

UNIVERZA V LJUBLJANI
FAKULTETA ZA MATEMATIKO IN FIZIKO

Finančna matematika – 1. stopnja

Anej Rozman

Sestavljeni Poissonov proces in njegova uporaba v financah

Delo diplomskega seminarja

Mentor: doc. dr. Martin Raič

Ljubljana, 2024

KAZALO

1. Uvod	4
2. Sestavljeni Poissonov proces	5
2.1. Osnovne lastnosti	5
2.2. Rodovne funkcije	6
2.3. Porazdelitev CPP	7
2.4. CPP kot martingal	10
3. Cramér-Lundbergov model	10
3.1. Predpostavke in omejitve modela	10
3.2. Verjetnost propada	11
3.3. Aproksimacije	11
3.4. Uporaba modela na podatkih...	11
Slovar strokovnih izrazov	11
Literatura	11

Sestavljeni Poissonov proces in njegova uporaba v financah

POVZETEK

Compound Poisson process and its application in finance

ABSTRACT

Prevod zgornjega povzetka v angleščino.

Math. Subj. Class. (2020): 60G07 60G20 60G51

Ključne besede: slučajni procesi, sestavljeni Poissonov proces, Cramér-Lundbergov model

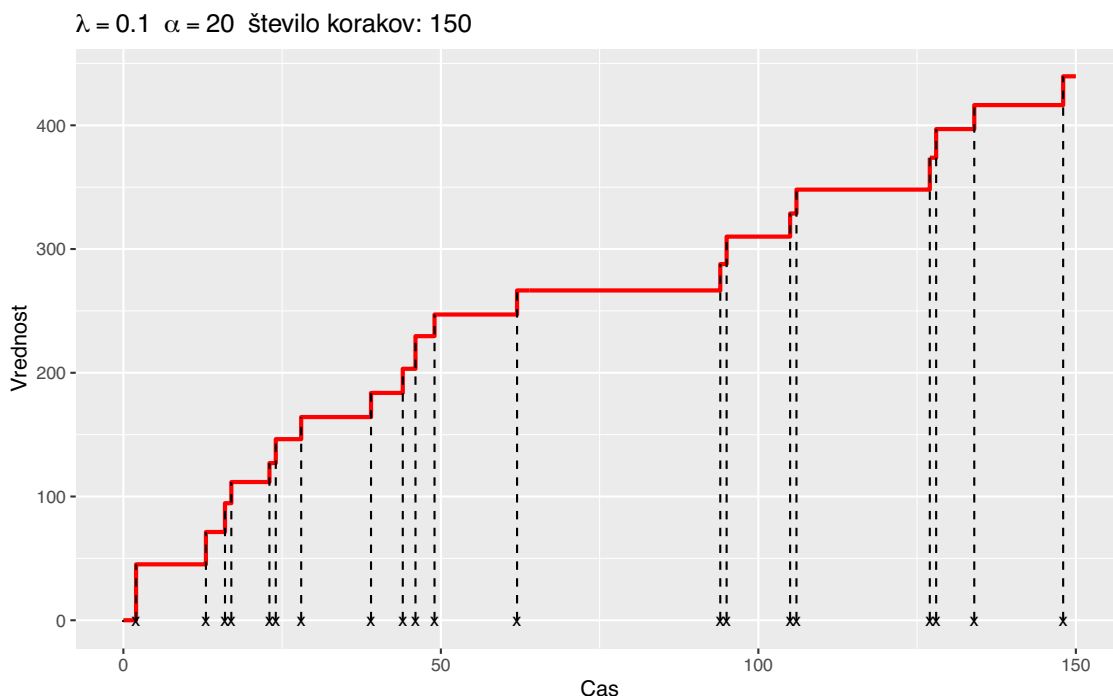
Keywords: stochastic processes, compound Poisson process, Cramér-Lundberg model

KAJ JE PORAZDELITEV PROCESA?
KAKŠNA JE TU VLOGA POCJA
ČADLAC?

DRUŽINA PORAZDELITEV KONČNIH NABOROV
($X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n}$). ČE ŽELIMO, DA PROCES OBSTAJA,
MORA BITI DRUŽINA USTREZNO USKLAJENA,

1. UVOD

Uvodni tekst in motivacija za študiranje procesa, nakaži da boš obravnaval Cramer-Ludenbergov model



SLIKA 1. Primer trajektorije sestavljenega Poissonovega procesa

Definicija 1.1. Naj bo $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ verjetnostni prostor in naj bo $T \neq \emptyset$ neprazna indeksna množica ter (E, Σ) merljiv prostor. *Slučajni proces*, parametriziran s T , je družina slučajnih elementov $X_t : \Omega \rightarrow E$, ki so (\mathcal{F}, Σ) -merljivi za vsak $t \in T$.

V delu se bomo omejili na primer, ko...
Opomba 1.2. Držali se bomo konvencije, da T predstavlja čas, torej $T = [0, \infty)$ in da slučajne spremenljivke zavzemajo vrednosti v realnih števili, torej $(E, \Sigma) = (\mathbb{R}, \mathcal{B}_{\mathbb{R}})$, kjer $\mathcal{B}_{\mathbb{R}}$ predstavlja Borelovo σ -algebro na \mathbb{R} .

Definicija 1.3. Za fiksni $\omega \in \Omega$ je preslikava $[0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}; t \mapsto X_t(\omega)$ *trajektorija* oziroma *realizacija* slučajnega procesa $(X_t)_{t \geq 0}$.

Mogoče navežite ali celo združite; Tako lahko slučajni proces gledamo... vsakemu elementu

Opomba 1.4. Na slučajni proces lahko gledamo tudi kot na predpis, ki nam ~~iz~~ *iz* *vorčnega* prostora Ω priredi slučajno funkcijo $(X_t(\omega))_{t \geq 0} : [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$.

→ ?

Definicija 1.5. Naj bo $(X_t)_{t \geq 0}$ slučajni proces. Potem za $s < t$ definiramo *prirastek procesa* $X_t - X_s$ na intervalu $[s, t]$. Proces $(X_t)_{t \geq 0}$ ima *neodvisne prirastke*, če so za vsak nabor realnih števil $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n < \infty$ prirastki

$$X_{t_2} - X_{t_1}, X_{t_3} - X_{t_2}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$$

med seboj neodvisni.

MORDA PRIDE PRAV EKIVALENTNA KARAKTERIZACIJA, DA JE $X_{t_{n+1}} - X_{t_n}$
NEODVISEN OD $(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n})$.

Definicija 1.6. Naj bo $(X_t)_{t \geq 0}$ slučajni proces. Potem pravimo, da ima proces *stacionarne prirastke*, če za vsak $s < t$ in vsak $h > 0$ velja, da ima $X_{t+h} - X_{s+h}$ enako porazdelitev kot $X_t - X_s$.

Definicija 1.7. Naj bo $\lambda > 0$. Slučajnemu procesu $(N_t)_{t \geq 0}$ definiranim na verjetnostnem prostoru $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ iz vrednostmi v \mathbb{N}_0 , pravimo *Poissonov proces* z intenzivnostjo λ , če zadošča naslednjim pogojem:

- (1) $N_0 = 0$ \mathbb{P} -skoraj gotovo.
- (2) $(N_t)_{t \geq 0}$ ima neodvisne in stacionarne prirastke,
- (3) Za $0 \leq s < t$ velja $N_t - N_s \sim \text{Pois}(\lambda(t - s))$,

TO SI ZASLUŽI BITI TRDITEV, SAJ TO NI RAVNO OČITNO IZ DEFINICIJE!

Opomba 1.8. Vidimo, da v definiciji ne zahtevamo, da so skoki procesa le $+1$. To sledi iz...

Definicija 1.9. Naj bo $(N_t)_{t \geq 0}$ Poissonov proces z intenzivnostjo λ . Naj bo $(X_i)_{i \geq 1}$ zaporedje neodvisnih (med sabo in N_t) in enako porazdeljenih slučajnih spremenljivk z vrednostmi v \mathbb{R} . Potem je *sestavljeni Poissonov proces* $(S_t)_{t \geq 0}$ definiran kot

$$S_t = \sum_{i=1}^{N_t} X_i.$$

Opomba 1.10. Vidimo, da je sestavljeni Poissonov proces posplošitev homogenega Poissonovega procesa, saj če za X_i vzamemo konstantno funkcijo $X_i = 1$ za vsak i , dobimo ravno *HPP*. Bolj v splošnem, če za X_i postavimo $X_i = \alpha$, potem velja $S_t = \alpha N_t$.

V nadaljevanju bomo homogen Poissonov proces z intenzivnostjo $\lambda > 0$ označevali s *HPP*(λ) ali naborom slučajnih spremenljivk $(N_t)_{t \geq 0}$ (angl. Homogeneous Poisson Process), sestavljeni Poissonov proces pa s *CPP* ali naborom slučajnih spremenljivk $(S_t)_{t \geq 0}$ (angl. Compound Poisson Process), kjer bo vsota sledila *HPP*(λ).

2. SESTAVLJENI POISSONOV PROCES

Povzetek poglavja/krajši uvod

2.1. Osnovne lastnosti.

Trditev 2.1. *CPP ima neodvisne in stacionarne prirastke.*

Dokaz. Za nabor realnih števil $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n < \infty$ lahko slučajne spremenljivke $S_{t_i} - S_{t_{i-1}}$ zapišemo kot

$$S_{t_i} - S_{t_{i-1}} = \sum_{j=N_{t_{i-1}}+1}^{N_{t_i}} X_j.$$

NEODVISNOST SKRIVA VRSTO ČERK.

TA DOKAZ BOVA KASNEJE ŽE MALO

DODELALA.

SPLAČA SE POGLEDATI POLOJNO PORAZDELITEV $S_{t_{i+1}} - S_{t_i}$ GLEDE NA $(S_{t_1}, S_{t_2}, \dots, S_{t_n} | N_{t_1} = k_1, N_{t_2} = k_2, \dots, N_{t_n} = k_n)$.

Neodvisnost prirastkov sledi po neodvisnosti X_i od X_j za $i \neq j$ in N_t . Naj bo $h > 0$ in $s < t$. Potem velja

$$S_{t+h} - S_{s+h} = \sum_{j=N_{s+h}+1}^{N_{t+h}} X_j$$

Vsota ima $N_{t+h} - N_{s+h}$ členov. Ker za HPP velja $N_{t+h} - N_{s+h} \sim N_t - N_s$, je

$$\sum_{j=N_{s+h}+1}^{N_{t+h}} X_j = \sum_{j=N_s+1}^{N_t} X_j = S_t - S_s.$$

□

Trditev 2.2. Naj bo $(S_t)_{t \geq 0}$ CPP in naj bosta $\mu = \mathbb{E}[X_i] < \infty$ pričakovana vrednost in $\sigma^2 = \text{Var}[X_i] < \infty$ varianca slučajnih spremenljivk X_i za vsak i . Potem sta za $t \geq 0$ pričakovana vrednost in varianca S_t enaki

$$\mathbb{E}[S_t] = \mu\lambda t \quad \text{in} \quad \text{Var}[S_t] = \lambda t (\sigma^2 + \mu^2).$$

Dokaz. Po formuli za popolno pričakovano vrednost velja $\mathbb{E}[S_t] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[S_t | N_t]]$. Torej

SPLAČA SE UPRAVITI NASLEDNJE:

ČE JE $Y_k = X_1 + X_2 + \dots + X_k$,

JE S_t PORAZDELJENO NA $N_t = k$

PORAZDELJENA ENAKO KOT Y_k .

TAKO DOBIMO $\mathbb{E}(S_t | N_t = k) = k\mu$

IN $\text{Var}(S_t | N_t = k) = k\sigma^2$.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[S_t] &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}[S_t | N_t = k] \mathbb{P}(N_t = k) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^k X_i\right] \mathbb{P}(N_t = k) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} k \mathbb{E}[X_i] \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \\ &= \mu \lambda t e^{-\lambda t} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} \\ &= \mu \lambda t. \end{aligned}$$

$$\mathbb{E}(S_t | N_t = k) = k\mu$$

$$\mathbb{E}(S_t | N_t) = \mu N_t$$

$$\mathbb{E}(S_t) = \mathbb{E}[\mathbb{E}(S_t | N_t)] =$$

$$= \mathbb{E}(\mu N_t) = \mu \mathbb{E}(N_t) =$$

$$= \mu \lambda t$$

$$N_t \sim \text{Pois}(\lambda t)$$

Prek formule $\text{Var}[S_t] = \mathbb{E}[\text{Var}[S_t | N_t]] + \text{Var}[\mathbb{E}[S_t | N_t]]$ računamo

$$\mathbb{E}[\text{Var}[S_t | N_t]] = \mathbb{E}[\text{Var}[X_i | N_t]] = \sigma^2 \lambda t$$

in

$$\text{Var}[\mathbb{E}[S_t | N_t]] = \text{Var}[\mathbb{E}[X_i | N_t]] = \mu^2 \lambda t,$$

saj $N_t \sim \text{Pois}(\lambda t)$. Skupaj dobimo $\text{Var}[S_t] = \lambda t (\sigma^2 + \mu^2)$. □

2.2. Rodovne funkcije.

Trditev 2.3. Naj bo $(S_t)_{t \geq 0}$ CPP. Naj bodo slučajne spremenljivke X_i , ki jih seštevamo v CPP enako porazdeljene kot X . Potem ima za $t \geq 0$ momentno-rodovna funkcija M_{S_t} obliko

$$M_{S_t}(u) = e^{\lambda t (M_X(u) - 1)},$$

kjer M_X označuje momentno-rodovno funkcijo X .

MOGOČE RAJE FORMULIRAJTE ZA KARAKTERISTIČNO FUNKCISO.

⊛ MORJA NAREDITE DODATEK, V KATERI BI DEFINIRALI RODOUNE, [MOMENTNO-RODOUNE] IN KARAKTERISTIČNE FUNKCIJE TER FORMIRALI NEKAJ KLJUČNIH IZREKOV, ŠE ZLASTI:

* IZREK O ENOLČNOSTI

* NJEGOVO OKREPITEV NA KONVERGENCO, T.J. LEVYJEV IZREK O KONTINUITETI

* $S = X_1 + X_2 + \dots + X_N$, KJER SO X_1, X_2, \dots IN NEODVISNE:

$$\zeta_S(u) = \zeta_N(\zeta_X(u))$$

$$\phi_S(u) = \zeta_N(\phi_X(u))$$

Dokaz. *Velja:*

$$\begin{aligned}
 M_{S_t}(u) &= \mathbb{E}[\exp[uS_t]] = \mathbb{E}\left[\exp\left[u\sum_{i=1}^{N_t} X_i\right]\right] \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}\left[\exp\left[u\sum_{i=1}^{N_t} X_i \mid N_t = k\right]\right] \mathbb{P}(N_t = k) \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}\left[\exp\left[u\sum_{i=1}^k X_i\right]\right] \mathbb{P}(N_t = k) \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} \underbrace{\mathbb{E}[e^{uX}]^k}_{M_X(u)^k} \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \\
 &= e^{-\lambda t} + e^{-\lambda t} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(M_X(u)\lambda t)^k}{k!} \\
 &= e^{\lambda t(M_X(u)-1)}
 \end{aligned} \tag{1}$$

V SLOVENŠČINI JE TO MALO NEPODPORA. □

Hitro lahko vidimo, da sta karakteristična in rodovna funkcija CPP enaki

$$\varphi_{S_t}(u) = e^{\lambda t(\varphi_X(u)-1)} \quad \text{in} \quad G_{S_t}(u) = e^{\lambda t(G_X(u)-1)},$$

saj v splošnem velja, da je karakteristična funkcija neke slučajne spremenljivke Y enaka njeni momentno-rodovni funkciji izvrednoteni v iu , torej $\varphi_Y(u) = G_Y(iu)$. Rodovna pa izvrednotena v $\ln(u)$, torej $G_Y(u) = M_Y(\ln(u))$, če obstajata. V nadaljevanju bomo uporabljali predvsem karakteristično funkcijo CPP, saj je ta vedno definirana za vsak $u \in \mathbb{R}$. Prav nam bo prišla tudi naslednja povezava med karakteristično funkcijo CPP in rodovno funkcijo HPP(λ).

Trditev 2.4. Naj bosta $(S_t)_{t \geq 0}$ CPP in $(N_t)_{t \geq 0}$ HPP(λ) neodvisna. Naj bodo slučajne spremenljivke X_i , ki jih seštevamo v CPP, enako porazdeljene kot X . Potem za fiksno $t \geq 0$ velja

$$\varphi_{S_t}(u) = G_{N_t}(\varphi_X(u)).$$

*MOGUČE RAJE KAZ
S KAKARISTIČNO FUNKCIJO φ .*

Dokaz. Po enačbi (1) iz trditve 2.3 velja, da je $\varphi_{S_t}(u)$ enaka

$$\begin{aligned}
 \varphi_{S_t}(u) &= \sum_{k=0}^{\infty} \varphi_X(u)^k \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \\
 &= G_{N_t}(\varphi_X(u)).
 \end{aligned}$$

KONČNO LOČILO SE DOLŽI GLEDATI NA GLAVNI STAVEC „se posvetimo vprašanju“.

2.3. Porazdelitev CPP. Sedaj se posvetimo vprašanju, kako je porazdeljena slučajna spremenljivka S_t za $t \geq 0$. Iz definicije HPP(λ) vemo, da je N_t za $t \geq 0$ porazdeljena kot Poissonova slučajna spremenljivka s parametrom λt . Fiksiramo $t \geq 0$ in dobimo

TALE SICEZ TRADICIONALNA IDENTIFIKACIJA PORAZDELITVE S KUMULATIVNO PORAZDELITVENO FUNKCIJO SE MI MALO UPIRA, ALI NI BOLJE IZPELJATI, DA

ZA VSAKO BORELOVO MNOŽICO B ŠE VELJA

$$P(S_t \in B) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} P(Y_k \in B)$$

$$F_{S_t}(x) = P(S_t \leq x) = \sum_{k=0}^{\infty} P(S_t \leq x \mid N_t = k) P(N_t = k)$$

KJER JE Y_k PORAZDELJENA ENAKO

KOT VSOJA k NEODVISNIH KOPIJ

SLUČAJNE SPREMENLJIVKE X ? POMISLITE,

KOLIKO VAM TELE F_X^{*k} KORISTIJO PRI

ZGLEDU. ZELO NAZORNO PA JE REČI, DA

JE $Y_k \sim \text{Gamma}(k, \lambda)$ kjer je $F_X^{*k}(x)$ porazdelitev k -te konvolucije slučajne spremenljivke X . Razen za posebne primere, je zgornji izraz za praktične namene ne-izračunljiv in nam ne pomaga veliko.

TAKO LAHKO

TAKOJ DOBITE

GOSTOTO

SLUČAJNIH

SPREMENLJIVK

S_t .

Zgled 2.5. Če pogledamo primer, ko so X_1, X_2, \dots neodvisne enako porazdeljene slučajne spremenljivke, porazdeljene kot X

$$X \sim \text{Gamma}(a) \quad f_X(x) = \frac{1}{\Gamma(a)} x^{a-1} e^{-x}$$

za parametrom $a > 0$, lahko pridemo do razmeroma eksplicitne porazdelitve CPP. Gostota k -te konvolucije $X_1 + \dots + X_k$ ima formulo

$$f_{X_1 + \dots + X_k}(x) = \frac{1}{\Gamma(ka)} x^{ka-1} e^{-x}$$

Za $t \geq 0$ in $x \geq 0$ torej velja

$$F_{S_t}(x) = P(S_t \leq x) = \sum_{k=0}^{\infty} F_X^{*k}(x) \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$

(*)

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \dots$$

◇

Trditev 2.6. Naj bo $N \sim \text{Pois}(\lambda)$ za $\lambda > 0$ in X_1, X_2, \dots, X_n neodvisne s.s. (neodvisne med sabo in od N) enako porazdeljene kot

$$X \sim \left(\begin{matrix} a_1 & a_2 & \dots & a_n \\ \frac{\lambda_1}{\lambda} & \frac{\lambda_2}{\lambda} & \dots & \frac{\lambda_n}{\lambda} \end{matrix} \right),$$

za poljubne $a_1, a_2, \dots, a_n \in \mathbb{R}$ in $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n \in \mathbb{R}^+$, za katere velja $\sum_{i=1}^n \lambda_i = \lambda$. Potem velja

ODLOVARJA

NEODVISNIH
HPP-JEV

$$\sum_{j=1}^n a_j Y_j \sim \sum_{j=1}^N X_j,$$

ODLOVARJA PARALIZIRANETU PROLESU

kjer so Y_1, \dots, Y_n neodvisne s.s. porazdeljene kot $\text{Pois}(\lambda_1), \dots, \text{Pois}(\lambda_n)$.

Dokaz. S $\varphi_{Z_n}(u)$ označimo karakteristično funkcijo s.s. $Z_n := a_1 Y_1 + a_2 Y_2 + \dots + a_n Y_n$ in s $\varphi_Z(u)$ karakteristično funkcijo s.s. $Z := \sum_{j=1}^N X_j$. Po neodvisnosti velja

$$\varphi_{Z_n}(u) = \prod_{j=1}^n \varphi_{Y_j}(a_j u)$$

$$\begin{aligned}
 (*) \quad \mathbb{P}(S_k \in B) &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \int_B \frac{1}{\Gamma(k, \lambda)} x^{k-1} e^{-x} d\mathcal{Y}_1(x) = \\
 &= \int_B \underbrace{\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda t)^k}{k!} \frac{1}{\Gamma(k, \lambda)} x^{k-1} e^{-\lambda t - x}}_{\text{gostota}} d\mathcal{Y}_1(x)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \prod_{j=1}^n \exp [\lambda_j (e^{a_j i u} - 1)] \\
&= \exp \left[\sum_{j=1}^n \lambda_j (e^{a_j i u} - 1) \right].
\end{aligned}$$

Po trditvi 2.4 velja

$$\begin{aligned}
\varphi_Z(u) &= G_N(\varphi_X(u)) \\
&= \exp [\lambda (\varphi_X(u) - 1)] \\
&= \exp \left[\lambda \left(\sum_{j=1}^n \frac{\lambda_j}{\lambda} e^{a_j i u} - 1 \right) \right] \\
&= \exp \left[\sum_{j=1}^n \lambda_j (e^{a_j i u} - 1) \right] = \varphi_{Z_n}(u).
\end{aligned}$$

Ker se karakteristični funkciji φ_{Z_n} in φ_Z ujemata, sledi da sta Z_n in Z enako porazdeljeni. \square

Posledica 2.7. Naj bo $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ poljubno zaporedje realnih števil in $(\lambda_n)_{n \in \mathbb{N}}$ zaporedje pozitivnih realnih števil, za katere velja $\sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n = \lambda$ in

$$X \sim \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & \dots \\ \frac{\lambda_1}{\lambda} & \frac{\lambda_2}{\lambda} & \dots \end{pmatrix}.$$

OMENITE, DA SO Z_n IN Z TAKO
KOT V PREJŠNJI POSLEDICI,

Potem velja

POGLEDI RABE

$$\sum_{j=1}^{\infty} a_j \gamma_j \stackrel{?}{=} \sum_{j=1}^N x_j.$$

$$\sum_{j=1}^n a_j Y_j \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} \sum_{j=1}^N X_j,$$

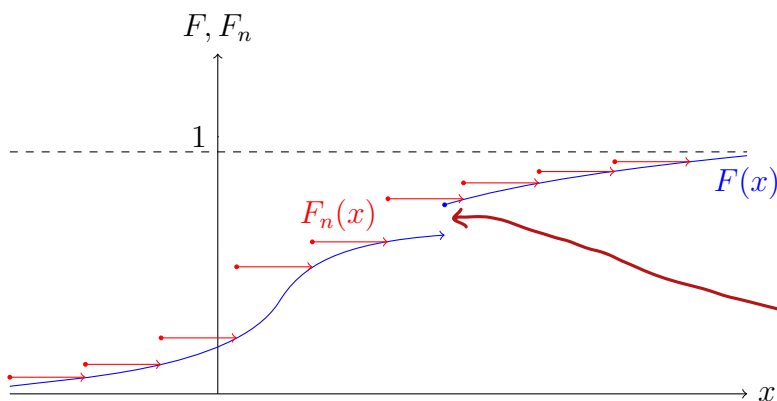
TELE DESNE STRANI NISO ZA VSE
n ENAKE!

Dokaz. Ker velja $\varphi_{Z_n}(u) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \varphi_Z(u)$ za vsak $u \in \mathbb{R}$, po Lévijevem izreku o zveznosti sledi, da $Z_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} Z$. \square

TO JE BOLJ
SLOVENŠKO.
naslednji

X_i niso diskretno

Kaj pa v primeru, ko so X_i zvezno porazdeljene? Tedaj se problema lotimo na sledeč način. Definiramo $F_n(x) := F(\frac{m}{n})$ kjer je $F(x)$ porazdelitvena funkcija slučajne spremenljivke Z_n in $m = \min\{k \in \mathbb{Z} \mid \frac{k}{n} > F_n(x)\}$.



TO SE DA NAZVEDITI
ZA ČISTO SPLOŠNO,
NĚ LE ZA ZVEZNO
PORAZDELITVENO
FUNKCIJO F. TUDI
VAŠA TUKAJ NI ZVEZNA.

SLIKA 2. Aproksimacija F s F_n

DODAJTE ŽE POSLEDICO, KI BO POUVEDALA, KAKO SE TO MANIFESTIRA NA CPP,

Kot je razvidno iz slike 2, je $F_n(x)$ stopničasta funkcija, ki aproksimira porazdelitveno funkcijo $F(x)$. Velja $F_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} F$ povsod kjer je F zvezna.

2.4. CPP kot martingali.

Definicija 2.8. Slučajni proces X_t prilagojen glede na filtracijo $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ martingal, če velja

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

za vsak $0 \leq s \leq t$.

Pokažimo, da v splošnem CPP ni martingal. **IM, ZA PROCES, KI KVEČJEMU NARAŠČA, TO**

Trditev 2.9. Naj bo $(S_t)_{t \geq 0}$ CPP z intenzivnostjo $\lambda > 0$ in naj bodo X_i neodvisne in enako porazdeljene slučajne spremenljivke z $\mathbb{E}[X_i] = \mu$ za vsak i . Potem je S_t martingal natanko tedaj, ko je $\mu = 0$.

SPLONI NI ČUVNO.

Dokaz. Naj bo $0 \leq s \leq t$. Potem velja

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[S_t | \mathcal{F}_s] &= \mathbb{E}[S_t - S_s + S_s | \mathcal{F}_s] \\ &= \mathbb{E}[S_t - S_s] + \mathbb{E}[S_s | \mathcal{F}_s] \\ &= \mu\lambda(t - s) + S_s \end{aligned}$$

Enakost $\mu\lambda(t - s) + S_s = S_s$ velja $\iff \mu\lambda(t - s) = 0 \iff \mu = 0$. \square

Opomba 2.10. Seveda, če velja $\mu \geq 0$, potem je S_t submartingal, če pa $\mu \leq 0$, je S_t supermartingal.

Trditev 2.11. Naj bo $(S_t)_{t \geq 0}$ CPP z intenzivnostjo $\lambda > 0$ in naj bodo X_i neodvisne in enako porazdeljene slučajne spremenljivke z $\mathbb{E}[X_i] = \mu$ za vsak i . Potem je proces

$S_t - \mu\lambda t$ **ZA \mathcal{F}_s LAHKO UZAMEMO NARAVNO FILTRACIJO, LAHKO PA TUDI σ -ALGEBRO, GENERIRANO Z DOGODKI**

martingal. glede na filtracijo...

Dokaz. Naj bosta $0 \leq s < t$. Prirastek $S_t - S_s$ je neodvisen od \mathcal{F}_s in ima pričakovano vrednost $\mu\lambda(t - s)$. Torej

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[S_t - \mu\lambda t | \mathcal{F}_s] &= \mathbb{E}[S_t - S_s] + S_s - \mu\lambda t \\ &= \mu\lambda(t - s) + S_s - \mu\lambda t \\ &= S_s - \mu\lambda s. \end{aligned}$$

$\{N_s = k, X_1 \in B_1, X_2 \in B_2, \dots, X_k \in B_k\}$, KJER SO B_1, \dots, B_k BORELOVE MNOSTICE IN $k = 0, 1, 2, \dots$

\square

3. CRAMÉR-LUNDBERGOV MODEL

zgodovinski uvod in uporaba

3.1. Predpostavke in omejitve modela.

Definicija 3.1. Naj bo $(S_t)_{t \geq 0}$ CPP in naj bodo X_i n.e.p. s.s. z enako porazdelitvijo kot X in $\mathbb{E}[X] = \mu$ ter $\text{Var}[X] = \sigma^2$. Potem proces tveganja v Cramér-Lundbergovem modelu definiramo kot

$$U_t = u + ct - S_t,$$

kjer je $u \geq 0$ začetni kapital zavarovalnice in $c > 0$ stopnja prihodkov iz premij.

3.2. Verjetnost propada. Propad bomo definirali kot dogodek, ko bo vrednost procesa tveganja postala negativna.

Definicija 3.2. Za $0 < T \leq \infty$ je *Verjetnost propada* v Cramér-Lundbergovem modelu definirana kot

$$\psi(u, T) = \mathbb{P}(U_t < 0 \text{ za nek } T \geq t > 0),$$

če gledamo proces na končnem intervalu in kot

$$\psi(u) = \mathbb{P}(U_t < 0 \text{ za nek } t > 0),$$

če gledamo proces na neskončnem intervalu. Označimo še

$$\tau(T) = \inf\{t \mid T \geq t \geq 0, U_t < 0\},$$

kot *čas propada*, kjer se držimo konvencije, da je $\inf \emptyset = \infty$ in pišemo $\tau = \tau(\infty)$ za čas propada na neskončnem intervalu.

Seveda takoj lahko opazimo, da je $\mathbb{E}[U_t] = u + ct - \mathbb{E}[S_t] = u + ct - \mu\lambda t$. Kar nam da prvo intuicijo o stopnji prihodkov premij c .

3.3. Aproksimacije.

3.4. Uporaba modela na podatkih...

SLOVAR STROKOVNIH IZRAZOV

LITERATURA

- [1] S.E. Shreve, Stochastic Calculus for Finance II: Continuous-Time Models, Springer, (2004).
- [2] S.M. Ross, Stochastic Processes: Second Edition, Wiley, (1996).
- [3] P. Embrechts, C. Klüppelberg, T. Mikosch, Modelling Extremal Events: For Insurance and Finance, Springer, (1997).