



**MATEMATICKO-FYZIKÁLNÍ  
FAKULTA**  
Univerzita Karlova

**BAKALÁŘSKÁ PRÁCE**

Stanislav Král

**Logaritmicky optimální investování**

Katedra pravděpodobnosti a matematické statistiky

Vedoucí bakalářské práce: Mgr. Petr Dostál, Ph.D.

Studijní program: Matematika

Studijní obor: Obecná matematika

Praha 2019

Prohlašuji, že jsem tuto bakalářskou práci vypracoval(a) samostatně a výhradně s použitím citovaných pramenů, literatury a dalších odborných zdrojů.

Beru na vědomí, že se na moji práci vztahují práva a povinnosti vyplývající ze zákona č. 121/2000 Sb., autorského zákona v platném znění, zejména skutečnost, že Univerzita Karlova má právo na uzavření licenční smlouvy o užití této práce jako školního díla podle §60 odst. 1 autorského zákona.

V ..... dne .....

Podpis autora

Rád bych poděkoval Mgr. Petru Dostálovi, Ph.D., za neskutečnou trpělivost se mnou a srozumitelné vysvětlování mých nejasností. Dále bych rád poděkoval Adamovi Sýkorovi za celoroční podporu při psaní této práce.

Název práce: Logaritmicky optimální investování

Autor: Stanislav Král

Katedra: Katedra pravděpodobnosti a matematické statistiky

Vedoucí bakalářské práce: Mgr. Petr Dostál, Ph.D., Katedra pravděpodobnosti a matematické statistiky

Abstrakt: Nechtě máme kapitál, který budeme redistribuovat do nějakých investičních příležitostí. Finanční ohodnocení těchto investic bude tvořit posloupnost nezávislých, stejně rozdělených náhodných vektorů nabývajících konečně mnoha hodnot. Při každé investici budeme znát a brát v potaz celou historii těchto ohodnocení. Ukazuje se, že pokud naší strategií bude vždy maximalizovat střední hodnotu logaritmu hodnoty investice, označme ji  $\Lambda^*$ , pak je tato strategie v určitém smyslu asymptoticky nejlepší možná.

Pokud libovolná strategie  $\Lambda$  se limitně neblíží k  $\Lambda^*$  a pokud  $x$  jde limitně k nekonečnu, potom jednak střední hodnota času, za který si vyděláme alespoň  $x$  užitím  $\Lambda^*$ , je o nekonečno menší, než kdybychom užili  $\Lambda$ , a také si vyděláme nekonečněkrát více při strategii  $\Lambda^*$ .

Klíčová slova: střední hodnota logaritmu zisku vsázení asymptotická optimalita

Title: Log-optimal investment

Author: Stanislav Král

Department: Department of Probability and Mathematical Statistics

Supervisor: Mgr. Petr Dostál, Ph.D., Department of Probability and Mathematical Statistics

Abstract: Suppose we have a capital, which we will redistribute into investment opportunities. The financial valuation of these investments will be a sequence of independent, identically distributed random vectors that acquire finite amount of values. We will have full knowledge of the entire history of these valuations before each investment. It turns out that if our strategy is to always maximizes the mean value of the logarithm of the investment value, denoted by  $\Lambda^*$ , then this strategy is asymptotically the best one possible.

If strategy  $\Lambda$  is not asymptotically close to  $\Lambda^*$  and if  $x$  goes to infinity, then the mean of the time we earn at least  $x$  using  $\Lambda^*$  is infinitely smaller than the time if we used  $\Lambda$ . We also earn infinitely times more money using the strategy  $\Lambda^*$ .

Keywords: expected log return gambling asymptotic optimality

# Obsah

<b>1</b>	<b>Základní věty</b>	<b>4</b>
<b>2</b>	<b>Teorie obnovy</b>	<b>6</b>
2.1	Základní věty . . . . .	6
2.2	Limitní věty obnovy . . . . .	11
2.3	Rozšíření . . . . .	13
<b>3</b>	<b>Asymptotické výsledky</b>	<b>14</b>
<b>4</b>	<b>Appendix</b>	<b>23</b>
4.1	Náhodná procházka . . . . .	23
4.2	Pomocné věty . . . . .	24
	<b>Závěr</b>	<b>25</b>
	<b>Seznam použité literatury</b>	<b>26</b>

# Úvod

Mějme posloupnost nezávislých, nezáporných, stejně rozdělených a diskrétních, náhodných  $m$ -dimenzionálních vektorů  $\mathbb{X}_1, \mathbb{X}_2, \dots$ , který nabývají konečně mnoha hodnot,  $m \in \mathbb{N}$ . Vektor  $\mathbb{X}_n$  budeme interpretovat jako výsledek hry v čase  $n$ , kde  $n$  je diskrétní. Označme  $I = \{1, 2, \dots, m\}$ .  $I$  bude představovat množinu všech sázkových příležitostí, do kterých lze investovat,  $m \in \mathbb{N}$ .

**Definice 1.** *Definujeme funkci  $w : b \mapsto E[\log(\mathbb{X}_1^T b)]$ . Definiční obor funkce  $w$  zavedeme jako*

$$D := \{b \in [0, 1]^m; \sum_{i=1}^m b_j^i = 1, P(\mathbb{X}_1^T b = 0) = 0\}.$$

Označme  $w^* = \sup_{b \in D} w(b)$ .

**Věta 2.** *Nechť je  $D$  neprádná, potom funkce  $w$  nabývá svého maxima na  $D$ .*

*Důkaz.* Pokud  $b^* \in D$  Funkce  $w$  je spojitá na  $D$  z věty o spojitě závislosti integrálu na parametru, Rataj, str. 13. Pro  $w^*$  existuje posloupnost  $\{w_n\}_{n=1}^\infty \in$  obor hodnot  $w$  taková, že platí  $\lim_{n \rightarrow \infty} w_n = w^*$ . Pro každé  $w_n$  najdeme  $b_n \in D$  takové, že  $w_n = w(b_n)$ . Z  $\{b_n\}_{n=1}^\infty$  vybereme konvergentní podposloupnost  $\{b_{n_k}\}_{k=1}^\infty$  takovou, že platí  $\lim_{k \rightarrow \infty} b_{n_k} = b^*$ , pokud  $b^* \in D$ , potom ze spojitosti plyne  $w(b^*) = w^*$ . Stačí dokázat, že  $b^*$  je prvkem množiny  $D$ .

Množina  $\Delta = \{b \in [0, 1]^m; \sum_{i=1}^m b_j^i = 1\}$  je uzavřená, a proto  $b^*$  je prvkem  $\Delta$ . Pro spor předpokládejme, že  $P(\mathbb{X}_1^T b^* = 0) > 0$ . Potom

$$w^* = \lim_{k \rightarrow \infty} w_{n_k} = \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_x \log(x) P(\mathbb{X}_1^T b_{n_k} = x).$$

Jelikož  $\mathbb{X}_1$  i  $b_{n_k}$  jsou omezená s.j.,  $\mathbb{X}_1^T b_{n_k}$  je omezená shora, tedy i všechna  $x$ .

$$w^* = \lim_{k \rightarrow \infty} w_{n_k} \tag{1}$$

$$= \lim_{k \rightarrow \infty} E[\log(\mathbb{X}_1^T b_{n_k})] \tag{2}$$

$$\leq E \limsup_{k \rightarrow \infty} \log(\mathbb{X}_1^T b_{n_k}) \tag{3}$$

$$= E \log(\mathbb{X}_1^T b^*), \tag{4}$$

kde uvazujete  $\log(0) := \infty$ . Tedy  $\lim_{k \rightarrow \infty} w(b_{n_k}) = -\infty$ . To je spor, jelikož  $D$  je neprádná, takže existuje alespoň jeden prvek  $b_0 \in D$  takový, že platí  $w(b_0) \in \mathbb{R}$ .  $\square$

Libovolné  $b \in D$ , pro které platí  $E[\log(\mathbb{X}_1^T b)] = w^*$ . Vektory  $b^*$  nejsou jednoznačně určeny, ale hodnota  $\log(\mathbb{X}_1^T b^*)$  ano s.j., důkaz ve větě 4.

Označme  $\mathcal{F}_n = \sigma(\mathbb{X}_1, \mathbb{X}_2, \dots, \mathbb{X}_n)$ . Strategii  $\Lambda$  definujeme jako  $\Lambda = (\beta_0, \beta_1, \dots)$  tak, že  $\beta_j$  je náhodný vektor mající hodnoty v  $D$  a je  $\mathcal{F}_{j-1}$ -měřitelné pro všechna  $j \in \mathbb{N}$ ,  $j > 1$ .

$$W_n = \log(\mathbb{X}_n^T \beta_n), \quad W_n^* = \log(\mathbb{X}_n^T b^*) \tag{5}$$

$$C_n = \prod_{i=1}^n X_i^T \beta_i, \quad C_n^* = \prod_{i=1}^n \mathbb{X}_i^T b^* \tag{6}$$

**Definice 3.** Mějme strategii  $\Lambda$ , **bohatství** v čase  $n$  označíme  $C_n$  a definujeme je jako

$$C_n = \begin{cases} 1, & n = 0 \\ (X_n^r b_n) C_{n-1}, & n > 0 \end{cases}$$

$$b_n = \Lambda_n.$$

Pro strategii  $\Lambda$ ,  $X_n^i$  bude představovat výnos akcie  $i \in I$  v čase  $n$  za 1 jednotku bohatství.  $\beta_n$  budou reprezentovat váhy podle kterých rozdělíme naše bohatství v čase  $\beta_{n-1}$ .

# 1. Základní věty

Tato kapitola je založena na práci Breiman a kol. (1961).

**Věta 4.** *Nechť máme  $b$  a  $b^*$  z množiny  $D$  takové, že  $w^* = E[\log(\mathbb{X}^T b^*)] = E[\log(\mathbb{X}^T b)]$ , potom*

$$\mathbb{X}^T b^* = \mathbb{X}^T b \text{ s.j.}$$

*Důkaz.* Jelikož střední hodnota náhodných veličin  $\log(\mathbb{X}^T b^*)$ ,  $\log(\mathbb{X}^T b)$  existuje a je konečná, platí

$$\mathbb{X}^T b^* > 0, \mathbb{X}^T b > 0 \text{ s.j.} \quad (1.1)$$

Pro každé  $\alpha$ ,  $\alpha^* > 0$ ,  $\alpha + \alpha^* = 1$  zřejmě platí z definice  $w^*$

$$\alpha E[\log(\mathbb{X}^T b^*)] + \alpha^* E[\log(\mathbb{X}^T b)] = w^*(\alpha + \alpha^*) \quad (1.2)$$

$$= w^* \quad (1.3)$$

$$\geq E[\log(\alpha \mathbb{X}^T b^* + \alpha^* \mathbb{X}^T b)]. \quad (1.4)$$

Logaritmus z výrazů uvedených v (1.1) je skoro všude definován a protože logaritmus je konkávní funkce, tedy dostáváme

$$\alpha \log(\mathbb{X}^T b^*) + \alpha^* \log(\mathbb{X}^T b) \leq \log(\alpha \mathbb{X}^T b^* + \alpha^* \mathbb{X}^T b) \text{ s.j.} \quad (1.5)$$

Aplikujeme-li střední hodnotu na obě strany

$$w^* = \alpha E[\log(\mathbb{X}^T b^*)] + \alpha^* E[\log(\mathbb{X}^T b)] \quad (1.6)$$

$$= E[(\alpha \log(\mathbb{X}^T b^*) + \alpha^* \log(\mathbb{X}^T b))] \quad (1.7)$$

$$\leq E[\log(\alpha \mathbb{X}^T b^* + \alpha^* \mathbb{X}^T b)]. \quad (1.8)$$

Dohromady z (1.4) a (1.8) máme

$$\alpha E[\log(\mathbb{X}^T b^*)] + \alpha^* E[\log(\mathbb{X}^T b)] = E[\log(\alpha \mathbb{X}^T b^* + \alpha^* \mathbb{X}^T b)]. \quad (1.9)$$

Z nerovnosti (1.5) a z toho, že střední hodnoty se rovnají plyne

$$\alpha \log(\mathbb{X}^T b^*) + \alpha^* \log(\mathbb{X}^T b) = \log(\alpha \mathbb{X}^T b^* + \alpha^* \mathbb{X}^T b) \text{ s.j.} \quad (1.10)$$

Na množině  $A = [\mathbb{X}^T b^* > 0, \mathbb{X}^T b > 0, \mathbb{X}^T b^* \neq \mathbb{X}^T b]$  v (1.5) nastává ostrá nerovnost kvůli tomu, že logaritmus je ryze konkávní funkce, tedy na  $A$  neplatí rovnost v (1.10), a proto také platí  $P(A) = 0$ . □

Strategii  $\Lambda^*$  definujeme jako  $\Lambda^* = (b^*, b^*, \dots)$ .

*Poznámka.*  $W_1^*, W_2^*, \dots$  tvoří posloupnost nezávislých, stejně rozdělených náhodných veličin.

*Poznámka.* Předpokládejme, že  $w^* \in \mathbb{R}$ .

**Definice 5.** *Řekneme, že hra je **výhodná**, pokud existuje strategie  $\Lambda$  taková, pro kterou  $\lim_{n \rightarrow \infty} C_n = \infty$  s.j.*



**Věta 6.** *Hra je výhodná právě tehdy, když  $w^* > 0$ .*

*Důkaz.*  $\Leftarrow$  Předpokládejme, že  $0 < w^* = E[W_k^*]$ ,  $k \in \mathbb{N}$ ,  $W_k^*$  jsou nezávislé, stejně rozdělené s konečnou střední hodnotou, definované v (5), tedy ze Silného zákona velkých čísel máme

$$0 < w^* = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{k=1}^n W_k^*}{n} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\log(C_n^*)}{n} \text{ s.j.} \quad (1.11)$$

tedy  $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n W_k^* = \infty$ , což implikuje i  $\lim_{n \rightarrow \infty} C_n^* = \infty$  s.j.

$\Rightarrow$  Necht  $\lim_{n \rightarrow \infty} C_n = \infty$  s.j. Využijeme větu 23, která říká, že pro každou strategii platí  $\lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{C_n}{C_n^*}\right)$  existuje konečná s.j. Tedy  $\lim_{n \rightarrow \infty} C_n^* = \infty$  s.j. Využitím věty z Appendixu 4.1 dostáváme, že  $w^* > 0$ .

□

## 2. Teorie obnovy

Tato kapitola je založena na práci Siegrist, kapitoly 1-3.

### 2.1 Základní věty

Nechť  $X_1, X_2, \dots$  je posloupnost nezávislých, stejně rozdělených náhodných veličin.  $X_i \in [0, \infty)$ ,  $E[X_i] = \mu > 0$ .

Označme

$F$  je distribuční funkce  $X_i$ ,

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i, \quad (2.1)$$

$$N_t = \sum_{i=1}^{\infty} 1_{[S_i \leq t]}, \quad t \in [0, \infty),$$

$$T_t = t - S_{N_t}, \quad t \in [0, \infty), \quad (2.2)$$

$$R_t = S_{N_t+1} - t, \quad t \in [0, \infty). \quad (2.3)$$

*Poznámka.*  $T_t$  značí, kolik času uběhlo od poslední události v čase  $t$ .

$R_t$  značí, kolik času zbývá do další události v čase  $t$ .

*Poznámka.*

$$[S_{N_t} \leq t - x] = [T_t \geq x] = [R_{t-x} > x], \quad x \in [0, t], \quad t \in [0, \infty). \quad (2.4)$$

*Důkaz.* Druhý a třetí jev tvrdí, že nenastala událost procesu  $N$  v  $(t - x, t]$ .

$$[T_t \geq x] = [t - S_{N_t} \geq x] = [S_{N_t} \leq t - x].$$

□

Dále označme

$$F_n(t) = P(S_n \leq t), \quad t \in [0, \infty).$$

**Definice 7.** Funkce  $M(t) = E[N_t]$ ,  $t \in [0, \infty)$ , se nazývá **funkce obnovy**.

$$\text{Tedy } M(t) = E[N_t] = E \sum_{n=1}^{\infty} 1_{[S_n \leq t]} = \sum_{n=1}^{\infty} F_n(t).$$

**Věta 8.**  $M(t)$  je skoro jistě konečná pro konečné  $t$  kladné.

*Důkaz.* Z definice  $M(t)$

$$M(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(S_n \leq t).$$

Pro  $\varepsilon > 0$  zadefinujeme si náhodné veličiny  $Y_i$

$$Y_i = \begin{cases} \varepsilon, & X_i > \varepsilon \\ 0, & \text{jinak.} \end{cases}$$

Platí  $0 \leq Y_i \leq X_i$ ,  $Y_i$  jsou nezávislé, stejně rozdělené a označme

$$P(Y_i = \varepsilon) = p \text{ a } P(Y_i \neq \varepsilon) = 1 - p = q.$$

Dále

$$P(S_n \leq t) \leq P\left(\sum_{i=1}^n Y_i \leq t\right) \quad (2.5)$$

$$= P\left(\sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{\varepsilon} \leq \frac{t}{\varepsilon}\right) \quad (2.6)$$

$$\leq \sum_{k=1}^{\lceil \frac{t}{\varepsilon} \rceil} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad (2.7)$$

$$\leq \sum_{k=1}^{\lceil \frac{t}{\varepsilon} \rceil} n^k p^k (1-p)^{n-k} \quad (2.8)$$

$$\leq n^{\lceil \frac{t}{\varepsilon} \rceil} q^n \sum_{k=1}^{\lceil \frac{t}{\varepsilon} \rceil} \frac{p^k}{q^k} \quad (2.9)$$

$$\sum_{k=1}^{\lceil \frac{t}{\varepsilon} \rceil} \frac{p^k}{q^k} < \infty, \quad (2.10)$$

a jelikož výraz (2.10) nezáleží na  $n$ , tedy dostaneme odhad

$$E[M(t)] \leq \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{k=1}^{\lceil \frac{t}{\varepsilon} \rceil} n^k p^k (1-p)^{n-k} \leq \sum_{n=1}^{\infty} n^{\lceil \frac{t}{\varepsilon} \rceil} q^n \sum_{k=1}^{\lceil \frac{t}{\varepsilon} \rceil} \frac{p^k}{q^k} < \infty.$$

□

**Definice 9.** Řekneme, že funkce  $f : [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  je **lokálně omezená**, pokud je omezená na  $[0, t]$  pro všechna  $t$  z intervalu  $[0, \infty)$ .

**Definice 10.** Necht  $f$  je měřitelná, lokálně omezená funkce a  $G$  je distribuční funkce na  $[0, \infty)$ . **Konvolucí**  $f$  s  $G$  rozumíme  $f * G$  definované vztahem

$$(f * G)(t) = \int_{(0, t]} f(t-s) dG(s) = \int_0^t f(t-s) dG(s), \quad t \in [0, \infty).$$

*Poznámka.* Necht  $F$  a  $G$  jsou distribuční funkce na  $[0, \infty)$ ,  $f, g$  jsou měřitelné, lokálně omezené a  $c \in \mathbb{R}$ , potom

- 1)  $F * G$  je také distribuční funkce na  $[0, \infty)$  a platí  $F * G = G * F$
- 2)  $(f * G) * H = f * (G * H)$
- 3)  $(f + g) * H = (f * H) + (g * H)$ ,  $(cf) * H = c(f * H)$
- 4)  $f * (G + H) = (f * G) + (f * H)$ ,  $f * (cG) = c(f * G)$ .

*Poznámka.* Všimneme si, že pro distribuční funkci  $F$  platí  $F_n = F^{*n}$ . Připomenutí definice  $F_n$  (2.1).

**Definice 11.** Necht  $g : [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  je měřitelná, lokálně omezená. Řekneme, že funkce  $u : [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  **řeší rovnici obnovy**, pokud splňuje

$$u = g + u * F \quad (2.11)$$

přičemž (2.11) se nazývá rovnice obnovy.

*Poznámka.* 1) Každá funkce s lokálně konečnou variací je lokálně omezená a měřitelná.

2) Pokud je  $G$  distribuční funkce na  $[0, \infty)$  a  $f : [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  je měřitelná, lokálně omezená. Potom  $g : [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  definovaná výrazem

$$g(t) = \int_0^t f(s) dG(s)$$

je taky lokálně omezená a měřitelná.

Konečnost variace funkce  $g(t)$ . Vezměme libovolné dělení  $D = \{0 = x_0, x_1, x_2, \dots, t_0 = x_n\}$  intervalu  $[0, t_0]$ , potom

$$\sum_{k=0}^{n-1} |g(x_{k+1}) - g(x_k)| \leq \sum_{k=0}^{n-1} \left[ \int_{x_k}^{x_{k+1}} |f(s)| dG(s) \right] \leq D_t.$$

Tato nerovnost platí pro všechny dělení, tedy i pro supremum, čímž dostáváme konečnost variace funkce  $g$ .

**Věta 12.** Pro funkci obnovy  $M$  a distribuční funkci  $F$  platí rovnice obnovy (2.11)

$$M = F + M * F. \quad (2.12)$$

*Důkaz.* Rozepíšeme si  $M(t)$  jako

$$M(t) = E[N_t] \quad (2.13)$$

$$= E[E[N_t | X_1]] \quad (2.14)$$

$$= \int_0^\infty E[N_t | X_1 = s] dP_X(s) \quad (2.15)$$

$$= \int_0^\infty E[N_t | X_1 = s] dF(s) \quad (2.16)$$

$$= \int_0^t E[N_t | X_1 = s] dF(s) + \int_t^\infty E[N_t | X_1 = s] dF(s). \quad (2.17)$$

Pokud  $s > t$ , tedy na množině  $[X_1 > t] \subseteq [N_t = 0]$ , platí

$$E[N_t | X_1 = s] = 0. \quad (2.18)$$

Na množině  $[X_1 \leq t]$

$$N_t = \sum_{j=1}^{\infty} 1_{[\sum_{k=1}^j X_k \leq t]} = 1 + \sum_{j=2}^{\infty} 1_{[\sum_{k=1}^j X_k \leq t]} \quad (2.19)$$

Upravíme pravou stranu substitucí  $j = i + 1$ .

$$1 + \sum_{j=2}^{\infty} 1_{[\sum_{k=1}^j X_k \leq t]} = 1 + \sum_{i=1}^{\infty} 1_{[\sum_{k=1}^{i+1} X_k \leq t]} \quad (2.20)$$

$$= 1 + \sum_{i=1}^{\infty} 1_{[\sum_{k=2}^{i+1} X_k \leq t - X_1]}. \quad (2.21)$$

Celkem tedy dostáváme pro  $s \in [0, t]$

$$E[N_t | X_1 = s] = 1 + \sum_{i=1}^{\infty} E[1_{[\sum_{k=2}^{i+1} X_k \leq t - X_1]} | X_1 = s] \quad (2.22)$$

$$= 1 + E \sum_{i=1}^{\infty} [1_{[\sum_{k=2}^{i+1} X_k \leq t - s]}] \quad (2.23)$$

$$= 1 + M(t - s). \quad (2.24)$$

Tedy pro  $M(t)$  dostáváme z (2.18) a (2.24)

$$M(t) = \int_0^t 1 + M(t - s) dF(s) = F(t) + (M * F)(t). \quad (2.25)$$

□

**Věta 13.** Předpokládejme, že  $g : [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$  je měřitelná a lokálně omezená, potom existuje právě jedna lokálně omezená funkce  $u$ , která řeší rovnici  $u = g + u * F$ ,  $u$  je pak tvaru

$$u = g + g * M. \quad (2.26)$$

*Důkaz.* Nejdříve ověříme, že (2.26) je lokálně omezené.  $g + g * M$  splňuje podmínky věty 2.1, tedy pro ni to platí.

$$u * F = (g + g * M) * F \quad (2.27)$$

$$= g * F + g * M * F \quad (2.28)$$

z linearit integrálu, vlastnost 3). Z věty 12 platí, že  $M - F = M * F$ . Tedy použitím vlastnosti 4)

$$u * F = g * F + g * (M - F) = g * F + g * M - g * F = g * M = u - g.$$

Tedy  $u = g + u * F$ . Nyní pro spor předpokládejme, že  $v$  je další lokálně omezené řešení obnovy ze zadání a označme  $w = u - v$ . Pak  $w$  je lokálně omezená. Poté

$$w * F = (u - v) * F = u * F - v * F = (u - g) - (v - g) = u - v = w$$

z vlastnosti 3). Tedy

$$w = w * F = w * F * F = w * F^{*n}, n \in \mathbb{N}.$$

$|w(s)| \leq D_t$ , pro  $D_t \in \mathbb{R}$  z definice lokální omezenosti (9),  $0 \leq s \leq t$ .

$$|w(t)| = |w * F^{*n}(t)| \leq \int_0^t |w(t - s)| dF^{*n}(s) \leq D_t \int_0^t dF^{*n}(s) = D_t F^{*n}(t).$$

Z věty 8 víme, že  $\sum_{n=1}^{\infty} F^{*n}(t) < \infty$ , což implikuje

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F^{*n}(t) = 0,$$

což nám dává  $w(t) = 0$  pro  $\forall t \in [0, \infty)$ , tedy  $u = v$ .

□

**Věta 14.** Pro  $t$  ležící v intervalu  $[0, \infty)$  a pro  $y \in [0, t]$  platí

$$P(T_t \geq y) = F^c(t) + \int_0^{t-y} F^c(t-s) dM(s),$$

kde  $F^c(x) = 1 - F(x)$ .

*Důkaz.* Z poznámky 2.4

$$[S_{N_t} \leq t-x] = [T_t \geq x] = [R_{t-x} > x], \quad x \in [0, t], \quad t \in [0, \infty). \quad (2.29)$$

Pokud  $y=t$ ,

$$P(T_t \geq t) = P(R_{t-y} > t) = P(R_0 > t) = P(X_1 > t) = F^c(y)$$

integrál na pravé straně je rovný 0, tedy tvrzení platí. Pro  $y$  menší než  $t$  dostáváme, že

$$P(T_t \geq y) = P(R_{t-y} > y) = \int_0^\infty P(R_{t-y} > y \mid X_1 = s) dF(s).$$

Budeme postupovat podobně jako v důkazu věty 12 a ukážeme, že

$$P(R_{t-y} > y \mid X_1 = s) = P(R_{t-y-s} > y), \quad \forall s \in [0, t-y].$$

Dle poznámky 2.4 rozepíšeme výraz, tedy pro každé přirozené  $n$  a pro  $s \in [0, t-y]$

$$\begin{aligned} P(S_n \leq t-y, N_t = n \mid X_1 = s) &= P(S_n - X_1 \leq t-y-s, N_t = n \mid X_1 = s) \\ &= P(S_{n-1} \leq t-y-s, N_{t-s} = n-1). \end{aligned}$$

Jevy  $[N_t = 0]$  a  $[X_1 \leq t-y]$  jsou disjunktní, potom  $P(N_t = 0 \mid X_1 = s) = 0$  a z toho dostaneme

$$P(S_{N_t} \leq t-y \mid X_1 = s) = \sum_{n=1}^{\infty} P(S_n \leq t-y, N_t = n \mid X_1 = s) \quad (2.30)$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} P(S_{n-1} \leq t-y-s, N_{t-s} = n-1) \quad (2.31)$$

$$= P(S_{N_{t-s}} \leq t-y-s) = P(R_{t-y-s} > y). \quad (2.32)$$

Jevy  $[R_{t-y} > y] = [S_{N_t} \leq t-y]$  a  $[t-y < X_1 \leq t]$  jsou neslučitelné, proto

$$P(R_{t-y} > y \mid X_1 = s) = 0, \quad \forall s \in (t-y, t].$$

Z poznámky 2.4,  $[R_{t-y} \leq y] = [S_{N_t} > t-y]$  je jev disjunktní s jevem  $[X_1 > t] \subseteq [N_t = 0] \subseteq [T_0 = 0]$ . Což znamená, že  $P(R_{t-y} \leq y \mid X_1 > t) = 0$ , potom

$$P(R_{t-y} > y \mid X_1 > t) = 1 - P(R_{t-y} \leq y \mid X_1 > t) = 1.$$

Tedy celkově

$$P(R_{t-y} > y | X_1 = s)1_{[y \leq t]} = P(R_{t-s-y} > y)1_{[s \leq t-y]} + 1_{[s > t]} \quad (2.33)$$

$$P(R_{t-y} > y)1_{[y \leq t]} = \int_0^\infty P(R_{t-y} > y | X_1 = s)1_{[y \leq t]} dF(s) \quad (2.34)$$

$$= \int_0^\infty P(R_{t-s-y} > y)1_{[s \leq t-y]} dF(s) + F^c(t)1_{[y \leq t]}. \quad (2.35)$$

Označme  $u_y(t) \stackrel{\text{def}}{=} P(T_t \geq y)$ . Přepíšeme (2.35)

$$u_y(t) = \int_0^\infty u_y(t) dF(s) + F^c(t).$$

Potom předešlá rovnice je rovnice obnovy tvaru

$$u_y = u_y * F + F^c,$$

která má jednoznačné řešení z věty 13  $u_y = F^c + F^c * M$

$$P(T_t \geq y) = 1_{[y \leq t]} P(R_{t-y} > y) = F^c(t) + \int_0^{t-y} F^c(t-s) dM(s).$$

□

## 2.2 Limitní věty obnovy

**Věta 15.** *Věta obnovy.*

*Pro neřetovitý proces a  $h > 0$ ,*

$$\lim_{t \rightarrow \infty} M(t+h) - M(t) = \frac{h}{\mu}. \quad (2.36)$$

*Důkaz.* Důkaz viz Feller, str. 360.

□

**Věta 16.** *Mějme neřetovitý proces, potom existuje  $K$  nezáporné takové, že pro všechna  $h$  nezáporná a  $t$  nezáporné platí*

$$0 \leq M(t+h) - M(t) \leq K(1+h).$$

*Důkaz.* Pro  $\epsilon > 0$  existuje z věty 15 kladné  $t_0$  takové, že pro všechna  $t \geq t_0$  platí  $M(t+1) - M(t) < \frac{1}{\mu} + \epsilon$ . Pro tato  $t$  teda platí

$$\begin{aligned} M(t+h) - M(t) &\leq M(t + [h]) - M(t) = \sum_{n=1}^{[h]} M(t+n) - M(t+n-1) \leq \\ &\leq [h] \left( \frac{1}{\mu} + \epsilon \right) \leq (h+1) \left( \frac{1}{\mu} + \epsilon \right). \end{aligned}$$

Proto

$$M(t+h) - M(t) \leq (h+1)\left(\frac{1}{\mu} + \epsilon\right). \quad (2.37)$$

Pro  $0 \leq t \leq t_0$

$$M(t+h) - M(t) \leq M(t+h) \leq M(t_0+h).$$

Použijeme již dokázané (2.37) pro  $t = t_0$

$$M(t_0+h) \leq (h+1)\left(\frac{1}{\mu} + \epsilon\right) + M(t_0) \leq (h+1)\left(\frac{1}{\mu} + \epsilon + M(t_0)\right).$$

Pro  $K = \max\left\{\frac{1}{\mu} + \epsilon, \frac{1}{\mu} + \epsilon + M(t_0)\right\}$  dostáváme tvrzení. □

**Věta 17.** *Mějme neřetovitý proces, potom pro limitu zbývajících času do další události dostáváme formuli*

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P(T_t \geq y) = \lim_{t \rightarrow \infty} \left[ F^c(t+y) + \int_0^{t-y} F^c(t-s) dM(s) \right] = \frac{1}{\mu} \int_y^\infty F^c(x) dx,$$

pro všechna  $y$  ležící v intervalu  $[0, \infty)$ .

*Důkaz.* Z tvrzení věty 14

$$P(T_t \geq y) = F^c(t) + \int_0^{t-y} F^c(t-s) dM(s).$$

Nyní budeme upravovat pouze druhý člen.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^{t-y} F^c(t-s) dM(s) = \lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^{t-y} \int_{t-s}^\infty dF(w) dM(s) \quad (2.38)$$

$$= \lim_{t \rightarrow \infty} \int_y^\infty \left( \int_{(t-w)^+}^{t-y} dM(s) \right) dF(w) \quad (2.39)$$

$$= \lim_{t \rightarrow \infty} \int_y^\infty [M(t-w+w-y) - M((t-w)^+)] dF(w). \quad (2.40)$$

Kde Lebesgue–Stieltjesův integrál  $\int_a^b F^c(t-s) dM(s)$  se definuje na polouzavřeném intervalu  $(a, b]$ . Což znamená, že v (2.38) integruji přes množinu  $0 < s \leq t-y$  a podobně o řádek níže přes množinu  $(t-w)^+ < s \leq t-y$ .

Z věty 15 platí

$$\lim_{t \rightarrow \infty} [M(t-w+w-y) - M(t-w)^+] = \frac{w-y}{\mu}, \quad w > y, y \in [0, \infty), \quad (2.41)$$

jelikož  $w$  je pevné a  $t \rightarrow \infty$ . Použijeme Lebesgueho větu o majorantě získané v 16.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \int_y^\infty [M(t-w+w-y) - M(t-w)^+] dF(w) =$$



$$\begin{aligned}
&= \int_y^\infty \frac{w-y}{\mu} dF(w) = \frac{1}{\mu} \int_y^\infty \int_y^w dx dF(w) \\
&= \frac{1}{\mu} \int_y^\infty \int_x^\infty dF(w) dx = \frac{1}{\mu} \int_y^\infty F^c(x) dx.
\end{aligned}$$

Jelikož  $X \geq 0$ , tedy  $\int_y^\infty F^c(x) dx \leq \int_0^\infty F^c(x) dx = \mu < \infty$  a vše je dobře definováno. Nezapomeňme na to, že  $\lim_{t \rightarrow \infty} F^c(t+y) = 0$ , čímž dostáváme tvrzení.  $\square$

*Důsledek.*  $\lim_{t \rightarrow \infty} P(T_t < y) = \frac{1}{\mu} \int_0^y F^c(z) dz$ .

*Důkaz.*

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P(T_t < y) = 1 - \frac{1}{\mu} \int_y^\infty F^c(z) dz = \frac{1}{\mu} (\mu - \int_y^\infty F^c(z) dz)$$

platí

$$\mu = \int_0^\infty F^c(z) dz.$$

Tedy

$$\frac{1}{\mu} (\mu - \int_y^\infty F^c(z) dz) = \frac{1}{\mu} (\int_0^\infty F^c(z) dz - \int_y^\infty F^c(z) dz) = \frac{1}{\mu} \int_0^y F^c(z) dz.$$

$\square$

## 2.3 Rozšíření

Nechť  $X_1, X_2, \dots$  je posloupnost nezávislých, stejně rozdělených neřetovitě náhodných veličin s kladnou střední hodnotou, ne nutně nezáporné, potom důsledek věty 2.2 stále platí. Označme

$$S_n = \sum_{k=1}^n X_k, \quad S_0 = 0 \text{ s.j.} \quad (2.42)$$

$$\tau_y = \inf\{n \in \mathbb{N}; S_n \geq y\}, \quad y \in [0, \infty) \quad (2.43)$$

$$N_k = \inf\{n \in \mathbb{N}; S_n > S_{N_{k-1}}\}, \quad k \in \mathbb{N}, \quad (2.44)$$

$$\tilde{S}_n = S_{N_n}. \quad (2.45)$$

Potom z Blackwell a kol. (1953, str. 316)

$$P(S_{\tau_x} < x + \xi) = P(\tilde{S}_{\tau_x} < x + \xi), \quad (2.46)$$

z čehož plyne korektnost důkazu 2.2 bez předpokladu nezáporných náhodných veličin.

*Důsledek.* Nechť  $X_1, X_2, \dots$  je posloupnost nezávislých, stejně rozdělených neřetovitě náhodných veličin s kladnou střední hodnotou  $\mu$ . Označme  $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ , potom existuje spojitá distribuční funkce  $G$  taková, že pro každé kladné  $\xi$  platí

$$\lim_{y \rightarrow \infty} F_y(\xi) = \lim_{x \rightarrow \infty} P(S_{\tau_Y(y)} < y + \xi) = G(\xi).$$

### 3. Asymptotické výsledky

Tato kapitola je založena na práci Breiman a kol. (1961).

Definujeme  $\Lambda_J$  jako strategii, kde odehrajeme prvních  $J$  tahů,  $J \in \mathbb{N}$ , jako ve strategii  $\Lambda$ , potom pokračujem ve strategii  $\Lambda^*$ .

$$N(y) = \{\inf_n; \sum_{k=1}^n W_k \geq y\} \quad (3.1)$$

$$N^*(y) = \{\inf_n; \sum_{k=1}^n W_k^* \geq y\} \quad (3.2)$$

$$W_k^J = W_k \text{ pro } \Lambda_J \quad (3.3)$$

$$N_J(y) = N(y) \text{ pro } \Lambda_J. \quad (3.4)$$

*Poznámka.* Pro  $N(y)$  platí vztah  $N_y + 1 = N(y)$ .  $M(y) = E[N_y] = E[N(y) - 1]$ . Občas budeme psát jen  $N$  místo  $N(y)$ , pokud bude zřejmé, jaký argument myslíme.

**Věta 18.** *Markovův čas  $N^*(y)$  je integrovatelná náhodná veličina.*

*Důkaz.* Z věty 8 a pozorování v (2.46) víme, že  $N_y^*$  je integrovatelná, tedy i  $N_y + 1 = N(y)$ . □

*Poznámka.* Čas  $N_J(y)$  je integrovatelný.

**Věta 19.** *Pro jakoukoli strategii  $\Lambda$ , pro niž naše bohatství  $C_n$  (5) roste do nekonečna skoro jistě pro  $n \rightarrow \infty$ , platí*

$$E[N(y)] = \frac{1}{w^*} E\left[\sum_{k=1}^{N(y)} (w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}])\right] + \frac{1}{w^*} E\left[\sum_{k=1}^{N(y)} W_k\right]. \quad (3.5)$$

*Důkaz.* Jelikož  $C_n \rightarrow \infty$  s.j., tedy  $N(y)$  i  $N_J(y)$  jsou konečné s.j. Posloupnost náhodných veličin  $\{Z_n\}$ ,

$$Z_n = \sum_{k=1}^n (W_k^J - E[W_k^J | \mathcal{F}_{k-1}]), \forall n \in \mathbb{N},$$

je martingál.

$$E[Z_n] = E\left[\sum_{k=1}^n (W_k^J - E[W_k^J | \mathcal{F}_{k-1}])\right] = \sum_{k=1}^n E[W_k^J] - E[W_k^J] = 0,$$

$W_k^J$  jsou omezené, tedy  $E[|Z_n|] < \infty$

Použijeme větu Optional stopping theorem 27. Ověříme, že  $|Z_{\min\{n, N_J\}}|$  je omezená. Pro pevné  $y$  platí

$$|Z_{\min\{n, N_J(y)\}}| < y + 2\alpha.$$

Tedy podmínka je splněna, jelikož  $W_k^J$  nabývá hodnot z konečné množiny, proto existuje  $\alpha \in (0, \infty)$  takové, že  $|W_k^J| \leq \alpha$  s.j., a proto

$$E[Z_{N_J}] = E[Z_0] = 0. \quad (3.6)$$

Dále

$$w^* E[N_J] = E\left[\sum_{k=1}^{N_J} w^*\right] \quad (3.7)$$

$$= E\left[\sum_{k=1}^{N_J} (w^* - E[W_k^J | \mathcal{F}_{k-1}])\right] + E\left[\sum_{k=1}^{N_J} W_k^J\right] \quad (3.8)$$

$$= E\left[\sum_{k=1}^{\min\{N, J\}} (w^* - E[W_k^J | \mathcal{F}_{k-1}])\right] + E\left[\sum_{k=1}^{N_J} W_k^J\right] \quad (3.9)$$

$$= E\left[\sum_{k=1}^{\min\{N, J\}} (w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}])\right] + E\left[\sum_{k=1}^{N_J} W_k^J\right] \quad (3.10)$$

kde (3.7) plyne z toho, že  $w^*$  je konstanta, (3.8) plyne z (3.6) a poslední rovnosti platí, jelikož pro  $J > N$  platí  $N = N_J$  a pro  $J \leq N$

$$\begin{aligned} & E\left[\sum_{k=1}^{\min\{N, J\}} (w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}])\right] = \\ & = E\left[\sum_{k=1}^J (w^* - E[W_k^J | \mathcal{F}_{k-1}])\right] + E\left[\sum_{k=J+1}^N (w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}])\right], \end{aligned}$$

ale

$$E\left[\sum_{k=J+1}^N (w^* - E[W_k^* | \mathcal{F}_{k-1}])\right] = E\left[\sum_{k=J+1}^{\infty} (w^* - w^*) \cdot 1_{[N > k-1]}\right] = 0$$

Pokud  $E[N] = \infty$ , potom  $\lim_{J \rightarrow \infty} E[N_J] = \infty$ , jelikož na množině  $[N_J \leq J] = [N \leq J]$  platí  $N_J = N$ , tedy  $E[N_J] \geq E[N_J; N_J \leq J] = E[N; N \leq J]$  pro všechna  $J$ . Limitním přechodem dostáváme  $\lim_{J \rightarrow \infty} E[N_J] \geq \lim_{J \rightarrow \infty} E[N; N \leq J] = E[N]$ .

$$y < E\left[\sum_{k=1}^{N_J} W_k^J\right] < y + \alpha.$$

Tedy (3.7) jde k  $\infty$  pro  $J \rightarrow \infty \implies$  první člen v (3.10) jde k  $\infty$ . Jelikož  $w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}] \geq 0$ , tedy můžeme použít Léviho větu a z omezenosti  $N(y)$  pro pevné  $y$  platí

$$\infty = \lim_{J \rightarrow \infty} E\left[\sum_{k=1}^{\min\{N, J\}} (w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}])\right] = E\left[\sum_{k=1}^N (w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}])\right].$$

Nyní předpokládejme, že  $E[N] < \infty$ .

$$\lim_{J \rightarrow \infty} E\left[ \sum_{k=1}^{\min\{N, J\}} (w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}]) \right] \quad (3.11)$$

$$= \lim_{J \rightarrow \infty} w^* E[\min\{N, J\}] - \lim_{J \rightarrow \infty} E\left[ \sum_{k=1}^{\min\{N, J\}} E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}] \right] \quad (3.12)$$

$$= w^* E[N] - E\left[ \sum_{k=1}^N E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}] \right]. \quad (3.13)$$

Na oba sčítance z (3.12) použijeme Léviho větu, funkce  $\min\{N, J\}$  je neklesající, funkce  $W_k > 0$  s.j., tedy i  $E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}] > 0$  s.j., pro pevné  $y$  je  $N(y)$  omezená s.j. a  $\sum_{k=1}^{\min\{N, J\}} E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}]$  přepíšeme jako  $\sum_{k=1}^{\infty} E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}] 1_{[\min\{N, J\} \geq k]}$ . Celkem dostáváme, že  $E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}] 1_{[\min\{N, J\} \geq k]} > 0$  s.j., tedy z Léviho věty platí (3.13).

Podobně pro  $E[\sum_{k=1}^{N_J} W_k^J]$ ,  $\sum_{k=1}^{N_J} W_k^J$  je nezáporná, omezená  $y + \alpha$ , použijeme Lebesgueovu větu.

$$\lim_{J \rightarrow \infty} E\left[ \sum_{k=1}^{N_J} W_k^J \right] = E\left[ \sum_{k=1}^N W_k \right]. \quad (3.14)$$

Pokračujeme úpravami

$$E[N_J] = \int_{N \leq J} N dP + \int_{N > J} N_J dP.$$

Označme  $U_J = \sum_{k=1}^J W_k$ ,  $\tau = \inf\{n \in \mathbb{N}; \sum_{k=J+1}^{J+n} W_k^J > y - U_J\}$  a  $\tilde{N}(U_J) = \{\sum_{k=J+1}^{J+\tau} W_k^J\}$ . Přepíšeme výraz

$$\int_{N > J} N_J dP = \int_{N > J} J + \tilde{N}(U_J) dP = JP(N > J) + \int_{N > J} \tilde{N}(U_J) dP.$$

Všimneme si, že platí  $\lim_{J \rightarrow \infty} JP(N > J) = 0$  z Lebesgueovy věty. Dále

$$\int_{N > J} \tilde{N}(U_J) dP = E[E[\tilde{N}(U_J) 1_{[N > J]} | \mathcal{F}_J]] \quad (3.15)$$

$$= E[E[\tilde{N}(U_J) | \mathcal{F}_J] 1_{[N > J]}] \quad (3.16)$$

$$= E[E[\tilde{N}(U_J) | U_J] 1_{[N > J]}] \quad (3.17)$$

$$= E[E[\tilde{N}(U_J) | U_J] | [N > J]] P(N > J). \quad (3.18)$$

Jelikož platí

$$E[\tilde{N}(U_J) | \mathcal{F}_J] = E[E[\tilde{N}(U_J) | \mathcal{F}_J] | U_J] = E[\tilde{N}(U_J) | U_J] \text{ s.j.}$$

Budeme upravovat výraz

$$y - U_J + \alpha \geq E\left[\sum_{k=J}^{J+\tilde{N}(U_J)} W_k^J \mid U_J\right] \quad (3.19)$$

$$= E\left[\sum_{k=J}^{\infty} W_k^* 1_{[\tilde{N}(U_J)+J > k-1]} \mid U_J\right] \quad (3.20)$$

$$= w^* E\left[\sum_{k=J}^{\infty} 1_{[\tilde{N}(U_J)+J > k-1]} \mid U_J\right] \quad (3.21)$$

$$= w^* E\left[\sum_{k=J}^{\tilde{N}(U_J)+J} 1 \mid U_J\right] \quad (3.22)$$

$$= w^* E[\tilde{N}(U_J) \mid U_J] \quad (3.23)$$

$$\Rightarrow E[\tilde{N}(U_J) \mid U_J] \leq \frac{y - U_J + \alpha}{w^*} \quad (3.24)$$

(3.24) plyne z definice  $\tilde{N}(U_J)$  a (3.21) z nezávislosti  $W_k^*$  a  $U_J$ . Obráceně

$$\begin{aligned} \alpha(N - J) &\geq \sum_{k=J+1}^N W_k \geq \sum_{k=1}^N W_k - \sum_{k=1}^J W_k \geq y - U_J \\ &\Rightarrow \alpha(N - J) \geq y - U_J \end{aligned} \quad (3.25)$$

na jevu  $[N > J]$ . Dosadíme (3.24) a (3.25) do (3.18), tedy

$$\int_{N>J} \tilde{N}(U_J) dP = E[E[\tilde{N}(U_J) \mid U_J] \mid [N > J]] P(N > J) \quad (3.26)$$

$$\leq E\left[\frac{y - U_J + \alpha}{w^*} \mid [N > J]\right] P(N > J) \quad (3.27)$$

$$\leq E\left[\frac{\alpha(N - J) + \alpha}{w^*} \mid [N > J]\right] P(N > J) \quad (3.28)$$

$$\leq \frac{\alpha}{w^*} \int_{N>J} (N - J) dP + \frac{\alpha}{w^*} P(N > J). \quad (3.29)$$

Pošleme  $J$  do nekonečna

$$\lim_{J \rightarrow \infty} \frac{\alpha}{w^*} \int_{N>J} (N - J) dP + \frac{\alpha}{w^*} P(N > J) \leq \lim_{J \rightarrow \infty} \frac{\alpha 2K}{w^*} P(N > J) + \frac{\alpha}{w^*} P(N > J) = 0. \quad \blacksquare$$

Pro nějaké  $K \in \mathbb{R}$ ,  $|N| \leq K$  z omezenosti  $N$  skoro všude. Celkově máme

$$\begin{aligned} \lim_{J \rightarrow \infty} E[N_J] &= \int_{N \leq J} N dP + \int_{N > J} N_J dP \\ &= E[N] + 0 \end{aligned} \quad (3.30)$$

Použitím Lebesgueovi věty a omezeností  $N$ . Potom z (3.7), (3.14), (3.12) a (3.30) plyne tvrzení. □

Nechť máme posloupnost náhodných veličin  $\{V_i\}_{i=1}^{\infty}$ , potom označme

$$\tau_V(y) = \{\inf_n; V_n \geq y\}.$$

**Věta 20.** *Nechť  $(Y_1, Y_2, \dots)$  a  $(V_1, V_2, \dots)$  jsou posloupnosti takových náhodných veličin, že platí  $\lim_{n \rightarrow \infty} Y_n = \infty$  s.j.,  $\lim_{n \rightarrow \infty} Y_n + V_n = \infty$  s.j. Nechť je  $Z$  libovolná náhodná veličina a  $V = \sup_{n \in \mathbb{N}} |V_n|$ . Označme*

$$H_y(\xi) = P(V_{\tau_Y(Z+y)} < Z + y + \xi) \quad (3.31)$$

$$D_y(\xi) = P((Y + V)_{\tau_{Y+V}(Z+y)} < Z + y + \xi), \quad (3.32)$$

potom pro libovolné  $u > 0$  platí

$$H_{x+u}(\xi - 2u) - P(V \geq u) \leq D_y(\xi) \leq H_{y-u}(\xi + 2u) + P(V \geq u).$$

*Důkaz.*

$$D_y(\xi) \leq P((Y + V)_{\tau_{Y+V}(Z+y)} < Z + y + \xi; V < u) + P(V \geq u) \quad (3.33)$$

$$\leq P(Y_{\tau_Y(Z+y-u)} < Z + y + \xi + u; V < u) + P(V \geq u) \quad (3.34)$$

$$\leq H_{y-u}(\xi + 2u) + P(V \geq u) \quad (3.35)$$

a obráceně

$$D_y(\xi) \geq P((Y + V)_{\tau_{Y+V}(Z+y)} < Z + y + \xi; V < u) \quad (3.36)$$

$$\geq P(Y_{\tau_Y(Z+y+u)} < Z + y + \xi - u; V < u) \quad (3.37)$$

$$\geq P(Y_{\tau_Y(Z+y+u)} < Z + y + \xi - u) + P(V < u) - 1 \quad (3.38)$$

$$\geq H_{y+u}(\xi - 2u) - P(V \geq u) \quad (3.39)$$

kde 2. nerovnost plyne z toho, že rozšiřujeme přípustný prostor pro  $Y_n$ , respektivě zúžujeme. □

**Věta 21.** *Nechť  $X_1, X_2, \dots$  je posloupnost stejně rozdělených, nezávislých, nešeršovitých náhodných veličin s kladnou konečnou střední hodnotou. Definujeme  $Y_n = X_1 + \dots + X_n$ . Dále mějme  $Z$ , libovolnou náhodnou veličinu nezávislou s  $X_1, X_2, \dots, G$ , kde  $G$  je limitní distribuční funkce z důsledku 2.2 a úvahy (2.46), a označme*

$$F_{y,Z}(\xi) = P(Y_{\tau_Y(Z+y)} < Z + y + \xi),$$

potom  $\lim_{y \rightarrow \infty} F_{y,Z}(\xi) = G(\xi)$

*Důkaz.*

$$F_{y,Z}(\xi) = E[P(Y_{\tau_Y(Z+y)} < Z + y + \xi \mid Z)].$$

Dále

$$\begin{aligned} & \lim_{y \rightarrow \infty} E[P(Y_{\tau_Y(Z+y)} < Z + y + \xi \mid Z = z)] \\ &= \lim_{y \rightarrow \infty} E[F_{y+z,0}(\xi)] = E[\lim_{y \rightarrow \infty} F_{y+z,0}(\xi)] = G(\xi). \end{aligned}$$

Kde jsme použili Lebesgueovu větu o konvergenční majorantě s 1 jako majorantou. Tedy i  $\lim_{y \rightarrow \infty} F_{y,Z}(\xi) = G(\xi)$ . □

**Věta 22.** Necht  $\sum_{k=1}^n W_k - \sum_{k=1}^n W_k^*$  konverguje s.j. k nějaké konečné náhodné veličině. Předpokládejme, že  $W_k^*$  jsou nešeršovitě a  $F_y(\xi)$  je distribuční funkce  $\sum_{k=1}^{N(y)} W_k - y$ , potom  $\lim_{y \rightarrow \infty} F_y(\xi) = F^*(\xi)$ .

*Důkaz.* Pro pevné  $m \in \mathbb{N}$  označme

$$U_m = - \sum_{k=1}^{m-1} W_k, \quad (3.40)$$

$$V_{m,n} = \sum_{k=m}^n W_k - \sum_{k=m}^n W_k^*, \quad (3.41)$$

$$V_m = \sup_n |V_{m,n}|, \quad (3.42)$$

$$\tau_0(y) = \inf \left\{ n; \sum_{k=m}^n W_k^* \geq U_m + y \right\}, \quad (3.43)$$

$$\tau_1(y) = \inf \left\{ n; \sum_{k=m}^n W_k^* + V_{m,n} \geq U_m + y \right\}, \quad (3.44)$$

$$H_y(\xi) = P \left( \sum_{k=m}^{\tau_0(y)} W_k^* < U_m + y + \xi \right). \quad (3.45)$$

Konvergence skoro jistě je ekvivalentní cauchyovské konvergenci skoro jistě a z definice cauchyovské posloupnosti máme  $\lim_{m \rightarrow \infty} V_m = 0$  s.j. Tedy

$$F_y(\xi) = P \left( \sum_{k=m}^{\tau_1(y)} W_k^* + V_{m,n} < U_m + y + \xi \right)$$

rovnost plyne přímo z dosazení. Využijeme odvozenou nerovnost z 20, potom pro  $u > 0$  platí

$$H_{y+u}(\xi - 2u) - P(V_m \geq u) \leq F_y(\xi) \leq H_{y-u}(\xi + 2u) + P(V_m \geq u).$$

Pošleme  $y \rightarrow \infty$  a aplikujeme předešlou větu 21, tedy

$$F^*(\xi - 2u) - P(V_m \geq u) \leq \liminf_{y \rightarrow \infty} F_y^*(\xi) \leq \limsup_{y \rightarrow \infty} F_y^*(\xi) \leq F^*(\xi + 2u) + P(V_m \geq u)$$

pak pošleme  $m \rightarrow \infty \implies P(U_m \geq u) \rightarrow 0$  pro pevné  $u$ .

$$F^*(\xi - 2u) \leq \liminf_{y \rightarrow \infty} F_y^*(\xi) \leq \limsup_{y \rightarrow \infty} F_y^*(\xi) \leq F^*(\xi + 2u)$$

$u \rightarrow 0 \implies F^*(\xi \pm u) \rightarrow F^*(\xi)$  ze spojitosti  $F^*$  z důsledku věty 17, tedy celkem

$$F^*(\xi) \leq \liminf_{y \rightarrow \infty} F_y^*(\xi) \leq \limsup_{y \rightarrow \infty} F_y^*(\xi) \leq F^*(\xi)$$

$$\implies F^*(\xi) = \liminf_{y \rightarrow \infty} F_y^*(\xi) = \limsup_{y \rightarrow \infty} F_y^*(\xi).$$

□

**Věta 23.** *Nechť  $\Lambda$  je nějaká strategie. Potom  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{C_n}{C_n^*}$  existuje s.j. a  $E[\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{C_n}{C_n^*}] \leq 1$ .*

*Důkaz.* Označme  $V_n = \log(X_n^T b_n)$  a  $V_n^* = \log(X_n^T b_n^*)$ .  
Z definice  $w^*$ ,

$$E[W_n | \mathcal{F}_{n-1}] \leq w^*$$

kde  $W_n$  může záležet na  $\mathcal{F}_{n-1}$ , tedy úpravami

$$E[\log((1 - \epsilon)V_n^* + \epsilon V_n) - \log V_n^* | \mathcal{F}_{n-1}] \leq 0 \quad (3.46)$$

$$E[\log((1 - \epsilon)V_n^*(1 + \frac{\epsilon V_n}{(1 - \epsilon)V_n^*})) - \log V_n^* | \mathcal{F}_{n-1}] \leq 0 \quad (3.47)$$

$$E[\log(\frac{(1 - \epsilon)V_n^*}{V_n^*}) + \log((1 + \frac{\epsilon V_n}{(1 - \epsilon)V_n^*})) | \mathcal{F}_{n-1}] \leq 0 \quad (3.48)$$

$$\frac{1}{\epsilon} E[\log((1 + \frac{\epsilon V_n}{(1 - \epsilon)V_n^*})) | \mathcal{F}_{n-1}] \leq \frac{1}{\epsilon} \log(\frac{1}{1 - \epsilon}). \quad (3.49)$$

Použijeme Fatouovo lemma

$$\begin{aligned} \liminf_{\epsilon \rightarrow 0} E[\frac{1}{\epsilon} \log((1 + \frac{\epsilon V_n}{(1 - \epsilon)V_n^*})) | \mathcal{F}_{n-1}] &= \liminf_{\epsilon \rightarrow 0} E[\frac{1}{\epsilon} \frac{\epsilon V_n}{(1 - \epsilon)V_n^*} | \mathcal{F}_{n-1}] \\ &= E[\frac{V_n}{V_n^*} | \mathcal{F}_{n-1}] \leq \liminf_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{1}{\epsilon} \log(\frac{1}{1 - \epsilon}) \\ &= \liminf_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{1}{\epsilon} \log(1 + \frac{\epsilon}{1 - \epsilon}) = 1. \end{aligned}$$

Tedy

$$E[\frac{C_n}{C_n^*}] = E[E[\frac{C_n}{C_n^*} | \mathcal{F}_{n-1}]] = E[\frac{C_{n-1}}{C_{n-1}^*} E[\frac{V_n}{V_n^*} | \mathcal{F}_{n-1}]] \leq E[\frac{C_{n-1}}{C_{n-1}^*}]$$

implikuje, že  $E[\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{C_n}{C_n^*}] \leq 1$ . Stačí jen dokázat, že  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{C_n}{C_n^*}$  existuje s.j, ale to platí, jelikož  $E[\frac{C_n}{C_n^*} | \mathcal{F}_{n-1}] \leq \frac{C_{n-1}}{C_{n-1}^*}$ , tedy  $E[\frac{C_n}{C_n^*} | \mathcal{F}_{n-1}]$  je nezáporný supermartingál a tedy má limitu s.j. viz 28. □

**Věta 24.** *Pokud pro strategii  $\Lambda$  platí, že pro žádnou hodnotu  $b_n$ ,  $X_n^T b_n = 0$  pro všechny  $n$ , potom skoro jistě platí*

$$\sum_{n=1}^{\infty} (w^* - E(W_n | \mathcal{F}_{n-1})) = \infty \iff \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{C_n^*}{C_n} = \infty \text{ s.j.}$$

*Důkaz.* Zvolme  $K > 0$ . Označme

$$A = [(w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}]) \geq K \text{ nekonečně mnohokrát}]$$

. Nalezneme  $p$  takové, že  $p = \min_i P(\mathbb{X}_1 = x_i)$ . Pokud  $(w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}]) \geq K$ , tak to implikuje, že  $P(w^* - W_k \geq K | \mathcal{F}_{k-1}) \geq p$ , jelikož aby střední hodnota



mohla být větší než  $K$ , musí náhodný vektor být větší nebo rovno  $K$  s kladnou pravděpodobností. Potom z Borel-Cantelliho lemmatu podmíněné verze Doob (1953) platí, že

$$\sum_{k=1}^{\infty} P(w^* - W_k \geq K \mid \mathcal{F}_{k-1}) = \infty \iff [W_1^* - W_1 \geq K \text{ nekonečně mnohokrát}] \text{ s.j.}$$

Tedy na  $A$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \log\left(\frac{C_n^*}{C_n}\right) = \sum_{k=1}^{\infty} (W_k^* - W_k) = \infty \text{ s.j.}$$

tedy i  $\lim_{n \rightarrow \infty} \log\left(\frac{C_n^*}{C_n}\right) = \infty$  s.j.

Nadefinujeme si strategii pro  $\Lambda$ ,

$$\Lambda_n^K = \begin{cases} \Lambda_n, & (w^* - E[W_k \mid \mathcal{F}_{k-1}]) < K \\ \Lambda_n^*, & \text{jinak.} \end{cases}$$

Definujeme náhodné veličiny

$$U_n = \log\left(\frac{C_n^*}{C_n^K}\right) - \sum_{k=1}^n (w^* - E(W_k^K \mid \mathcal{F}_{n-1})),$$

kde  $C_n^K$  a  $W_k^K$  jsou ekvivalenty  $C_n$  a  $W_k$  za strategie  $\Lambda^K$ .  $U_n$  je martingální posloupnost a platí

$$U_n - U_{n-1} = W_n^* - W_n^K - (w^* - E[W_n^K \mid \mathcal{F}_{n-1}]).$$

Dále platí

$$\sup(W_n^* - W_n) \leq \frac{K}{p} + 2K \implies U_n - U_{n-1} \leq \frac{K}{p} + 2K$$

$$U_n - U_{n-1} \geq \alpha - \beta - K.$$

Pro  $\alpha = \inf_{\omega \in \Omega} \log(\mathbb{X}(w)^T b^*)$  a  $\beta = \max_{\omega \in \Omega, j \in I} \log(X^j(\omega))$ .  $\alpha$  je konečné z předpokladu.

Použijeme Doobovu Větu o konvergenci martingálu 29 na  $U_n$ .

Tedy  $\lim_{n \rightarrow \infty} U_n$  existuje s.j. kdykoli  $\limsup_{n \rightarrow \infty} U_n < \infty$  nebo  $\liminf_{n \rightarrow \infty} U_n > -\infty$  s.j.

Nechť platí  $\sum_{n=1}^{\infty} (w^* - E(W_k \mid \mathcal{F}_{n-1})) < \infty$  s.j. Předpokládejme, že  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{C_n^*}{C_n} = \infty$  s.j., což implikuje, že  $\liminf_{n \rightarrow \infty} U_n > -\infty$  s.j., tedy  $\lim_{n \rightarrow \infty} U_n$  existuje s.j., což je spor. Podobně obráceně. Dostáváme ekvivalenci skoro jistě

$$\sum_{n=1}^{\infty} (w^* - E(W_n^K \mid \mathcal{F}_{n-1})) = \infty \iff \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{C_n^*}{C_n^K} = \infty.$$

Ale jestliže  $\sum_{n=1}^{\infty} (w^* - E(W_n^K \mid \mathcal{F}_{n-1})) = \infty$ , potom nutně  $\sum_{n=1}^{\infty} (w^* - E(W_n \mid \mathcal{F}_{n-1})) = \infty$ , jelikož  $W_n > W_n^K$  jen v konečně mnoha případech a  $W_n$  jsou omezené s.j. Podobně pro  $C_n$  a  $C_n^K$ .

□

**Věta 25.** Necht' náhodné veličiny  $W_1^*, W_2^*, \dots$  jsou nešeršovité náhodné veličiny. Potom pro jakoukoliv strategii  $\lambda$  platí

$$\lim_{y \rightarrow \infty} (E[N(y)] - E[N^*(y)]) = \frac{1}{w^*} \sum_{n=1}^{\infty} (w^* - E[W_n])$$

*Důkaz.* Dle věty 19

$$E[N(y)] = \frac{1}{w^*} E\left[\sum_{k=1}^{N(y)} (w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{n-1}])\right] + \frac{1}{w^*} E\left[\sum_{k=1}^{N(y)} W_k\right].$$

Tedy

$$\begin{aligned} E[N^*] - E[N] &= \\ &= \frac{E[\sum_{k=1}^{N^*} (E[W_k^* - E[W_k^* | \mathcal{F}_{n-1}])]}{E[W_k^*]} - \frac{E[\sum_{k=1}^N (w^* - E[W_k | \mathcal{F}_{n-1}])]}{w^*} + \\ &\quad + \frac{1}{w^*} E\left[\sum_{k=1}^{N^*} W_k^* - \sum_{k=1}^N W_k\right] \end{aligned}$$

ale

$$\frac{1}{w^*} E\left[\sum_{k=1}^{N^*} (E[W_k^* - E[W_k^* | \mathcal{F}_{n-1}])\right] = 0$$

z nezávislosti  $W_k^*$  na  $\mathcal{F}_{n-1}$ .

$$\lim_{y \rightarrow \infty} \frac{1}{w^*} E\left[\sum_{k=1}^{N^*} W_k^* - y - \sum_{k=1}^N W_k + y\right] = 0$$

z věty 22

Tedy když pošleme  $y$  do nekonečna, dostáváme tvrzení, pokud  $\sum_{k=1}^n W_k - \sum_{k=1}^n W_k^*$  konverguje ke skoro všude konečné hodnotě, pokud ne, pak z věty 3  $\sum_{n=1}^{\infty} (E[W_n^*] - E[W_n]) = \infty$  na množině kladné pravděpodobnosti, tedy z

$$E[N] - E[N^*] = \frac{E[\sum_{k=1}^N (w^* + E[W_k | \mathcal{F}_{k-1}])]}{w^*} - \frac{1}{w^*} E\left[\sum_{k=1}^{N^*} W_k^* - \sum_{k=1}^N W_k\right]$$

druhý člen je omezený, tedy levá strana se rovná nekonečnu a tvrzení je dokázáno, jelikož obě strany se rovnají nekonečnu. □

# 4. Appendix

## 4.1 Náhodná procházka

**Věta 26.** *Nechť  $X_1, X_2, \dots$  jsou nezávislé, stejně rozdělené náhodné veličiny omezené konstantou  $\alpha$  a mají konečnou střední hodnotou. Označme  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ .*

*Pokud*

$$\lim_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty \text{ s.j.}, \quad (4.1)$$

*potom  $E[X_i] > 0$ .*

*Důkaz.* Pokud  $E[X_i] < 0$ , potom ze Silného zákona velkých čísel dostáváme, že  $\lim_{n \rightarrow \infty} S_n = -\infty$  s.j., což je spor. Tedy  $E[X_i] \geq 0$ .

Nyní předpokládejme, že  $E[X_i] = 0$ . Pokud  $E[|X_i|] = 0$ , potom  $X_i = 0$  s.j., tedy i  $S_n = 0$  s.j. pro všechna  $n$ , což je spor s předpokladem (4.1).

Nechť  $E[|X_i|] > 0$ , potom existuje  $\varepsilon > 0$  takové, že splňuje  $0 < \varepsilon \leq P(X_1 \leq -\varepsilon)$ . Označme posloupnost Markovských časů

$$\tau_n := \inf\{k \in \mathbb{N}; S_k \notin (-\varepsilon, n\varepsilon)\},$$

kteřá je skoro jistě konečná z předpokladu  $\lim_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty$  s.j. Je splněn předpoklad Lebesgueovy věty o majorantě, konkrétně

$|S_{\tau_n \wedge m}| \leq n\varepsilon + |X_{\tau_n}| \leq n\varepsilon + \alpha; \alpha \in \mathbb{R}_+, m \in \mathbb{N}$ . Potom

$$0 = E[S_{\tau_n \wedge m}] \implies \lim_{m \rightarrow \infty} E[S_{\tau_n \wedge m}] = E[S_{\tau_n}] = 0.$$

$$0 < \varepsilon \leq P(X_1 < -\varepsilon) \leq P(Z < -\varepsilon)$$

Náhodná veličina  $S_{\tau_n}$  nabývá hodnot v  $(\infty, -\varepsilon] \cup [n\varepsilon, \infty)$  s.j., tedy

$$E[S_{\tau_n}] = E[S_{\tau_n}; S_{\tau_n} \geq n\varepsilon] + E[S_{\tau_n}; S_{\tau_n} \leq -\varepsilon] \quad (4.2)$$

$$E[S_{\tau_n}; S_{\tau_n} \geq n\varepsilon] \geq n\varepsilon P(S_{\tau_n} \geq n\varepsilon) \geq n\varepsilon(1 - \varepsilon) \quad (4.3)$$

$$E[S_{\tau_n}; S_{\tau_n} \leq -\varepsilon] = E[S_{\tau_{n-1}}; S_{\tau_n} \leq -\varepsilon] + E[X_i; S_{\tau_n} \leq -\varepsilon] \geq -\varepsilon - \alpha \quad (4.4)$$

Vidíme, že druhý člen je omezený ze zdola a první člen jde k nekonečnu pro zvětšující se  $n$ .

$$\varepsilon + \alpha \geq -E[S_{\tau_n}; S_{\tau_n} \geq n\varepsilon] = E[S_{\tau_n}; S_{\tau_n} \leq n\varepsilon] \geq n\varepsilon(1 - \varepsilon)$$

Pro  $n > \frac{\varepsilon + \alpha}{\varepsilon(1 - \varepsilon)}$  dostáváme spor s předpokladem (4.1) a proto tedy nutně  $E[X_i] > 0$ .

□

## 4.2 Pomocné věty

**Věta 27.** *Bhattacharya a Waymire (2007, str. 43) Optional sampling theorem.* Necht  $\{X_t; t \in T\}$  je zprava spojitý  $\mathcal{F}_t$ -martingál, kde  $T = \mathbb{N}$  nebo  $T = [0, \infty)$ . Necht  $\tau$  je Markovský čas takový, že platí  $P(\tau < \infty) = 1$  a  $|X_{\tau \wedge t}|$ ,  $t \in T$ , je stejnoměrně integrovatelná, potom

$$E[X_\tau] = E[X_0]$$

**Věta 28.** *Lachout, str. 35 Doobova věta* Necht  $X$  je supermartingal spojitý zprava vzhledem k filtraci  $\{\mathcal{F}_n\}$ , neboli

$$X_s \geq E[X_t | \mathcal{F}_s]$$

pro  $0 \leq s \leq t < \infty$ . Dále necht platí

$$\sup_{t > 0} E[X_t^-] < \infty,$$

potom existuje náhodná, skoro jistě konečná veličina  $Z$  taková, že platí  $\lim_{t \rightarrow \infty} X_t = Z$  s.j.

**Věta 29.** *Lachout, str. 40* Necht  $X$  je submartingal, neboli

$$X_s \leq E[X_n | \mathcal{F}_s].$$

$0 \leq s \leq n < \infty$ . Pokud  $(\sup\{X_n - X_{n-1}\}; n \in \mathbb{N})^+$  je integrovatelné, potom existuje reálná, náhodná veličina  $Z$  a  $\Omega_0 \subseteq \Omega$  taková, že platí  $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = Z$  na množině  $[\omega; \omega \in \Omega_0, P(\Omega_0) = 1] \cap [\omega; \sup X_n(\omega); n \in \mathbb{N} < \infty]$ .

# Závěr

Zformulovali jsme matematický model pro naši situaci. Ukázali jsme, že složky  $\Lambda^*$  nemusí být jednoznačně určeny, ale  $W_1^*$  skoro jistě již ano. Poté jsme se omezili jen na kladná  $X_i$  a vybudovali základy teorie obnovy s cílem ukázat, že

$$\lim_{y \rightarrow \infty} P(C_{N(y)} < y + C)$$

je spojitá distribuční funkce  $G(\xi)$ . Na konci druhé kapitoli jsme se zbavili předpokladu nezápornosti. Ve třetí, finální kapitole porováváme libovolnou strategii  $\Lambda$  s  $\Lambda^*$ . Pokud nám jde o to, abychom si vydělali co nejvíce peněz, dokážeme, že pokud  $\Lambda$  není asymptoticky blízko  $\Lambda^*$ , potom je tato strategie na tom asymptoticky nekonečně krát hůře než alternativa. Dále používáme spojitost limitní funkce  $G(\xi)$ , abychom ukázali, že při používání  $\Lambda^*$  nabydeme nekonečně velkého bohatství mnohem rychleji než-li za  $\Lambda$ .

V druhé kapitole jsme pracovali s obecnými náhodnými veličinami, tedy se domnívám, že by mohlo jít pracovat s nezápornými, omezenými náhodnými vektory  $\mathbb{X}_1, \mathbb{X}_2, \dots$ , které nabývají nespočetně hodnot.

# Seznam použité literatury

- BHATTACHARYA, R. N. a WAYMIRE, E. C. (2007). *A basic course in probability theory*. ISBN 978-0-387-71938-2.
- BLACKWELL, D. A KOL. (1953). Extension of a renewal theorem. *Pacific J. Math*, **3**(1991), 315–320.
- BREIMAN, L. A KOL. (1961). Optimal gambling systems for favorable games.
- DOOB, J. L. (1953). *Stochastic processes*, volume 101. New York Wiley.
- FELLER, W. An introduction to probability theory and its applications. 1991.
- LACHOUT, P. Diskrétní martingaly. Skripta k výuce předmětu Teorie Pravděpodobnosti 2 na MMF UK.
- RATAJ, J. Teorie míry a integrálu. Skripta k výuce předmětu Teorie míry a integrálu na MMF UK.
- SIEGRIST, K. Random services. <https://www.randomservices.org/random/renewal/index.html>. Accessed: July 17, 2019.