jeho počítání. Kapitálový požadavek podle metodologie ČNB by tak byl přibližně o 10% vyšší než podle metodologie BIS.

- Práce nedává jednoznačnou odpověď na otázku zda používat standardizovanou metodu nebo interní modely pro výpočet kapitálového požadavku. Interní modely nelze preferovat před standardizovanou metodou při výpočtu KP pokud jsou použity pouze pro jeden typ rizikového faktoru – směnný kurz. Pokud se interními modely počítá VaR (a KP) pro velké diverzifikované portfolio založené na více rizikových faktorech, potom je nanejvýš pravděpodobné, že interní modely budou superiorní standardizované metodě. Standardizovaná metoda je navíc zamýšlena jako dočasné řešení pro bankovní regulaci. Ve světě je budoucnost viděna ve vývoji a větším použití interních modelů, které mohou být oproti standardizované metodě použity také pro rizikový management, protože odrážejí realističtěji skutečné riziko investic.

Seznam použité literatury:

- Alexander G.J., Sharpe W.F. (1994): *Investice*. Praha, Victoria Publishing.
- Anděl J. (1993): *Statistické metody*. MATFYZPRESS, Praha.
- Barone E. (1998): *A Unified VaR Approach*. Instituto Mobiliare Italiano, Annual General Meeting of ISDA, 1998.
- BIS (1988): *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards*. Basle Comitee on Banking Supervision, Basle.
- BIS (1996): *Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risk*. Basle Comitee on Banking Supervision, Basle.
- BIS (1996a): *Supervisory Framework for the Use of "Backtesting" in Conjunction with the Internal Models Approach to Market Risk Capital Requirements*. Basle Comitee on Banking Supervision, Basle.
- Bollerslev T. (1986): *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*. In: *Journal of Econometrics*, 31:307-327.
- ČNB (1999): *O kapitálové přiměřenosti bank zahrnující úvěrové a tržní riziko*. Opatření ČNB č.3.
- D'Agostino R.B., Belanger A., D'Agostino R.B. Jr. (1990): *A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality*. In: *The American Statistician*, November 1990, Vol. 44, No. 4: 316-321.
- Dupire B. ed. (1998): *Monte Carlo*. RISK Books, 1998.
- Engle R. F. (1995): *ARCH Selected Readings*. (Engle, R. F., ed.). Oxford University Press, United Kingdom, 1995.
- Engle R. F. (1995a): *Introduction*. In: *ARCH Selected Readings*. (Engle, R. F., ed.). Oxford University Press, United Kingdom, 1995.
- FEC (1995): *Comment on the Basle Committee's Proposal Regarding the Supervisory Treatment of Foreign Exchange Risk*. Foreign Exchange Comitee, <http://www.ny.frb.org/fxc/FX14.html>.
- Figlewski S. (1994): *Forecasting Volatility Using Historical Data*. New York University Working Paper No. 13.
- Hendricks D. (1996): *Evaluation of Value-at-Risk Models Using Historical Data*. In: *Economic Policy Review*, Duben 1996, Federal Reserve Bank of New York.
- Hojdar D. (2000): *Komparace metod pro odhadování tržního rizika na trhu směnných kurzů střední Evropy a Ruska – Value at Risk*. Fakulta Sociálních Věd (diplomová práce), Praha.
- Holton G. A. (1998): *Simulating Value-at-Risk*. In: *The Journal of Performance Measurement*, 3 (1): 11-21.
- Hull J.C. (2000): *Options, Futures, & Other Derivatives*. Prentice-Hall International, USA.
- Jorion P. (1995): *Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market*. In: *Journal of Finance*, 2: 507-528.
- Jorion P. (1997): *Value at Risk*, McGraw-Hill, USA.
- J. P. Morgan (1996): *RiskMetrics Technical Manual*, New York: RiskMetrics™, J. P. Morgan Bank.
- J. P. Morgan (1996a): *Testing RiskMetrics™ Volatility Forecasts on Emerging Markets Data*. In: *Risk Metrics Monitor 4*, RiskMetrics™, J. P. Morgan Bank.
- J. P. Morgan (1998): *RiskMetrics During the Transition to EMU*. In: *Risk Metrics Monitor Special Edition*, RiskMetrics™, J. P. Morgan Bank.
- J. P. Morgan (1999): *Risk Management: A Practical Guide*, RiskMetrics Group, J. P. Morgan Bank.
- Markowitz Harry (1952): *Portfolio Selection*. In: *Journal of Finance*, 7: 77-91.
- Markowitz Harry (1959): *Portfolio Selection*. New Haven, Conn., Yale University Press.
- Rowe D., (2000): *Two Cheers for the Regulators*. In: *RISK*, March 2000.
- Sharpe W.F. (1964): *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*. In: *Journal of Finance*, 19: 425-442.
- Shimko D., Humpreys B. a Pant V. (1998): *Hysterical Simulation*. In: *RISK*, June 1998.
- Willer D. (1998): *Russia*. SBC Warburg Dillon Read.

Conclusion

This paper compares the performance of the internal models and the standardized approach suggested by BIS in 1996 for the calculation of Value at Risk and the capital requirements. Its main goal is to find whether internal models like the delta-normal approach or the historical simulation (with 100, 200 and 300 historic data window) perform well on the sets of emerging market foreign exchange rates. There higher volatility and higher leptokurtosis is expected when compared to the developed markets. The main findings can be summarized as follows:

- The result shows that the data has really more leptokurtic unconditional probability distribution comparing to developed markets. It also causes higher frequency of the events when VaR is exceeded by the real yield performance.
- The yields of emerging markets series except RUB does not show any significant autocorrelations and thus we can not reject the hypothesis that the yields are time independent. On the contrary Russian Ruble shows significant time dependencies of yields which could be caused by non-standard market conditions like illiquidity and the market crash in August 1998.
- The best performance for the calculation of the capital requirement is achieved by an approach based on a covariance matrix, i.e. delta-normal method. In the case of the historical simulation is used, the largest of the examined historical windows is suggested.
- The capital requirement calculated by the Czech National Bank methodology is more stringent than the one calculated by the BIS methodology. It could cause a comparative disadvantage for banks based in the Czech Republic. It would decrease GDP and tax income for the government as well. Furthermore, the difference is more pronounced for the more volatile estimations of VaR, i.e. for delta-normal approach which is from the analysis the best candidate for the use by the banking industry. The capital requirement would be then by about 10% higher than that calculated by BIS methodology.
- This paper does not give a definite answer whether the internal models are better than the standardized approach for the calculation of the capital requirement. The internal models can not be preferred if only one risk factor is used – exchange rate. If an internal model is used for a big diversified portfolios based on more risk factors then it is highly probable that the internal models will be superior to the standardized approach. The standardized approach is furthermore intended by the regulatory body only as a temporary solution. The world sees the future in internal models and in their further development because they can be used as an efficient tool for the risk management.

Appendix 1

Výsledky pro jednotlivá portfolia

Portfolio 1: Východní blok					Portfolio 5: Střední Evropa				
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300	Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	[0,78%]	[0,78%]	5,02%		Jednostr. p-hodn.	[0,00%]	[0,78%]	10,96%
	Multiplikátor k	3,50	3,50	3,00		Multiplikátor k	4,00	3,50	3,00
	ČNB CKP	39,54%	51,11%	45,20%		ČNB CKP	17,29%	16,93%	15,16%
	BIS CKP	34,58%	46,53%	42,07%		BIS CKP	16,19%	16,35%	14,89%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda			St. Met.	DN metoda	DN* metoda
Delta-normální metoda	Jednostr. p-hodn.		5,02%	5,02%	Jednostr. p-hodn.		[2,08%]	[0,78%]	
	Multiplikátor k		3,00	3,00	Multiplikátor k		3,40	3,50	
	ČNB CKP	8,00%	25,70%	25,73%	ČNB CKP	8,00%	14,19%	14,60%	
	BIS CKP		21,45%	21,59%	BIS CKP		12,99%	13,39%	
	Lambda		0,956	0,957	lambda		0,956	0,958	
Portfolio 2: Střední Evropa + USD					Portfolio 6: Západní blok				
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300	Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	[2,08%]	[2,08%]	37,12%		Jednostr. p-hodn.	[0,78%]	[0,27%]	37,12%
	Multiplikátor k	3,40	3,40	3,00		Multiplikátor k	3,50	3,65	3,00
	ČNB CKP	15,08%	16,85%	15,69%		ČNB CKP	16,70%	16,87%	14,74%
	BIS CKP	14,21%	16,33%	15,45%		BIS CKP	15,51%	16,33%	14,50%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda			St. Met.	DN metoda	DN* metoda
Delta-normální metoda	Jednostr. p-hodn.		21,41%	21,41%	Jednostr. p-hodn.		56,75%	56,75%	
	Multiplikátor k		3,00	3,00	Multiplikátor k		3,00	3,00	
	ČNB CKP	8,00%	13,53%	13,52%	ČNB CKP	8,00%	15,34%	15,34%	
	BIS CKP		12,44%	12,47%	BIS CKP		14,14%	14,14%	
	Lambda		0,956	0,959	lambda		0,956	0,955	
Portfolio 3: Střední Evropa + EUR					Portfolio 7: Pacifik				
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300	Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	[0,78%]	[2,08%]	21,41%		Jednostr. p-hodn.	10,96%	10,96%	21,41%
	Multiplikátor k	3,50	3,40	3,00		Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	14,74%	15,50%	13,96%		ČNB CKP	17,60%	17,71%	17,23%
	BIS CKP	13,77%	14,97%	13,71%		BIS CKP	16,90%	17,39%	17,04%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda			St. Met.	DN metoda	DN* metoda
Delta-normální metoda	Jednostr. p-hodn.		5,02%	10,96%	Jednostr. p-hodn.		37,12%	37,12%	
	Multiplikátor k		3,00	3,00	Multiplikátor k		3,00	3,00	
	ČNB CKP	8,00%	12,15%	12,15%	ČNB CKP	8,00%	18,95%	18,90%	
	BIS CKP		11,14%	11,14%	BIS CKP		17,76%	17,76%	
	Lambda		0,956	0,957	lambda		0,956	0,961	
Portfolio 4: Všechny zkoumané měny					Portfolio 8: DolarEuro				
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300	Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	5,02%	[0,27%]	[0,27%]		Jednostr. p-hodn.	[2,08%]	[2,08%]	5,02%
	Multiplikátor k	3,00	3,65	3,65		Multiplikátor k	3,40	3,40	3,00
	ČNB CKP	17,89%	25,05%	26,11%		ČNB CKP	16,61%	17,21%	15,93%
	BIS CKP	16,27%	23,52%	24,95%		BIS CKP	15,39%	16,63%	15,50%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda			St. Met.	DN metoda	DN* metoda
Delta-normální metoda	Jednostr. p-hodn.		10,96%	10,96%	Jednostr. p-hodn.		56,75%	56,75%	
	Multiplikátor k		3,00	3,00	Multiplikátor k		3,00	3,00	
	ČNB CKP	8,00%	16,72%	16,72%	ČNB CKP	8,00%	15,01%	15,01%	
	BIS CKP		14,98%	14,98%	BIS CKP		13,77%	13,78%	
	Lambda		0,956	0,956	lambda		0,956	0,957	

Portfolio 9:		Všechny zkoumané měny - RUB		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	[0,27%]	[0,27%]	10,96%
Delta-normální metoda	Multiplikátor k	3,65	3,65	3,00
	ČNB CKP	16,07%	16,11%	13,12%
	BIS CKP	14,90%	15,57%	12,98%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		21,41%	21,41%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	8,00%	13,59%	13,58%
	BIS CKP		12,54%	12,54%
	lambda		0,956	0,956
Portfolio 10:		Západní Evropa		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	10,96%	[0,78%]	21,41%
Delta-normální metoda	Multiplikátor k	3,00	3,50	3,00
	ČNB CKP	15,01%	16,76%	14,42%
	BIS CKP	14,08%	16,33%	14,23%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		76,34%	76,34%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	8,00%	14,66%	14,66%
	BIS CKP		13,41%	13,39%
	lambda		0,956	0,953
Portfolio 11:		Slovensko+		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	10,96%	21,41%	21,41%
Delta-normální metoda	Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	24,48%	23,62%	23,89%
	BIS CKP	22,78%	23,05%	23,52%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		21,41%	21,41%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	14,40%	21,39%	21,38%
	BIS CKP		19,86%	19,92%
	lambda		0,956	0,962
Portfolio 12:		I.Střední Evropa -		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	10,96%	10,96%	5,02%
Delta-normální metoda	Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	34,81%	34,15%	33,28%
	BIS CKP	32,18%	32,59%	31,93%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		56,75%	56,75%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	36,00%	35,35%	35,35%
	BIS CKP		32,03%	32,03%
	lambda		0,956	0,956
Portfolio 13:		2.Střední Evropa -		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	[2,08%]	[2,08%]	[0,78%]
Delta-normální metoda	Multiplikátor k	3,40	3,40	3,50
	ČNB CKP	26,02%	27,62%	27,89%
	BIS CKP	23,86%	26,16%	26,82%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		90,95%	90,95%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	20,00%	23,39%	23,37%
	BIS CKP		21,23%	21,25%
	Lambda		0,956	0,957
Portfolio 14:		Euro -		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	21,41%	10,96%	10,96%
Delta-normální metoda	Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	34,33%	35,35%	37,00%
	BIS CKP	31,53%	33,59%	35,45%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		21,41%	21,41%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	26,00%	29,86%	29,85%
	BIS CKP		27,40%	27,42%
	Lambda		0,956	0,957
Portfolio 15:		Polsko +		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	5,02%	5,02%	37,12%
Delta-normální metoda	Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	24,43%	26,00%	26,01%
	BIS CKP	21,92%	24,58%	25,43%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		5,02%	5,02%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	24,00%	20,69%	20,71%
	BIS CKP		18,22%	18,18%
	Lambda		0,956	0,954
Portfolio 16:		Maďarsko +		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	[0,27%]	10,96%	[2,08%]
Delta-normální metoda	Multiplikátor k	3,65	3,00	3,40
	ČNB CKP	34,91%	27,78%	27,13%
	BIS CKP	32,36%	26,74%	26,46%
		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		10,96%	10,96%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	26,00%	26,71%	26,69%
	BIS CKP		24,20%	24,22%
	Lambda		0,956	0,958

Portfolio 17:		"MIX 1"		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. P-hodn.	10,96%	[2,08%]	56,75%
	Multiplikátor k	3,00	3,40	3,00
	ČNB CKP	12,65%	15,48%	14,34%
	BIS CKP	12,27%	15,09%	14,32%
Delta-normální metoda		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. P-hodn.		56,75%	56,75%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	16,00%	13,34%	13,34%
	BIS CKP		12,39%	12,40%
	Lambda		0,956	0,955
Portfolio 18:		Západní Evropa -		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. P-hodn.	[2,08%]	10,96%	21,41%
	Multiplikátor k	3,40	3,00	3,00
	ČNB CKP	22,58%	20,19%	20,86%
	BIS CKP	21,07%	19,60%	20,42%
Delta-normální metoda		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		[0,78%]	[0,78%]
	Multiplikátor k		3,50	3,50
	ČNB CKP	16,00%	19,53%	19,51%
	BIS CKP		17,92%	17,93%
	Lambda		0,956	0,957
Portfolio 19:		Spekulace		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	5,02%	5,02%	5,02%
	Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	53,47%	70,05%	72,09%
	BIS CKP	46,58%	63,53%	66,54%
Delta-normální metoda		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		[0,78%]	[0,78%]
	Multiplikátor k		3,50	3,50
	ČNB CKP	8,00%	45,41%	45,27%
	BIS CKP		37,57%	37,32%
	Lambda		0,956	0,953
Portfolio 20:		Katastrofa		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	5,02%	[2,08%]	[0,27%]
	Multiplikátor k	3,00	3,40	3,65
	ČNB ckp	261,71%	370,16%	412,93%
	BIS ckp	223,00%	331,02%	375,83%
Delta-normální metoda		St. Met.	DN JPM	DN new
	Jednostr. p-hodn.		[0,08%]	[0,08%]
	Multiplikátor k		3,75	3,75
	ČNB ckp	16,00%	211,29%	210,77%
	BIS ckp		168,09%	167,34%
	Lambda		0,956	0,955
Portfolio 21:		"MIX 2"		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. P-hodn.	5,02%	21,41%	10,96%
	Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	38,71%	39,40%	32,73%
	BIS CKP	35,92%	37,31%	31,59%
Delta-normální metoda		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. P-hodn.		37,12%	37,12%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	35,20%	36,02%	35,99%
	BIS CKP		33,14%	33,14%
	Lambda		0,956	0,956
Portfolio 22:		"MIX 3"		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. P-hodn.	5,02%	5,02%	5,02%
	Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	25,36%	26,56%	26,50%
	BIS CKP	23,62%	25,42%	25,58%
Delta-normální metoda		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. P-hodn.		21,41%	21,41%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	20,00%	24,54%	24,54%
	BIS CKP		22,42%	22,42%
	lambda		0,956	0,956
Portfolio 23:		"MIX 4"		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	[0,27%]	[2,08%]	5,02%
	Multiplikátor k	3,65	3,40	3,00
	ČNB CKP	47,18%	38,83%	33,62%
	BIS CKP	42,75%	37,66%	33,08%
Delta-normální metoda		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		[0,08%]	[0,08%]
	Multiplikátor k		3,75	3,75
	ČNB CKP	28,80%	33,80%	33,80%
	BIS CKP		30,67%	30,67%
	lambda		0,956	0,956
Portfolio 24:		"MIX 5"		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	21,41%	21,41%	21,41%
	Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	54,52%	50,60%	50,12%
	BIS CKP	49,93%	49,62%	48,98%
Delta-normální metoda		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		37,12%	37,12%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	32,00%	47,69%	47,59%
	BIS CKP		44,27%	44,30%
	lambda		0,956	0,959

Portfolio 25:		"MIX 6"		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	5,02%	37,12%	76,34%
	Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	47,34%	47,43%	47,31%
	BIS CKP	46,26%	47,40%	47,24%
Delta-normální metoda		St. Met.	DN metoda	DN*
	Jednostr. p-hodn.		10,96%	10,96%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	40,00%	50,69%	50,69%
	BIS CKP		46,90%	46,90%
	lambda		0,956	0,956
Portfolio 26:		"MIX 7"		
Historická simulace		HS 100	HS 200	HS 300
	Jednostr. p-hodn.	5,02%	21,41%	56,75%
	Multiplikátor k	3,00	3,00	3,00
	ČNB CKP	19,89%	21,38%	19,70%
	BIS CKP	18,21%	20,52%	19,61%
Delta-normální metoda		St. Met.	DN metoda	DN* metoda
	Jednostr. p-hodn.		10,96%	10,96%
	Multiplikátor k		3,00	3,00
	ČNB CKP	20,00%	16,54%	16,54%
	BIS CKP		15,34%	15,34%
	lambda		0,956	0,956

Poznámka: *DN** metoda značí *DN* metodu počítanou s lambda podle [1.20]. *St. Met.* značí standardizovaný přístup.

Zdroj: Vlastní výpočty (Visual Basic).