

Tożsamość Spitzera dla błędzeń losowych typu Kendalla

Mateusz Staniak

Instytut Matematyczny, Uniwersytet Wrocławski

Będlewo, 23.05.2018

Praca z Barbarą Jasiulis-Gołdyn

Spłot uogólniony typu Kendalla

Definicja 1 (Spłot Kendalla)

- 1 $\delta_a \triangle_{\alpha} \delta_b = T_{\max\{|a|, |b|\}} \left((1 - z^{\alpha}) \tilde{\delta}_1 + z^{\alpha} \tilde{\pi}_{2\alpha} \right),$
gdzie $z = \frac{\min\{|a|, |b|\}}{\max\{|a|, |b|\}}, \alpha \in (0, 1], \tilde{\pi}_{2\alpha}(dx) = \frac{\alpha}{|x|^{2\alpha+1}} \mathbf{1}_{(1, \infty)}(|x|) dx.$
- 2 $\nu_1 \triangle_{\alpha} \nu_2(A) = \int_{\mathbb{R}^2} (\delta_x \triangle_{\alpha} \delta_y)(A) \nu_1(dx) \nu_2(dy)$

Błądzenie losowe typu Kendalla

Definicja 2 (M. Borowiecka-Olszewska, B.H. Jasiulis-Gołdyn, J.K. Misiewicz, J. Rosiński)

Błądzenie losowe typu Kendalla to proces markowski $\{X_n : n \in \mathbb{N}_0\}$, $X_0 = 0$ z prawdopodobieństwami przejścia zadanymi poprzez

$$P_n(x, A) = P(X_{n+k} \in A | X_k = x) = \delta_x \Delta_\alpha \nu^{\Delta_\alpha n}(A)$$

gdzie miarę $\nu \in \mathcal{P}_s$ nazywamy rozkładem pojedynczego kroku.

Błądzenie losowe typu Kendalla

Definicja 3

Proces stochastyczny $\{X_n: n \in \mathbb{N}_0\}$ jest dyskretnym błądzeniem losowym z parametrem $\alpha > 0$ i rozkładem kroku $\nu \in \mathcal{P}_+$, jeżeli istnieją:

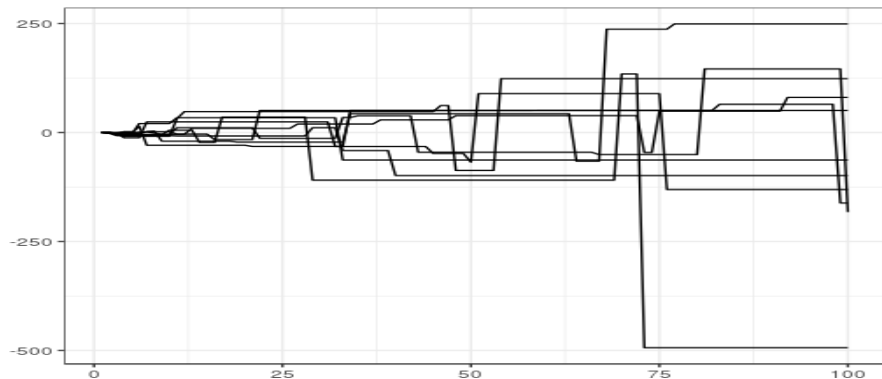
- ❶ (T_k) zmienne losowe i.i.d. z rozkładu ν ,
- ❷ (U_k) zmienne losowe i.i.d. z rozkładu jednostajnego na $[0, 1]$,
- ❸ (θ_k) zmienne losowe i.i.d. z symetrycznego rozkładu Pareto o gęstości $\tilde{\pi}_{2\alpha}(dy) = \alpha|y|^{-2\alpha-1}\mathbf{1}_{[1,\infty)}(|y|)dy$,
- ❹ ciągi (T_k) , (U_k) i (θ_k) są niezależne,

takie, że: $X_0 = 0$, $X_1 = T_1$,

$$X_{n+1} = M_{n+1}r_{n+1}[\mathbf{1}(U_n > \varrho_{n+1}) + \theta_{n+1}\mathbf{1}(U_n < \varrho_{n+1})],$$

gdzie θ_{n+1} i M_{n+1} są niezależne i $r_{n+1} = \{\text{sgn}(u) : \max\{|X_n|, |T_{n+1}|\} = |u|\}$,
 $M_{n+1} = \max\{|X_n|, |T_{n+1}|\}$, $m_{n+1} = \min\{|X_n|, |T_{n+1}|\}$, $\varrho_{n+1} = \frac{m_{n+1}^\alpha}{M_{n+1}^\alpha}$.

Błądzenie losowe typu Kendalla



Rysunek: Przykładowe trajektorie błędzenia losowego typu Kendalla z normalnym rozkładem pojedynczego kroku.

Transformata Williamsona

Definicja 4

Transformatą Williamsona nazywamy operacja $\nu \rightarrow \widehat{\nu}$ zadana przez

$$\widehat{\nu}(t) = \int_{\mathbb{R}} (1 - |xt|^\alpha)_+ \nu(dx), \quad \nu \in \mathcal{P}_s,$$

gdzie $a_+ = a$ dla $a \geq 0$ i $a_+ = 0$ w przeciwnym wypadku.

Twierdzenie 5

Niech $\nu_1, \nu_2 \in \mathcal{P}_s$ będą miarami probabilistycznymi z transformatami Williamsona $\widehat{\nu}_1, \widehat{\nu}_2$, odpowiednio. Wtedy

$$\int_{\mathbb{R}} (1 - |xt|^\alpha)_+ (\nu_1 \triangle_\alpha \nu_2)(dx) = \widehat{\nu}_1(t) \widehat{\nu}_2(t).$$

Odwrotna transformata Williamsona

Twierdzenie 6 (Jasiulis-Gołdyn, Misiewicz, 2017)

Odpowiedniość pomiędzy miarami $\nu \in \mathcal{P}_s$ i ich transformatami Williamsona jest jednoznaczna. Ponadto, jeśli przez F oznaczmy dystrybuantę ν , $\nu(\{0\}) = 0$ and $G(t) = \hat{\nu}(\frac{1}{t})$, mamy

$$F(t) = \begin{cases} \frac{1}{2\alpha} [\alpha(G(t) + 1) + tG'(t)] & \text{if } t > 0; \\ 1 - F(-t) & \text{if } t < 0. \end{cases}$$

w punktach ciągłości F .

- $\tau_a^+ = \inf\{i \geq 0 : X_i > a\}$
- $\tau_a^- = \inf\{i \geq 0 : X_i < a\}$
- Konwencja: $\min \emptyset = \infty$
- $G(x)$: transformata Williamsona rozkładu pojedynczego kroku
- $H(x) = 2F(x) - 1 - G(x)$
- $\Psi(t) = (1 - |t|^\alpha)_+$

Przydatne lematy

Lemat 7 (Jasiulis-Gołdyn, Misiewicz)

$$\begin{aligned}\delta_x \triangle_{\alpha} \delta_y(0, t) &:= \frac{1}{2} \left(1 - \left| \frac{xy}{t^2} \right|^{\alpha} \right) \mathbf{1}_{\{|x| < t, |y| < t\}} \\ &= \frac{1}{2} \left[\Psi \left(\frac{x}{t} \right) + \Psi \left(\frac{y}{t} \right) - \Psi \left(\frac{x}{t} \right) \Psi \left(\frac{y}{t} \right) \right] \mathbf{1}_{\{|x| < t, |y| < t\}}\end{aligned}$$

Lemat 8 (Jasiulis-Gołdyn, Misiewicz)

$$\begin{aligned}\delta_x \triangle_{\alpha} \nu(0, t) &= P_1(x, [0, t)) \\ &= \left[\Psi \left(\frac{x}{t} \right) \left(F(t) - \frac{1}{2} \right) + \frac{1}{2} G(t) - \frac{1}{2} \Psi \left(\frac{x}{t} \right) G(t) \right] \mathbf{1}_{\{|x| < t\}} \\ &= \frac{1}{2} \left[\Psi \left(\frac{x}{t} \right) H(t) + G(t) \right] \mathbf{1}_{\{|x| < t\}}\end{aligned}$$

Przypadek $a = 0$

Twierdzenie 9 (Jasiulis-Gołdyn, Misiewicz)

Zmienna losowa τ_0^+ (i z symetrii błędzenia τ_0^-) ma rozkład geometryczny $P(\tau_0^+ = k) = \frac{1}{2^k}$, $k = 1, 2, \dots$.

Funkcja tworząca τ_0^+ jest postaci

$$\mathbf{E}s^{\tau_0^+} = \frac{s^{\frac{s}{2}}}{1 - \frac{s}{2}}, \quad 0 \leq s < 2.$$

Przypadek $a = 0$

- $\Phi_n(t) := \mathbf{P}\{X_1 \leq 0, \dots, X_{n-1} \leq 0, 0 < X_n < t\} = \frac{1}{2^n} G(t)^{n-1} \left[2n \left(F(t) - \frac{1}{2} \right) - (n-1)G(t) \right]$

Twierdzenie 10 (Jasiulis-Gołdyn, Misiewicz)

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\{X_{\tau_0^+} < t\} &= \sum_{k=1}^{\infty} \mathbf{P}\{X_{\tau_0^+} < t, \tau_0^+ = k\} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \Phi_k(t) = \frac{1}{(2 - G(t))^2} [4F(t) - 2 - G(t)^2] \end{aligned}$$

Przypadek $a = 0$

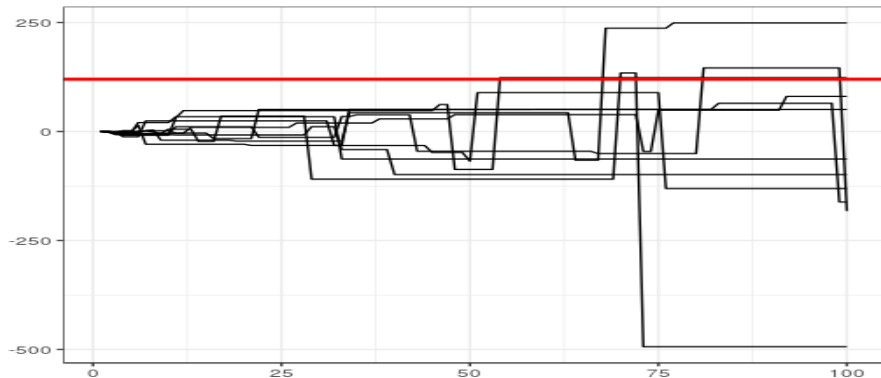
- Niech $\{X_n: n \in \mathbb{N}_0\}$ będzie błędzeniem losowym typu Kendalla
- Niech $N_{s/2}$ będzie zm. los. o r. geometrycznym niezależną od (X_n) .
- Definiujemy złożoną geometryczną zmienną losową typu Kendalla:
$$Z_{s/2} = \sum_{k=1}^{\infty} X_k \mathbf{1}_{\{N_{s/2}=k\}}$$
- Zauważamy, że $\mathbf{E}\Psi(X_k/t) = G(t)^k$ i $\mathbf{E}\Psi(Z_{s/2}/t) = \frac{G(t)(1-\frac{s}{2})}{1-\frac{s}{2}G(t)}$.

Twierdzenie 11 (Jasiulis-Gołdyn, Misiewicz)

Niech $\{X_n: n \in \mathbb{N}_0\}$ będzie błędzeniem losowym typu Kendalla z rozkładem pojedynczego kroku $X_1 \sim F$ t. że $F(0) = \frac{1}{2}$. Wtedy

$$\mathbf{E}s^{\tau_0^+} \Psi(uX_{\tau_0^+}) = \frac{\frac{s}{2}}{1-\frac{s}{2}} \cdot \frac{(1-\frac{s}{2})G(1/u)}{1-\frac{s}{2}G(1/u)} = \mathbf{E}s^{\tau_0^+} \mathbf{E}\Psi(uZ_{s/2}).$$

Rozkład pierwszego momentu drabinowego



Rysunek: Ilustracja problemu poszukiwania pierwszego momentu drabinowego

Rozkład pierwszego momentu drabinowego

Twierdzenie 12 (Jasiulis-Gołdyn, Staniak)

Rozkład τ_a^+ jest postaci

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\tau_a^+ = n) &= A(a)\mathbb{P}(\tau_0^+ = n) + B(a)n(1 - G(a))^2 G(a)^{n-1} \\ &\quad + C(a)G(a)^{n-1}(1 - G(a))\end{aligned}$$

gdzie

$$\begin{cases} A(a) &= 1 + \frac{H(a)}{(2G(a)-1)^2} - \frac{G(a)}{(2G(a)-1)} \\ B(a) &= \frac{H(a)}{(2G(a)-1)(1-G(a))} \\ C(a) &= \frac{G(a)}{2G(a)-1} - \frac{H(a)}{(2G(a)-1)^2} \frac{G(a)}{(1-G(a))}. \end{cases}$$

Jest to zatem kombinacja wypukła dwóch rozkładów geometrycznych (z par. $\frac{1}{2}$ i $G(a)$) i przesuniętego r. ujemnego dwumianowego (z par. 2 i $G(a)$).

- $\mathbb{P}(\tau_a^+ = n) = \mathbb{P}(X_0 \leq a, X_1 \leq a, \dots, X_{n-1} \leq a, X_n > a)$
 $= \int_{-\infty}^a \dots \int_{-\infty}^a \int_a^\infty P_1(x_{n-1}, dx_n) P_1(x_{n-2}, dx_{n-1}) \dots P_1(0, dx_1)$
- Definiujemy
 $I_1 = \int_a^\infty P_1(x_{n-1}, dx_n) = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} [\Psi(\frac{x_{n-1}}{a})H(a) + G(a)] \mathbf{1}(|x_{n-1}| < a)$

Dowód: zależności rekurencyjne

- Załóżmy, że I_j jest postaci

$$I_j = A_j + \mathbf{1}(|x_{n-j}| < a) \left[\Psi\left(\frac{x_{n-j}}{a}\right) H(a) B_j + C_j G(a) \right]$$

- $I_{j+1} = \int_{-\infty}^a I_j (\delta_{x_{n-j-1}} \Delta_\alpha \nu)(dx_{n-j})$

- $$\begin{cases} A_{j+1} = \frac{1}{2} A_j, \\ B_{j+1} = \frac{1}{2} A_j + G(a)(B_j + C_j), \\ C_{j+1} = \frac{1}{2} A_j + C_j G(a) \end{cases}$$

- $A_1 = \frac{1}{2}, B_1 = C_1 = -\frac{1}{2}$

- $$A_j = \left(\frac{1}{2}\right)^j$$

- $$\begin{aligned} B_j &= G(a)^{j-1} B_1 + \sum_{m=2}^j G(a)^{j-m} \left(\frac{1}{2}\right)^m + \sum_{m=1}^{j-1} G(a)^{j-m} C_m \\ &= \sum_{m=1}^j G(a)^{j-m} C_m \end{aligned}$$

- $$C_j = G(a)^{j-1} C_1 + \sum_{m=2}^j G(a)^{j-m} \left(\frac{1}{2}\right)^m = \sum_{m=1}^j G(a)^{j-m} \left(\frac{1}{2}\right)^m - G(a)^{j-1}$$

Rozwiązania w zwartej postaci

- $A_j = \left(\frac{1}{2}\right)^j$
- $B_j = G(a)^{j-1} \frac{(1-G(a)(2G(a)-1)-G(a))}{(2G(a)-1)^2} j + \left(\frac{1}{2}\right)^j \frac{1}{(2G(a)-1)^2}$
- $C_j = \frac{G(a)^{j-1}(1-G(a))-2^{-j}}{2G(a)-1} = G(a)^{j-1} \frac{1-G(a)}{2G(a)-1} + \left(\frac{1}{2}\right)^j \frac{-1}{2G(a)-1}$

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\tau_a^+ = n) &= A(a)\mathbb{P}(\tau_0^+ = n) + B(a)n(1-G(a))^2 G(a)^{n-1} \\ &\quad + C(a)G(a)^{n-1}(1-G(a))\end{aligned}$$

Przydatny lemat

Lemat 13 (Jasiulis-Gołdyn, Staniak)

Przy oznaczeniu $M(a, t) = H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right) + (1 - \Psi\left(\frac{a}{t}\right)) G(a)$ zachodzi poniższa tożsamość

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^a \Psi\left(\frac{x}{t}\right) (\delta_y \Delta_\alpha \nu)(dx) \\ &= \frac{1}{2} \Psi\left(\frac{y}{a}\right) \left[H(a) \Psi\left(\frac{a}{t}\right) + \left(1 - \Psi\left(\frac{a}{t}\right)\right) G(a) \right] \\ &+ \frac{1}{2} G(a) \Psi\left(\frac{a}{t}\right) \mathbb{1}(|y| < a) + \frac{1}{2} \Psi\left(\frac{y}{t}\right) G(t) \\ &= \frac{1}{2} \Psi\left(\frac{y}{a}\right) M(a, t) + \frac{1}{2} G(a) \Psi\left(\frac{a}{t}\right) \mathbb{1}(|y| < a) + \frac{1}{2} \Psi\left(\frac{y}{t}\right) G(t). \end{aligned}$$

Rozkład pierwszej wysokości drabinowej

$$\mathbb{P}(X_{\tau_a^+} \leq t) = \sum_{k=1}^{\infty} P(X_k \leq t, \tau_a^+ = k) = \sum_{k=1}^{\infty} \Phi_n^a(t)$$

$$\Phi_n^a(t) = \frac{H_1(t)}{2} I(n, a, t) + \frac{G(t)}{2} II(n, a, t) - \frac{H_1(a)}{2} I(n, a, a) - \frac{G(a)}{2} II(n, a, a)$$

dla

$$I(n, a, t) := \int_{-\infty}^a \dots \int_{-\infty}^a \Psi\left(\frac{x_{n-1}}{t}\right) (\delta_{x_{n-2}} \Delta_{\alpha} \nu)(dx_{n-1}) \dots \nu(dx_1),$$

$$II(n, a, t) := \int_{-\infty}^a \dots \int_{-\infty}^a \mathbb{1}(|x_{n-1}| < t) (\delta_{x_{n-2}} \Delta_{\alpha} \nu)(dx_{n-1}) \dots \nu(dx_1)$$

Równania rekurencyjne

Dla $I(k, a, t)$ definiujemy

$$\begin{cases} I_1 &:= I_1(x_2) = \int_{-\infty}^a \Psi\left(\frac{x_{n-1}}{t}\right) (\delta_{x_{n-2}} \Delta_{\alpha} \nu)(dx_{n-1}), \\ I_{j+1} &:= I_{j+1}(x_{n-j-2}) = \int_{-\infty}^a I_j(\delta_{x_{n-j-2}} \Delta_{\alpha} \nu)(dx_{n-j-1}), \quad 1 \leq j \leq n-2. \end{cases}$$

$$\begin{aligned} I_j &= \frac{1}{2} M(a, t) \Psi\left(\frac{x_{n-j-1}}{a}\right) A_j' + \frac{1}{2} G(a) H(a) \Psi\left(\frac{a}{t}\right) \Psi\left(\frac{x_{n-j-1}}{a}\right) B_j' \\ &+ \frac{1}{2} G(a) \Psi\left(\frac{a}{t}\right) \mathbb{1}(|x_{n-j-1}| < a) C_j' + \Psi\left(\frac{x_{n-j-1}}{t}\right) D_j' \end{aligned}$$

Równania rekurencyjne

$$\begin{cases} A'_{j+1} = G(a)A'_j + D'_j, \\ B'_{j+1} = G(a)B'_j + C'_j, \\ C'_{j+1} = G(a)C'_j + D'_j, \\ D'_{j+1} = \left(\frac{G(t)}{2}\right) D'_j. \end{cases}$$

$$\begin{aligned} I(n, a, t) &= G(a)^{n-1} \left[(n-1) \frac{H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{2G(a) - G(t)} + \frac{G(a) + H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{2G(a) - G(t)} \right. \\ &\quad \left. - \frac{2G(a)H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{(2G(a) - G(t))^2} \right] \\ &\quad + \left(\frac{G(t)}{2}\right)^{n-1} \left[1 - \frac{G(a) + H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{2G(a) - G(t)} + \frac{2G(a)H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{(2G(a) - G(t))^2} \right] \end{aligned}$$

Równania rekurencyjne

For $II(n, a, t)$ we define

$$\begin{cases} J_1 &:= J_1(x_{n-2}) = \int_{-\infty}^a \mathbb{1}(|x_{n-1}| < t)(\delta_{x_{n-2}} \Delta_{\alpha} \nu)(dx_{n-1}), \\ J_{j+1} &:= J_{j+1}(x_{n-j-2}) = \int_{-\infty}^a J_j(\delta_{x_{n-j-2}} \Delta_{\alpha} \nu)(dx_{n-j-1}), \quad 1 \leq j \leq n-2. \end{cases}$$

$$\begin{aligned} J_j &= \frac{1}{2} H(t) \Psi\left(\frac{x_{k-j-1}}{t}\right) A_j^J + \frac{1}{2} G(t) \mathbb{1}(|x_{k-j-1}| < t) B_j^J \\ &+ \Psi\left(\frac{x_{k-j-1}}{a}\right) C_j^J + \frac{1}{2} G(a) \mathbb{1}(|x_{k-j-1}| < a) D_j^J. \end{aligned}$$

Równania rekurencyjne

$$\begin{cases} A_{j+1}^J &= \frac{G(t)}{2} (A_j^J + B_j^J), \\ B_{j+1}^J &= \frac{G(t)}{2} B_j^J, \\ C_{j+1}^J &= \frac{1}{2} H(t) \frac{1}{2} M(a, t) A_j^J + \frac{1}{2} H(a) \frac{1}{2} G(t) B_j^J + C_j^J G(a) + \frac{1}{2} G(a) H(a) D_j^J, \\ D_{j+1}^J &= \frac{1}{2} H(t) \Psi\left(\frac{a}{t}\right) A_j^J + \frac{G(t)}{2} B_j^J + G(a) D_j^J. \end{cases}$$

Równania rekurencyjne

$$\begin{aligned}
 I(n, a, t) = & \frac{H(t)}{2}(n-1) \left(\frac{G(t)}{2} \right)^{n-2} + \left(\frac{G(t)}{2} \right)^{n-1} \\
 + & G(a)^{n-2} \left[\frac{H(a)}{2} + (n-2)A(a, t) + \frac{2B(a, t)}{2G(a) - G(t)} + \frac{4C(a, t)G(a)}{(2G(a) - G(t))^2} \right] \\
 - & \left(\frac{G(t)}{2} \right)^{n-2} \left[\frac{2B(a, t)}{2G(a) - G(t)} + 2C(a, t) \left(\frac{G(t)}{(2G(a) - G(t))^2} + \frac{n-1}{2G(a) - G(t)} \right) \right] \\
 + & \frac{G(a)}{2} \left[G(a)^{n-1} \left[\frac{2}{2G(a) - G(t)} + \frac{2H(t)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{(2G(a) - G(t))^2} \right] \right. \\
 + & \left. \left(\frac{G(t)}{2} \right)^{n-2} \left[\frac{G(t)(G(t) - H(t)\Psi\left(\frac{a}{t}\right) - 2G(a))}{(2G(a) - G(t))^2} - (n-1) \frac{H(t)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{2G(a) - G(t)} \right] \right]
 \end{aligned}$$

Rozkład pierwszej wysokości drabinowej

$$\begin{aligned}
 & \frac{H(a)}{2(1-G(a))(2G(a)-G(t))} \left[H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right) + G(a) - \frac{2G(a)H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{2G(a)-G(t)} \right] \\
 + & \frac{H(a)G(t)}{(2G(a)-G(t))^2} \left[1 - \frac{G(a)+H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{2G(a)-G(t)} + \frac{2G(a)H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{(2G(a)-G(t))^2} \right] \\
 + & \frac{2G(t)}{(2-G(t))^2} \left[\frac{H(t)}{2} - \frac{2C(a,t)}{2G(a)-G(t)} - \frac{H(t)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{(2G(a)-G(t))^2} \right] \\
 + & \frac{2}{2-G(t)} \left[\frac{G(t)}{2} + \frac{G(a)G(t)(G(t)-H(t)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)-2G(a))}{2(2G(a)-G(t))^2} \right] \\
 - & \frac{2}{2G(a)-G(t)} \left(B(a,t) + \frac{C(a,t)G(t)}{2G(a)-G(t)} \right)
 \end{aligned}$$

Rozkład pierwszej wysokości drabinowej

$$\begin{aligned} &+ \frac{(2G(a) - 1)G(t)A(a, t)}{2G(a)(1 - G(a))^2} + \frac{1}{G(a)(1 - G(a))} \left[\frac{H(a)G(t)}{2} \right. \\ &+ \frac{G(t)}{2G(a) - G(t)} \left(B(a, t) + \frac{2C(a, t)G(a)}{2G(a) - G(t)} \right) \\ &+ \left. \frac{G(t)G(a)^2}{2(2G(a) - G(t))} \left(1 + \frac{H(t)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{2G(a) - G(t)} \right) \right] \\ &+ \frac{G(a)H(a)\Psi\left(\frac{a}{t}\right)}{2(1 - G(a))^2(2G(a) - G(t))} - \left[\frac{G(a)H(a)}{2(1 - G(a))^2} + \frac{H(a) + G(a)}{2(1 - G(a))} \right] \end{aligned}$$

Rozkład maksimum błędzenia

Lemat 14

Niech $\{X_n : n \in \mathbb{N}_0\}$ oznacza błędzenie losowe typu Kendalla. Wtedy rozkład $M_n = \max_{0 \leq i \leq n} X_i$ jest dany poprzez

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(M_n \leq t) \\ &= A(t)\mathbb{P}(\tau_0^+ = n) + B(t)\frac{G(t)}{1 - G(t)}(1 - G(t))^2 n G(t)^{n-1} \\ &\quad + (B(t) + C(t))\frac{G(t)}{1 - G(t)}G(t)^{n-1}(1 - G(t)) \end{aligned}$$

dla funkcji A , B i C zdefiniowanych wcześniej i $t > 0$.

Jak zobaczyć błędzenia losowe Kendalla

<https://github.com/mstaniak/kendallRandomPackage>



Fundusze Europejskie
Inteligentny Rozwój



**Fundacja na rzecz
Nauki Polskiej**

Unia Europejska
Europejski Fundusz
Rozwoju Regionalnego



- **First order Kendall maximal autoregressive processes and their applications**
- dr Barbara Jasiulis-Gołdyn

- ❶ **A. Lachal**, *A note on Spitzer identity for random walk*, *Statistics & Probability Letters*, **78**(2), 97–108, 2008.
- ❷ **T. Nakajima**, *Joint distribution of first hitting time and first hitting place for random walk*, *Kodai Math. J.* **21**, 192–200, 1998.
- ❸ **B.H. Jasiulis-Gołdyn, J.K. Misiewicz**, *Kendall random walk, Williamson transform and the corresponding Wiener-Hopf factorization*, in press: *Lith. Math. J.*, 2016, arXiv: <http://arxiv.org/pdf/1501.05873.pdf>.
- ❹ **B.H. Jasiulis-Gołdyn, M. Staniak**, *Spitzer identity for Kendall random walk*, 2018, in preparation.
- ❺ **M. Borowiecka-Olszewska, B.H. Jasiulis-Gołdyn, J.K. Misiewicz, J. Rosiński**, *Lévy processes and stochastic integrals in the sense of generalized convolutions*, *Bernoulli*, **21**(4), 2513–2551, 2015.

Dziękuję za uwagę