

Matematyka stosowana

Wstęp do Analizy Stochastycznej

Rafał Latała

R.Latala@mimuw.edu.pl

<http://www.mimuw.edu.pl/~rlatala>

Uniwersytet Warszawski, 2011



Streszczenie. Ogólna teoria procesów, proces Wienera. Wprowadzenie do teorii martyngałów z czasem ciągłym. Definicja i podstawowe własności całki stochastycznej. Wzór Itô. Stochastyczne równania różniczkowe. Twierdzenie Girsanowa.

Wersja internetowa wykładu:

<http://mst.mimuw.edu.pl/lecture.php?lecture=was>

(może zawierać dodatkowe materiały)



Niniejsze materiały są dostępne na [licencji Creative Commons 3.0 Polska](#):
Uznanie autorstwa — Użycie niekomercyjne — Bez utworów zależnych.

Copyright © R.Latała, Uniwersytet Warszawski, Wydział Matematyki, Informatyki i Mechaniki, 2011. Niniejszy plik PDF został utworzony 13 kwietnia 2011.



Projekt współfinansowany przez Unię Europejską w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego.



Skład w systemie L^AT_EX, z wykorzystaniem m.in. pakietów beamer oraz listings. Szablony podręcznika i prezentacji: Piotr Krzyżanowski; koncept: Robert Dąbrowski.

Spis treści

1. Procesy stochastyczne. Proces Wienera	5
1.1. Podstawowe definicje	5
1.2. Proces Wienera (ruch Browna)	5
1.3. Charakteryzacje procesu Wienera	6
1.4. Uwagi i uzupełnienia	8
1.4.1. Konstrukcja Procesu Wienera	8
1.4.2. Nieróżniczkowalność trajektorii	8
1.5. Zadania	8
2. Rozkłady procesów stochastycznych	10
2.1. σ -ciało zbiorów cylindrycznych	10
2.2. Warunki zgodności. Twierdzenie Kołmogorowa o istnieniu procesu	11
2.3. Uwagi i uzupełnienia	12
2.4. Zadania	12
3. Ciągłość trajektorii	14
3.1. Procesy stochastycznie równoważne i nierozróżnialne	14
3.2. Twierdzenie o ciągłej modyfikacji	15
3.3. Uwagi i uzupełnienia	16
3.4. Zadania	16
4. Filtracje, momenty zatrzymania	17
4.1. Filtracje z czasem ciągłym	17
4.2. Momenty zatrzymania	17
4.3. Progresywna mierzalność	19
4.4. Zadania	20
5. Martynały z czasem ciągłym	22
5.1. Definicje i przykłady	22
5.2. Nierówności maksymalne	23
5.3. Zadania	26
6. Twierdzenia o zbieżności martyngałów	27
6.1. Przejścia w dół przez przedział	27
6.2. Zbieżność prawie na pewno	28
6.3. Jednostajna całkowalność	29
6.4. Ciągła wersja twierdzenia Dooba	30
6.5. Zbieżność martyngałów w L_p	31
6.6. Uwagi i uzupełnienia	32
6.7. Zadania	32
7. Całka Stieltjesa	34
7.1. Całka Riemanna-Stieltjesa	34
7.2. Całka Lebesgue'a-Stieltjesa	35
7.3. Nieskończone wahanie ciągłych martyngałów	36
7.4. Zadania	37
8. Całka izometryczna względem procesu Wienera	38
8.1. Całka Paleya-Wienera	38
8.2. Procesy elementarne	39

8.3. Martyngały ciągłe, całkowalne z kwadratem	40
8.4. Całka izometryczna Itô. Procesy prognozowalne	41
8.5. Zadania	43
9. Własności całki izometrycznej. Uogólnienie definicji całki stochastycznej	45
9.1. Twierdzenie o zatrzymaniu całki stochastycznej	45
9.2. Uogólnienie definicji całki stochastycznej	48
9.3. Martyngały lokalne	49
9.4. Zadania	51
10. Całka względem ciągłych martyngałów	52
10.1. Rozkład Dooba-Meyera	52
10.2. Całka izometryczna	52
10.3. Uogólnienie definicji całki	54
10.4. Zadania	55
11. Własności nawiasu skośnego	56
11.1. Nawias skośny jako wariancja kwadratowa	56
11.2. Uogólnienie definicji nawiasu skośnego	58
11.3. Zadania	59
12. Dalsze własności całki stochastycznej	61
12.1. Zbieżność zmajoryzowana dla całek stochastycznych	61
12.2. Całkowanie przez podstawienie	61
12.3. Całkowanie przez części	63
12.4. Ciągłe semimartyngały	65
12.5. Zadania	66
13. Wzór Itô	67
13.1. Podstawowe twierdzenie analizy stochastycznej	67
13.2. Twierdzenie Levy'ego	69
13.3. Charakteryzacja procesu Wienera za pomocą martyngałów wykładniczych	71
13.4. Zadania	71
14. Stochastyczne Równania Różniczkowe	74
14.1. Jednorodne równania stochastyczne	74
14.2. Równania niejednorodne	78
14.3. Przypadek wielowymiarowy	79
14.4. Generator procesu dyfuzji.	80
14.5. Zadania	81
15. Twierdzenie Girsanowa	83
15.1. Przypadek dyskretny	83
15.2. Twierdzenie Girsanowa dla procesu Wienera	83
15.3. Zadania	86
Literatura	87

1. Procesy stochastyczne. Proces Wienera

Podczas pierwszego wykładu określimy czym jest proces stochastyczny oraz zdefiniujemy proces Wienera – najważniejszy przykład procesu o ciągłych trajektoriach.

1.1. Podstawowe definicje

Zacniemy od podania ważnych definicji używanych podczas całego wykładu.

Definicja 1.1. Niech $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ będzie przestrzenią probabilistyczną, (E, \mathcal{E}) przestrzenią mierzalną, zaś T dowolnym zbiorem. *Procesem stochastycznym* o wartościach w E , określonym na zbiorze T , nazywamy rodzinę zmiennych losowych $X = (X_t)_{t \in T}$, przyjmujących wartości w zbiorze E .

Uwaga 1.1. W czasie wszystkich dalszych wykładów T będzie podzbiorem \mathbb{R} (najczęściej przedziałem, niekoniecznie ograniczonym), zaś $E = \mathbb{R}$ lub \mathbb{R}^d . Parametr t można wówczas interpretować jako czas.

Definicja 1.2. *Trajektorią procesu* X nazywamy funkcję (losową!) $t \rightarrow X_t(\omega)$, określoną na zbiorze T o wartościach w E .

Definicja 1.3. Powiemy, że proces $X = (X_t)_{t \in T}$, $T \subset \mathbb{R}$ ma przyrosty niezależne jeśli dla dowolnych indeksów $t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_n$ ze zbioru T , zmienne losowe $X_{t_0}, X_{t_1} - X_{t_0}, X_{t_2} - X_{t_1}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$ są niezależne.

Definicja 1.4. Mówimy, że proces stochastyczny $(X_t)_{t \geq 0}$ ma przyrosty stacjonarne, jeśli rozkład $X_t - X_s$ zależy tylko od $t - s$, czyli

$$\forall t > s \geq 0 \quad X_t - X_s \sim X_{t-s} - X_0.$$

1.2. Proces Wienera (ruch Browna)

Definicja 1.5. *Procesem Wienera (ruchem Browna)* nazywamy proces stochastyczny $W = (W_t)_{t \geq 0}$ taki, że

$$W_0 = 0 \text{ p.n.}; \tag{W0}$$

$$W \text{ ma przyrosty niezależne}; \tag{W1}$$

$$\text{Dla } 0 \leq s < t \text{ zmienna } W_t - W_s \text{ ma rozkład normalny } \mathcal{N}(0, t - s); \tag{W2}$$

$$\text{Trajektorie } W \text{ są ciągłe z prawdopodobieństwem 1.} \tag{W3}$$

Uwaga 1.2. Warunek (W3) oznacza, że istnieje zbiór A taki, że $\mathbb{P}(A) = 1$ oraz dla wszystkich $\omega \in A$, $t \rightarrow W_t(\omega)$ jest funkcją ciągłą na $[0, \infty)$. Czasami w definicji procesu Wienera zakłada się, że wszystkie trajektorie są ciągłe oraz $W_0 \equiv 0$.

1.3. Charakteryzacje procesu Wienera

Najpierw podamy twierdzenie, które znacznie ułatwia sprawdzanie, że dany proces jest procesem Wienera. Musimy wpieryw podać ważną definicję.

Definicja 1.6. Proces $X = (X_t)_{t \in T}$ nazywamy *gaussowskim*, jeśli wszystkie skończenie wymiarowe rozkłady X są gaussowskie, tzn. wektor $(X_{t_1}, \dots, X_{t_n})$ ma rozkład gaussowski dla dowolnych $t_1, \dots, t_n \in T$.

Przykład 1.1. Następujące procesy są procesami gaussowskimi:

- $X_t = f(t)g$, gdzie $f: T \rightarrow \mathbb{R}$ dowolne oraz $g \sim \mathcal{N}(0, 1)$,
- proces Wienera $(W_t)_{t \geq 0}$,
- most Browna $X_t = W_t - tW_1$, $0 \leq t \leq 1$.

Przykład 1.2. Procesy $(W_t^2)_{t \geq 0}$, $(\exp(W_t))_{t \geq 0}$ nie są gaussowskie.

Twierdzenie 1.1. *Proces $(X_t)_{t \geq 0}$ jest procesem Wienera wtedy i tylko wtedy, gdy jest procesem gaussowskim, o ciągłych trajektoriach p.n. takim, że $\mathbb{E}X_t = 0$ oraz $\text{Cov}(X_t, X_s) = \min\{t, s\}$.*

Dowód. \Rightarrow : Mamy $\mathbb{E}X_t = \mathbb{E}(X_t - X_0) = 0$ oraz $\text{Var}(X_t) = \text{Var}(X_t - X_0) = t$ na mocy (W0) i (W2). Ponadto z niezależności przyrostów, dla $t \geq s$, $\text{Cov}(X_t, X_s) = \text{Cov}(X_t - X_s, X_s) + \text{Var}(X_s) = 0 + s = \min\{t, s\}$.

\Leftarrow : Zauważmy, że $\text{Var}(X_0) = 0 = \mathbb{E}X_0$, więc spełniony jest warunek (W0). Dla $t > s$, zmienna $W_t - W_s$ ma rozkład normalny ze średnią 0 i wariancją $\text{Var}(X_t - X_s) = \text{Var}(X_t) + \text{Var}(X_s) - 2\text{Cov}(X_t, X_s) = t - s$, więc zachodzi (W2). By sprawdzić niezależność przyrostów ustalmy $0 \leq t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_n$. Zauważmy, że wektor $(X_{t_0}, X_{t_1} - X_{t_0}, X_{t_2} - X_{t_1}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}})$ ma rozkład gaussowski, więc jego współrzędne są niezależne wtedy i tylko wtedy, gdy są nieskorelowane. Mamy jednak dla $s_1 \leq s_2 \leq s_3 \leq s_4$,

$$\text{Cov}(X_{s_1}, X_{s_3} - X_{s_2}) = \text{Cov}(X_{s_1}, X_{s_3}) - \text{Cov}(X_{s_1}, X_{s_2}) = s_1 - s_1 = 0$$

oraz

$$\text{Cov}(X_{s_2} - X_{s_1}, X_{s_4} - X_{s_3}) = \text{Cov}(X_{s_2}, X_{s_4} - X_{s_3}) - \text{Cov}(X_{s_1}, X_{s_4} - X_{s_3}) = 0.$$

□

Kolejne twierdzenie pokazuje, że (z dokładnością do drobnych technicznych założeń oraz normalizacji) proces Wienera jest jedynym procesem o ciągłych trajektoriach oraz niezależnych i stacjonarnych przyrostach.

Twierdzenie 1.2. *Załóżmy, że proces $(X_t)_{t \geq 0}$ spełnia warunki (W0), (W1), (W3) (z W zastąpionym przez X) oraz*

$$X \text{ ma przyrosty stacjonarne;} \tag{W2a}$$

$$\mathbb{E}X_1 = 0, \text{ Var}(X_1) = 1; \tag{W2b}$$

$$\mathbb{E}X_t^4 < \infty \text{ dla wszystkich } t > 0. \tag{W2c}$$

Wówczas X_t jest procesem Wienera.

Dowód. Określmy dla $t \geq 0$, $a(t) = \mathbb{E}X_t$ oraz $b(t) = \text{Var}(X_t)$. Zauważmy, że na mocy niezależności i stacjonarności przyrostów,

$$\begin{aligned} b(t+s) &= \text{Var}(X_{t+s} - X_t + X_t) = \text{Var}(X_{t+s} - X_t) + \text{Var}(X_t) \\ &= \text{Var}(X_s) + \text{Var}(X_t) = b(t) + b(s). \end{aligned}$$

Ponadto oczywiście $b(t) \geq 0$, zatem funkcja $b(t)$ jest addytywna i niemalejąca na $[0, \infty)$, więc $b(t) = ct$ dla pewnego $c \geq 0$, co wobec (W2b) daje $\text{Var}(X_t) = b(t) = t$. Analogicznie sprawdzamy, że $a(t+s) = a(t) + a(s)$, wiemy też, że $a(0) = 1$, stąd wnioskujemy, że $\mathbb{E}X_t = a(t) = 0$ dla t wymiernych. Weźmy $t > 0$ i wybierzmy dążący do t ciąg liczb wymiernych (t_n) . Na mocy (W2c), $\mathbb{E}X_t^2 < \infty$, wiemy też, że $\mathbb{E}X_{t_n}^2 = \text{Var}(X_{t_n}) = t_n$, zatem $(\mathbb{E}|X_{t_n} - X_t|^2)^{1/2} \leq M$ dla pewnej stałej M . Z ciągłości trajektorii $X_{t_n} \rightarrow X_t$ prawie na pewno, czyli również według prawdopodobieństwa. Zatem dla $\varepsilon > 0$,

$$\begin{aligned} |\mathbb{E}X_t| &= |\mathbb{E}X_t - \mathbb{E}X_{t_n}| \leq \mathbb{E}|X_t - X_{t_n}| \leq \varepsilon + \mathbb{E}|X_t - X_{t_n}| \mathbf{I}_{\{|X_t - X_{t_n}| \geq \varepsilon\}} \\ &\leq \varepsilon + (\mathbb{E}|X_t - X_{t_n}|^2)^{1/2} \mathbb{P}(|X_t - X_{t_n}| \geq \varepsilon)^{1/2} \\ &\leq \varepsilon + M \mathbb{P}(|X_t - X_{t_n}| \geq \varepsilon)^{1/2} \leq 2\varepsilon \end{aligned}$$

dla dostatecznie dużych n . Stąd $\mathbb{E}X_t = 0$. Wykazaliśmy więc, że X_t ma średnią zero i wariancję t .

Ustalmy $t > s \geq 0$, chcemy pokazać, że $X_t - X_s$ ma rozkład normalny $\mathcal{N}(0, t-s)$. Zauważmy, że

$$X_t - X_s = \sum_{k=1}^n Y_{n,k}, \quad \text{gdzie} \quad Y_{n,k} = X_{s+k(t-s)/n} - X_{s+(k-1)(t-s)/n}.$$

Zmienne $(Y_{n,k})_{1 \leq k \leq n}$ tworzą układ trójkątny, możemy więc skorzystać z Centralnego Twierdzenia Granicznego i wykazać, że $\sum_{k=1}^n Y_{n,k}$ zbiega do $\mathcal{N}(0, t-s)$ według rozkładu. Mamy

$$\sum_{k=1}^n \mathbb{E}Y_{n,k} = 0, \quad \sum_{k=1}^n \text{Var}(Y_{n,k}) = t-s,$$

wystarczy więc sprawdzić warunek Lindeberga. Dla $\varepsilon > 0$,

$$\begin{aligned} L_n(\varepsilon) &= \sum_{k=1}^n \mathbb{E}|Y_{n,k}|^2 \mathbf{I}_{\{|Y_{n,k}| \geq \varepsilon\}} \leq \mathbb{E} \left[\left(\sum_{k=1}^n |Y_{n,k}|^2 \right) \mathbf{I}_{\{\max_{k \leq n} |Y_{n,k}| \geq \varepsilon\}} \right] \\ &\leq \left(\mathbb{E} \left(\sum_{k=1}^n |Y_{n,k}|^2 \right)^2 \right)^{1/2} \mathbb{P} \left(\max_{k \leq n} |Y_{n,k}| \geq \varepsilon \right)^{1/2}. \end{aligned}$$

Zauważmy, że zmienne $(Y_{n,k})$ dla ustalonego n są niezależne i mają średnią zero, zatem

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_t - X_s)^4 &= \mathbb{E} \left(\sum_{k=1}^n Y_{n,k} \right)^4 = \sum_{1 \leq k_1, k_2, k_3, k_4 \leq n} \mathbb{E}Y_{n,k_1} Y_{n,k_2} Y_{n,k_3} Y_{n,k_4} \\ &= \sum_{k=1}^n \mathbb{E}Y_{n,k}^4 + 6 \sum_{1 \leq k < l \leq n} \mathbb{E}Y_{n,k}^2 \mathbb{E}Y_{n,l}^2 \\ &\geq \sum_{k=1}^n \mathbb{E}Y_{n,k}^4 + 2 \sum_{1 \leq k < l \leq n} \mathbb{E}Y_{n,k}^2 \mathbb{E}Y_{n,l}^2 = \mathbb{E} \left(\sum_{k=1}^n |Y_{n,k}|^2 \right)^2. \end{aligned}$$

Z ciągłości trajektorii X wynika, że $\mathbb{P}(\max_{k \leq n} |Y_{n,k}| \geq \varepsilon) \rightarrow 0$ przy $n \rightarrow \infty$, zatem spełniony jest warunek Lindeberga $\lim_{n \rightarrow \infty} L_n(\varepsilon) = 0$. \square

Uwaga 1.3. Warunek (W2c) nie jest konieczny - zob. Twierdzenie 5 z paragrafu 13.1 książki [3].

Okazuje się, że również nie trzeba zakładać skończoności wariancji ani nawet istnienia wartości średniej W_1 - warunek (W2b) ma charakter czysto normalizacyjny. Dokładniej zachodzi następujące twierdzenie.

Twierdzenie 1.3. *Załóżmy, że proces stochastyczny $X = (X_t)_{t \geq 0}$ spełnia warunki (W0), (W1), (W2a) i (W3). Wówczas istnieją stałe $a, b \in \mathbb{R}$ i proces Wienera W takie, że $X_t = aW_t + bt$ dla wszystkich $t \geq 0$.*

1.4. Uwagi i uzupełnienia

1.4.1. Konstrukcja Procesu Wienera

Podczas następnych wykładów podamy dość abstrakcyjną konstrukcję procesu Wienera opartą o ogólniejsze twierdzenia dotyczące istnienia i ciągłości trajektorii procesów stochastycznych. Alternatywna, bardziej bezpośrednia konstrukcja (wymagająca pewnej znajomości analizy funkcjonalnej) procesu Wienera jest zawarta w Ćwiczeniach 1.10-1.12.

1.4.2. Nieróżniczkowalność trajektorii

Trajektorie procesu Wienera mają wiele ciekawych własności, jedną z nich jest to, że prawdopodobieństwem 1 są funkcjami ciągłymi, nieróżniczkowalnymi w żadnym punkcie.

Twierdzenie 1.4. *Prawie wszystkie trajektorie procesu Wienera $(W_t)_{t \geq 0}$ są funkcjami nieróżniczkowalnymi w żadnym punkcie, tzn.*

$$\mathbb{P}\left(\exists_{t_0 \geq 0} t \rightarrow W_t(\omega) \text{ jest różniczkowalne w } t_0\right) = 0.$$

1.5. Zadania

Ćwiczenie 1.1. Znajdź rozkład zmiennej $5W_1 - W_3 + W_7$.

Ćwiczenie 1.2. Dla jakich parametrów a i b , zmienne $aW_1 - W_2$ oraz $W_3 + bW_5$ są niezależne?

Ćwiczenie 1.3. Udowodnij, że $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{W_t}{t} = 0$ p.n.

Ćwiczenie 1.4. Znajdź rozkład wektora losowego $(W_{t_1}, W_{t_2}, \dots, W_{t_n})$ dla $0 < t_1 < t_2 < \dots < t_n$.

Ćwiczenie 1.5. Udowodnij, że z prawdopodobieństwem 1 trajektorie procesu Wienera są nieograniczone.

Ćwiczenie 1.6. Udowodnij, że z prawdopodobieństwem 1 trajektorie procesu Wienera nie są jednostajnie ciągłe na \mathbb{R}_+ .

Ćwiczenie 1.7. Udowodnij, że następujące procesy też są procesami Wienera:

- i) $X_t = -W_t$ (odbicie);
- ii) $Y_t = c^{-1/2}W_{ct}$, $c > 0$ (przeskalowanie czasu);
- iii) $Z_t = tW_{1/t}$ dla $t > 0$ oraz $Z_0 = 0$ (inwersja czasu);
- iv) $U_t = W_{T+t} - W_T$, $T \geq 0$;
- v) $V_t = W_t$ dla $t \leq T$, $V_t = 2W_T - W_t$ dla $t > T$, gdzie $T \geq 0$.

Ćwiczenie 1.8. Niech $\pi_n = \{t_0^{(n)}, t_1^{(n)}, \dots, t_{k_n}^{(n)}\}$, gdzie $a = t_0^{(n)} < t_1^{(n)} < \dots < t_{k_n}^{(n)} = b$ będzie ciągiem podziałów odcinka $[a, b]$ oraz $\|\pi_n\| = \max_k |t_k^{(n)} - t_{k-1}^{(n)}|$ oznacza średnicę π_n . Udowodnij, że

$$S_n = \sum_{k=1}^{k_n} |W_{t_k^{(n)}} - W_{t_{k-1}^{(n)}}|^2 \rightarrow b - a \quad \text{w } L_2(\Omega) \text{ przy } n \rightarrow \infty,$$

jeśli $\|\pi_n\| \rightarrow 0$ oraz $S_n \rightarrow b - a$ p.n., jeśli $\sum_n \|\pi_n\| < \infty$.

Ćwiczenie 1.9. Udowodnij, że prawie wszystkie trajektorie procesu Wienera mają nieskończone wahanie na każdym przedziale.

Ćwiczenie 1.10. Niech $f_i(t)$ będzie dowolną bazą $L_2[0, 1]$, $h_i(t) = \int_0^t f_i(s)ds$ oraz niech g_i będzie ciągiem niezależnych zmiennych $\mathcal{N}(0, 1)$. Wykaż, że szereg $X_t = \sum_i g_i h_i(t)$ jest zbieżny w L^2 dla dowolnego $t \in [0, 1]$ oraz X_t ma te same rozkłady skończenie wymiarowe co proces Wienera.

Ćwiczenie 1.11. Niech $I(0) = \{1\}$, $I(n) = \{1, \dots, 2^{n-1}\}$, $n = 1, 2, \dots$. Układem Haara nazywamy rodzinę funkcji $(h_{n,k})_{n=0,1,\dots,k \in I(n)}$ określonych na $[0, 1]$ wzorami $h_{0,1}(t) \equiv 1$ oraz dla $n = 1, 2, \dots, k \in I(n)$,

$$h_{n,k}(t) = \begin{cases} 2^{\frac{n-1}{2}} & (2k-2)2^{-n} \leq t < (2k-1)2^{-n}, \\ -2^{\frac{n-1}{2}} & (2k-1)2^{-n} \leq t < 2k2^{-n}, \\ 0 & \text{w pozostałych przypadkach.} \end{cases}$$

Układem Schaudera nazywamy rodzinę funkcji $(S_{n,k})_{n=0,1,\dots,k \in I(n)}$ określonych na $[0, 1]$ wzorem $S_{n,k}(t) = \int_0^t h_{n,k}(s)ds$. Niech $(g_{n,k})_{n=0,1,\dots,k \in I(n)}$ będzie rodziną niezależnych zmiennych losowych o rozkładzie $\mathcal{N}(0, 1)$, połóżmy

$$W_t^{(n)}(\omega) = \sum_{m=0}^n \sum_{k \in I(m)} g_{m,k}(\omega) S_{m,k}(t).$$

Wykaż, że dla prawie wszystkich $\omega \in \Omega$ ciąg funkcji $(W_t^{(n)}(\omega))$ zbiega jednostajnie na $[0, 1]$ do pewnej funkcji ciągłej $W_t(\omega)$. Jeśli określimy np. $W_t(\omega) = 0$ dla pozostałych ω to tak zdefiniowany proces stochastyczny jest procesem Wienera na $[0, 1]$.

Ćwiczenie 1.12. Niech $(W_t)_{t \in [0,1]}$ będzie procesem Wienera na $[0, 1]$. Wykaż, że $((1+t)W_{\frac{1}{1+t}} - W_1)_{t \geq 0}$ jest procesem Wienera na całej półprostej.

Ćwiczenie 1.13. Udowodnij Twierdzenie 1.4.

Wskazówka. Wykaż wpieryw, że jeśli funkcja f jest różniczkowalna w jakimś punkcie przedziału $[0, 1]$, to

$$\exists M < \infty \exists m < \infty \forall n \geq m \exists 0 \leq j \leq n-3 \forall k=0,1,2 \left| f\left(\frac{j+k+1}{n}\right) - f\left(\frac{j+k}{n}\right) \right| \leq \frac{5M}{n}.$$

2. Rozkłady procesów stochastycznych

Podczas tego wykładu zdefiniujemy rozkład procesu stochastycznego, w szczególności powiemy jakie zdarzenia określone przez proces są mierzalne. Udowodnimy, że rozkład procesu jest wyznaczony przez rozkłady skończenie wymiarowe. Sformułujemy też warunki, które muszą być spełnione, by istniał proces stochastyczny o zadanych rozkładach skończenie wymiarowych.

Przypomnijmy, że jeśli X jest zmienną losową o wartościach w przestrzeni mierzalnej (E, \mathcal{E}) , to *rozkładem* X jest miara probabilistyczna na (E, \mathcal{E}) zadana wzorem

$$\mu_X(A) = \mathbb{P}(X \in A), \quad A \in \mathcal{E}.$$

Dla uproszczenia będziemy przyjmować, że proces X przyjmuje wartości rzeczywiste.

2.1. σ -ciało zbiorów cylindrycznych

Proces $X = (X_t)_{t \in T}$ możemy traktować jako zmienną losową o wartościach w \mathbb{R}^T . Jakie podzbiory \mathbb{R}^T są wówczas na pewno mierzalne?

Definicja 2.1. Zbiory postaci

$$\{x \in \mathbb{R}^T : (x_{t_1}, \dots, x_{t_n}) \in A\}, \quad t_1, \dots, t_n \in T, A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$$

nazywamy *zbiorami cylindrycznymi*. Przez $\mathcal{B}(\mathbb{R}^T)$ będziemy oznaczać najmniejsze σ -ciało zawierające zbiory cylindryczne i będziemy je nazywać *σ -ciałem zbiorów cylindrycznych*.

Uwaga 2.1. Zauważmy, że

$$\mathcal{B}(\mathbb{R}^T) = \sigma(\{x \in \mathbb{R}^T : x_t \in A\}, \quad t \in T, A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})).$$

Przykład 2.1. Zbiory $\{x : x_t > x_s\}$, $\{x : x_{t_1} > 0, x_{t_2} - x_{t_1} > 0, \dots, x_{t_n} - x_{t_{n-1}} > 0\}$ oraz $\{x : \forall t < s, t, s \in \mathbb{Q}_+ \quad x_t > x_s\}$ należą do $\mathcal{B}(\mathbb{R}^{[0, \infty)})$.

Przykład 2.2. Zbiór $\{x : \sup_{t \in T} |x_t| \leq 1\}$ nie należy do $\mathcal{B}(\mathbb{R}^T)$, gdy T jest nieprzeliczalny, podobnie $\{x : t \rightarrow x_t \text{ ciągłe}\}$ nie należy do $\mathcal{B}(\mathbb{R}^T)$, gdy T jest niezdegenerowanym przedziałem.

Definicja 2.2. *Rozkładem procesu* $X = (X_t)_{t \in T}$ nazywamy miarę probabilistyczną μ_X na $\mathcal{B}(\mathbb{R}^T)$ daną wzorem

$$\mu_X(C) = \mathbb{P}((X_t)_{t \in T} \in C), \quad C \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^T).$$

Uwaga 2.2. Załóżmy, że T jest przedziałem (skończonym lub nie). Na przestrzeni funkcji ciągłych $C(T)$ rozważmy topologię zbieżności niemal jednostajnej. Wówczas $\mathcal{B}(\mathbb{R}^T) \cap C(T) = \mathcal{B}(C(T))$, co oznacza, że jeśli proces $X = (X_t)_{t \in T}$ ma ciągłe trajektorie, to X wyznacza rozkład probabilistyczny na przestrzeni funkcji ciągłych $(C(T), \mathcal{B}(C(T)))$. W szczególności proces Wienera wyznacza pewien rozkład probabilistyczny na $C[0, \infty)$.

2.2. Warunki zgodności. Twierdzenie Kołmogorowa o istnieniu procesu

Najprostsze zbiory z $\mathcal{B}(\mathbb{R}^T)$ to zbiory cylindryczne. Miary takich zbiorów to rozkłady skończenie wymiarowe procesu.

Definicja 2.3. Dla procesu $(X_t)_{t \in T}$ o wartościach w \mathbb{R} i $t_1, \dots, t_n \in T$ określamy miarę μ_{t_1, \dots, t_n} na \mathbb{R}^n wzorem

$$\mu_{t_1, \dots, t_n}(A) = \mathbb{P}((X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) \in A), \quad A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^n).$$

Rodzinę miar $\{\mu_{t_1, \dots, t_n} : t_1, \dots, t_n \in T \text{ parami różne}\}$ nazywamy rodziną *skończenie wymiarowych rozkładów* procesu X .

Stwierdzenie 2.1. Załóżmy, że $X = (X_t)_{t \in T}$ i $Y = (Y_t)_{t \in T}$ są procesami o tych samych skończenie wymiarowych rozkładach, czyli

$$\mathbb{P}((X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) \in A) = \mathbb{P}((Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n}) \in A)$$

dla wszystkich $t_1, \dots, t_n \in T, A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$. Wówczas X i Y mają ten sam rozkład, tzn.

$$\mathbb{P}(X \in C) = \mathbb{P}(Y \in C) \text{ dla wszystkich } C \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^T).$$

Dowód. Rodzina zbiorów cylindrycznych \mathcal{A} tworzy π -układ, a rodzina \mathcal{C} zbiorów C takich, że $\mathbb{P}(X \in C) = \mathbb{P}(Y \in C)$, jest λ -układem zawierającym \mathcal{A} . Zatem z twierdzenia o π - i λ -układach, \mathcal{C} zawiera również σ -ciało generowane przez \mathcal{A} , czyli $\mathcal{B}(\mathbb{R}^T)$. \square

Definicja 2.4. Powiemy, że rodzina skończenie wymiarowych rozkładów

$$\{\mu_{t_1, \dots, t_n} : t_1, \dots, t_n \in T \text{ parami różne}\}$$

spełnia warunki zgodności, jeśli zachodzą następujące warunki:

- i) Dla dowolnych $t_1, t_2, \dots, t_n \in T$, dowolnej permutacji (i_1, \dots, i_n) liczb $(1, \dots, n)$ oraz zbiorów $A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$,

$$\mu_{t_{i_1}, \dots, t_{i_n}}(A_{i_1} \times A_{i_2} \times \dots \times A_{i_n}) = \mu_{t_1, \dots, t_n}(A_1 \times A_2 \times \dots \times A_n).$$

- ii) Dla dowolnych $t_1, t_2, \dots, t_{n+1} \in T$ oraz $A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$,

$$\mu_{t_1, \dots, t_n, t_{n+1}}(A_1 \times A_2 \times \dots \times A_n \times \mathbb{R}) = \mu_{t_1, \dots, t_n}(A_1 \times A_2 \times \dots \times A_n).$$

Oczywiście rodzina rozkładów skończenie wymiarowych dowolnego procesu stochastycznego spełnia warunki zgodności. Okazuje się, że są to jedyne warunki jakie należy nałożyć na taką rodzinę.

Twierdzenie 2.1. Załóżmy, że dana jest rodzina skończenie wymiarowych rozkładów (μ_{t_1, \dots, t_n}) spełniająca warunki zgodności. Wówczas istnieje proces $(X_t)_{t \in T}$ mający skończenie wymiarowe rozkłady równe (μ_{t_1, \dots, t_n}) .

Nie będziemy przedstawiać technicznego dowodu powyższego twierdzenia - wszystkich zainteresowanych odsyłamy do [9] lub [4]. W zamian sformułujemy użyteczny wniosek.

Wniosek 2.1. Załóżmy, że $T \subset \mathbb{R}$ oraz dana jest rodzina rozkładów skończenie wymiarowych $\{\mu_{t_1, \dots, t_n} : t_1 < t_2 < \dots < t_n, t_1, \dots, t_n \in T\}$ spełniająca warunek

$$\begin{aligned} \mu_{t_1, \dots, t_n}(A_1 \times \dots \times A_{k-1} \times \mathbb{R} \times A_{k+1} \times \dots \times A_n) \\ = \mu_{t_1, \dots, t_{k-1}, t_{k+1}, \dots, t_n}(A_1 \times \dots \times A_{k-1} \times A_{k+1} \times \dots \times A_n). \end{aligned}$$

dla wszystkich $t_1 < t_2 < \dots < t_n$, $n \geq 2$, $1 \leq k \leq n$ oraz zbiorów borelowskich A_1, \dots, A_n . Wówczas istnieje proces $(X_t)_{t \in T}$ taki, że $(X_{t_1}, \dots, X_{t_n})$ ma rozkład μ_{t_1, \dots, t_n} dla $t_1 < t_2 < \dots < t_n$.

Dowód. Dla $t_1, \dots, t_n \in T$ parami różnych istnieje permutacja (i_1, \dots, i_n) liczb $(1, \dots, n)$ taka, że $t_{i_1} < t_{i_2} < \dots < t_{i_n}$. Możemy więc określić μ_{t_1, \dots, t_n} jako rozkład wektora (Y_1, \dots, Y_n) takiego, że $(Y_{i_1}, \dots, Y_{i_n})$ ma rozkład $\mu_{t_{i_1}, \dots, t_{i_n}}$. Nietrudno sprawdzić, że tak określona rodzina miar (μ_{t_1, \dots, t_n}) spełnia warunki zgodności. \square

Przykład 2.3. Jeśli $(\mu_t)_{t \in T}$ jest dowolną rodziną rozkładów na \mathbb{R} , to istnieje rodzina niezależnych zmiennych losowych $(X_t)_{t \in T}$ taka, że X_t ma rozkład μ_t . Używamy tu twierdzenia o istnieniu dla $\mu_{t_1, \dots, t_n} = \mu_{t_1} \otimes \dots \otimes \mu_{t_n}$.

Przykład 2.4. Istnieje proces spełniający warunki (W0)-(W2) definicji procesu Wienera. Istotnie dla $0 = t_0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n$ kładziemy

$$\mu_{t_1, \dots, t_n} \sim \left(X_1, X_1 + X_2, \dots, \sum_{k=1}^n X_k \right),$$

gdzie X_1, \dots, X_n są niezależnymi zmiennymi losowymi $X_k \sim \mathcal{N}(0, t_k - t_{k-1})$. Warunki zgodności wynikają wówczas stąd, iż jeśli Y_1, Y_2 są niezależne i $Y_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i^2)$ dla $i = 1, 2$, to $Y_1 + Y_2 \sim \mathcal{N}(0, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$.

2.3. Uwagi i uzupełnienia

Podczas wykładu zakładaliśmy, że proces X ma wartości rzeczywiste. Nic się zmieni (poza oczywistymi drobnymi zmianami definicji) dla procesów o wartościach w \mathbb{R}^d . Czasem jednak zachodzi potrzeba rozpatrywania procesów o wartościach w ogólniejszej przestrzeni E . Warto więc zauważyć, że

- w Stwierdzeniu 2.1 nie wykorzystywaliśmy żadnych własności przestrzeni E ,
- w dowodzie Twierdzenia 2.1 wykorzystuje się regularność miar na E^n – tu wystarczy założyć, że E jest σ -zwartą przestrzenią metryczną, tzn. E jest przeliczalną sumą zbiorów zwartych lub dodać warunek regularności rozpatrywanych miar (definicje i podstawowe własności miar regularnych można znaleźć w rozdziale 2 [7]).

2.4. Zadania

Ćwiczenie 2.1. Udowodnij, że jeśli zbiór $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^T)$, to istnieje zbiór przeliczalny $T_0 \subset T$ taki, że jeśli $x, y \in \mathbb{R}^T$ oraz $x(t) = y(t)$ dla $t \in T_0$, to $x \in A \Leftrightarrow y \in A$.

Ćwiczenie 2.2. Niech $T = [a, b]$, $a < t_0 < b$, wykaż, że następujące zbiory nie należą do $\mathcal{B}(\mathbb{R}^T)$:

- i) $A_1 = \{x \in \mathbb{R}^T : \sup_{t \in [a, b]} |x_t| \leq 1\}$;
- ii) $A_2 = \{x \in \mathbb{R}^T : t \rightarrow x_t \text{ ciągle na } [a, b]\}$;
- iii) $A_3 = \{x \in \mathbb{R}^T : \lim_{t \rightarrow t_0} x_t = 0\}$;
- iv) $A_4 = \{x \in \mathbb{R}^T : t \rightarrow x_t \text{ ciągle w } t_0\}$.

Wykaż mierzalność tych zbiorów przy założeniu ciągłości (prawostronnej ciągłości) trajektorii, tzn. wykaż, że wszystkie te zbiory po przecięciu z $C(T)$ (odp. $RC(T)$)–przestrzeni funkcji prawostronnie ciągłych) należą do $\mathcal{B}(\mathbb{R}^T) \cap C(T)$ ($\mathcal{B}(\mathbb{R}^T) \cap RC(T)$ odp.).

Ćwiczenie 2.3. Niech $T = [a, b]$. Wykaż, że $\mathcal{F} = \{A \cap C(T) : A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^T)\}$ jest σ -ciałem zbiorów borelowskich (w metryce supremum) na $C(T)$.

Ćwiczenie 2.4. Wykaż, że istnieje proces $(X_t)_{t \geq 0}$ o przyrostach niezależnych, startujący z 0 taki, że $X_t - X_s$ ma rozkład Cauchy'ego z parametrem $t - s$ (proces taki nazywamy procesem Cauchy'ego, bądź procesem 1-stabilnym).

3. Ciągłość trajektorii

Wiemy już kiedy istnieje proces o zadanych skończone wymiarowych rozkładach. Nasuwa się pytanie – kiedy taki proces ma ciągłe trajektorie? Zanim jednak zastanowimy się nad odpowiedzią wprowadzimy dwa ważne sposoby porównywania procesów.

3.1. Procesy stochastycznie równoważne i nierozróżnialne

Definicja 3.1. Niech $X = (X_t)_{t \in T}$ oraz $Y = (Y_t)_{t \in T}$ będą dwoma procesami stochastycznymi, określonymi na tej samej przestrzeni probabilistycznej. Powiemy, że:

a) X jest *modyfikacją* Y (lub X jest *stochastycznie równoważny* Y), jeśli

$$\forall t \in T \quad \mathbb{P}(X_t = Y_t) = 1;$$

b) X i Y są *nierozróżnialne*, jeśli

$$\mathbb{P}(\forall t \in T \quad X_t = Y_t) = 1.$$

Zauważmy, że procesy nierozróżnialne są oczywiście stochastycznie równoważne. Ponadto dwa procesy stochastycznie równoważne mają ten sam rozkład. Poniższy przykład pokazuje, że z rozkładu procesu nie można wnioskować o własnościach trajektorii.

Przykład 3.1. Niech $Z \geq 0$ będzie dowolną zmienną losową o rozkładzie bezzatomowym tzn. $\mathbb{P}(Z = z) = 0$ dla wszystkich $z \in \mathbb{R}$. Zdefiniujmy dwa procesy na $T = [0, \infty)$:

$$X_t \equiv 0 \quad \text{oraz} \quad Y_t(\omega) = \begin{cases} 0 & \text{dla } t \neq Z(\omega), \\ 1 & \text{dla } t = Z(\omega). \end{cases}$$

Wówczas Y jest modyfikacją X , bo $\mathbb{P}(X_t \neq Y_t) = \mathbb{P}(Z = t) = 0$. Zauważmy jednak, że wszystkie trajektorie Y są nieciągłe. W szczególności $\mathbb{P}(\forall t \geq 0 \quad X_t = Y_t) = 0$, a zatem procesy X i Y nie są nierozróżnialne.

Stwierdzenie 3.1. *Załóżmy, że T jest przedziałem oraz procesy $X = (X_t)_{t \in T}$ i $Y = (Y_t)_{t \in T}$ mają prawostronnie ciągle trajektorie. Wówczas, jeśli X jest modyfikacją Y , to X i Y są nierozróżnialne.*

Dowód. Wybierzmy przeliczalny podzbiór $T_0 \subset T$, gęsty w T , zawierający dodatkowo $\sup T$, jeśli T jest przedziałem prawostronnie domkniętym. Niech

$$A = \{\forall t \in T_0 \quad X_t = Y_t\},$$

wówczas $\mathbb{P}(A) = 1$, jako przeliczalne przecięcie zbiorów pełnej miary. Ponadto, jeśli $\omega \in A$, to dla dowolnego $t \in T$,

$$X_t(\omega) = \lim_{s \rightarrow t+, s \in T_0} X_s(\omega) = \lim_{s \rightarrow t+, s \in T_0} Y_s(\omega) = Y_t(\omega),$$

czyli

$$\mathbb{P}(\forall t \in T \quad X_t = Y_t) \geq \mathbb{P}(A) = 1.$$

□

3.2. Twierdzenie o ciągłej modyfikacji

Najważniejsze twierdzenie tego wykładu podaje kryterium istnienia modyfikacji procesu, która ma ciągle trajektorie. Zanim sformułujemy dokładny wynik przypomnijmy definicję funkcji hölderowskiej.

Definicja 3.2. Funkcja $f: [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$ jest *hölderowsko ciągła z wykładnikiem γ* , jeśli dla pewnej stałej $C < \infty$,

$$|f(s) - f(t)| \leq C|t - s|^\gamma \text{ dla wszystkich } s, t \in [a, b].$$

Twierdzenie 3.1. Załóżmy, że $X = (X_t)_{t \in [a, b]}$ jest procesem takim, że

$$\forall_{t, s \in [a, b]} \mathbb{E}|X_t - X_s|^\alpha \leq C|t - s|^{1+\beta} \quad (3.1)$$

dla pewnych stałych dodatnich α, β, C . Wówczas istnieje proces $\tilde{X} = (\tilde{X}_t)_{t \in [a, b]}$, będący modyfikacją procesu X , którego wszystkie trajektorie są ciągłe. Co więcej trajektorie każdej modyfikacji X o ciągłych trajektoriach są, z prawdopodobieństwem 1, hölderowsko ciągłe z dowolnym wykładnikiem $\gamma < \frac{\beta}{\alpha}$.

Zainteresowanych dowodem odsyłamy np. do [4] lub [9].

Wniosek 3.1. Twierdzenie 3.1 jest prawdziwe, gdy przedział $[a, b]$ zastąpimy nieskończonym przedziałem, o ile hölderowskość trajektorii zastąpimy lokalną hölderowskością (tzn. hölderowskością na każdym przedziale skończonym). Co więcej, wystarczy, by warunek (3.1) zachodził dla $|s - t| \leq \delta$, gdzie δ jest ustaloną liczbą dodatnią.

Dowód. Przedział nieskończony T można zapisać jako przeliczalną sumę przedziałów $[a_n, a_{n+1}]$, długości nie większej od δ . Z Twierdzenia 3.1 wynika istnienie modyfikacji $\tilde{X}_t^{(n)}$ procesu X na przedziale $[a_n, a_{n+1}]$, o ciągłych trajektoriach. Niech $A_n = \{\tilde{X}_{a_{n+1}}^{(n)} \neq \tilde{X}_{a_{n+1}}^{(n+1)}\}$, wówczas $A = \bigcup_n A_n$ ma miarę zero. Możemy więc położyć:

$$\tilde{X}_t(\omega) = \begin{cases} \tilde{X}_t^{(n)}(\omega) & \text{dla } t \in [a_n, a_{n+1}], \omega \notin A, \\ 0 & \text{dla } \omega \in A. \end{cases}$$

□

Wniosek 3.2. Istnieje proces Wienera, tzn. proces spełniający warunki (W0)-(W3).

Dowód. Mamy $\mathbb{E}|W_s - W_t|^4 = \mathbb{E}|\sqrt{t-s}W_1|^4 = (s-t)^2\mathbb{E}W_1^4 = 3(s-t)^2$ i możemy zastosować Wniosek 3.1 z $\beta = 1$, $\alpha = 4$ i $C = 3$. □

Wniosek 3.3. Prawie wszystkie trajektorie procesu Wienera są lokalnie hölderowsko ciągłe z dowolnym parametrem $\gamma < 1/2$.

Dowód. Mamy $\mathbb{E}|W_s - W_t|^p = (s-t)^{p/2}\mathbb{E}|W_1|^p = C_p(s-t)^{p/2}$ dla dowolnego $p < \infty$. Stosując Twierdzenie 3.1 z $\beta = p/2 - 1$, $\alpha = p$ dostajemy hölderowską ciągłość trajektorii z dowolnym $\gamma < \frac{1}{2} - \frac{1}{p}$. Biorąc $p \rightarrow \infty$ dostajemy tezę. □

Uwaga 3.1. Prawie wszystkie trajektorie procesu Wienera nie są jednostajnie ciągłe na $[0, \infty)$, nie mogą więc być globalnie hölderowskie z żadnym wykładnikiem.

Uwaga 3.2. Założenia $\beta > 0$ nie można opuścić – wystarczy rozważyć proces Poissona $(N_t)_{t \geq 0}$ (tzn. proces o prawostronnie ciągłych trajektoriach, startujący z zera, o przyrostach niezależnych taki, że $N_t - N_s$ ma rozkład Poissona z parametrem $\lambda(t-s)$ – zob. np. rozdział 23 w [1]). Wówczas $\mathbb{E}|N_t - N_s| = \lambda|t - s|$, a oczywiście proces Poissona przyjmuje wartości całkowite, więc nie ma modyfikacji o ciągłych trajektoriach.

3.3. Uwagi i uzupełnienia

W tym wykładzie koncentrowaliśmy uwagę nad procesami o trajektoriach ciągłych. Warto jednak wspomnieć o innych formach ciągłości procesów stochastycznych.

Definicja 3.3. Niech $X = (X_t)_{t \in T}$ będzie procesem stochastycznym. Mówimy, że
a) proces X jest *stochastycznie ciągły*, jeśli

$$t_n \rightarrow t \Rightarrow X_{t_n} \xrightarrow{\mathbb{P}} X_t.$$

b) proces X jest *ciągły wg p -tego momentu (ciągły w L_p)*, jeśli

$$t_n \rightarrow t \Rightarrow \mathbb{E}|X_{t_n} - X_t|^p \rightarrow 0.$$

Uwaga 3.3. Ciągłość trajektorii oraz ciągłość wg p -tego momentu implikują ciągłość stochastyczną procesu. Z pozostałych czterech implikacji między powyższymi pojęciami ciągłości procesu żadna nie jest prawdziwa bez dodatkowych założeń.

3.4. Zadania

Ćwiczenie 3.1. Proces X jest modyfikacją procesu Wienera. Które z następujących własności są spełnione dla procesu X :

- niezależność przyrostów,
- stacjonarność przyrostów,
- ciągłość trajektorii,
- $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{X_t}{t} = 0$ p.n.,
- $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{X_t}{t} = 0$ według prawdopodobieństwa?

Ćwiczenie 3.2. Wykaż, że trajektorie procesu Wienera nie są lokalnie $1/2$ -hölderowskie.

Ćwiczenie 3.3. Scentrowany proces gaussowski nazywamy ułamkowym ruchem Browna, jeśli $\mathbb{E}|X_t - X_s|^2 = |t - s|^{2\alpha}$ (można wykazać, że taki proces istnieje dla $0 < \alpha < 1$). Udowodnij, że ułamkowy ruch Browna ma ciągłą modyfikację. Co można powiedzieć o hölderowskości jej trajektorii?

Ćwiczenie 3.4. Udowodnij tezę Uwagi 3.3.

4. Filtracje, momenty zatrzymania

Pokażemy jak zmodyfikować definicje omawiane podczas kursowego wykładu z rachunku prawdopodobieństwa z przypadku czasu dyskretnego na czas ciągły.

Będziemy zakładać, że T jest lewostronnie domkniętym przedziałem (typowo $T = [0, \infty)$), choć większość definicji i wyników można uogólnić na szerszą klasę zbiorów.

4.1. Filtracje z czasem ciągłym

Definicja 4.1. *Filtracją* $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$ przestrzeni probabilistycznej $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ nazywamy rosnącą rodzinę σ -ciał zawartych w \mathcal{F} , tzn. $\mathcal{F}_t \subset \mathcal{F}_s \subset \mathcal{F}$ dla $t \leq s$, $t, s \in T$.

Zdarzenia z σ -ciała \mathcal{F}_t możemy interpretować jako zdarzenia obserwowalne do chwili t .

Definicja 4.2. Niech $X = (X_t)_{t \in T}$ będzie procesem stochastycznym. *Filtracją generowaną przez X* nazywamy rodzinę $(\mathcal{F}_t^X)_{t \in T}$ daną wzorem $\mathcal{F}_t^X = \sigma(X_s : s \leq t)$.

Stwierdzenie 4.1. *Proces X_t ma przyrosty niezależne wtedy i tylko wtedy, gdy dla dowolnych $t < s$, $t, s \in T$ przyrost $X_s - X_t$ jest niezależny od σ -ciała \mathcal{F}_t^X .*

Dowód. \Rightarrow : Rodzina \mathcal{A} zdarzeń niezależnych od $X_s - X_t$ tworzy λ -układ, ponadto, z niezależności przyrostów X , zawiera π -układ zdarzeń postaci $\{X_{t_1} \in A_1, \dots, X_{t_n} \in A_n\}$ dla $t_1 < \dots < t_n \leq t$, który generuje σ -ciało \mathcal{F}_t^X . Zatem, na mocy twierdzenia o π - i λ -układach, $\mathcal{A} \supset \mathcal{F}_t^X$.

\Leftarrow : Ustalmy $t_1 < \dots < t_n$ oraz zbiory borelowskie A_1, \dots, A_n . Zdarzenie $\{X_{t_1} \in A_1, X_{t_2} - X_{t_1} \in A_2, \dots, X_{t_{n-1}} - X_{t_{n-2}} \in A_{n-1}\}$ należy do σ -ciała $\mathcal{F}_{t_{n-1}}^X$, więc jest niezależne od zmiennej $X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$. Stąd

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(X_{t_1} \in A_1, X_{t_2} - X_{t_1} \in A_2, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}} \in A_n) \\ &= \mathbb{P}(X_{t_1} \in A_1, \dots, X_{t_{n-1}} - X_{t_{n-2}} \in A_{n-1}) \mathbb{P}(X_{t_n} - X_{t_{n-1}} \in A_n). \end{aligned}$$

Iterując to rozumowanie pokazujemy, że

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(X_{t_1} \in A_1, X_{t_2} - X_{t_1} \in A_2, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}} \in A_n) \\ &= \mathbb{P}(X_{t_1} \in A_1) \mathbb{P}(X_{t_2} - X_{t_1} \in A_2) \cdots \mathbb{P}(X_{t_n} - X_{t_{n-1}} \in A_n). \end{aligned}$$

□

Definicja 4.3. Proces $X = (X_t)$ nazywamy *zgodnym z filtracją* $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$, *\mathcal{F}_t -adaptowanym* lub *adaptowanym do filtracji* $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$, jeśli dla wszystkich $t \in T$, X_t jest \mathcal{F}_t mierzalne.

Uwaga 4.1. Oczywiście proces X jest zgodny z filtracją $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$ wtedy i tylko wtedy, gdy $\mathcal{F}_t^X \subset \mathcal{F}_t$ dla $t \in T$. W szczególności każdy proces X jest zgodny z filtracją przez siebie generowaną.

4.2. Momenty zatrzymania

Definicja 4.4. *Momentem zatrzymania (momentem Markowa, czasem zatrzymania)* względem filtracji $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$ nazywamy zmienną losową o wartościach w $T \cup \{\infty\}$ taką, że $\{\tau \leq t\} \in \mathcal{F}_t$ dla wszystkich $t \in T$.

Moment zatrzymania to strategia przerywania eksperymentu losowego (np. zakończenia udziału w pewnej grze losowej) taka, że decyzję o przerywaniu do chwili t podejmujemy tylko na podstawie obserwacji dostępnych w tym czasie.

Dla zbioru $A \subset \mathbb{R}$ i procesu stochastycznego $(X_t)_{t \in T}$ okreśmy

$$\tau_A = \inf\{t \in T : X_t \in A\}.$$

Stwierdzenie 4.2. *Jeśli $(X_t)_{t \in T}$ jest \mathcal{F}_t -adaptowanym procesem o ciągłych trajektoriach, zaś A zbiorem domkniętym, to τ_A jest momentem zatrzymania względem filtracji (\mathcal{F}_t) .*

Dowód. Niech $T_0 \subset T$ będzie gęstym podzbiorem T zawierającym lewy koniec. Z domkniętości zbioru A i ciągłości X dostajemy dla $t \in T$,

$$\{\tau_A \leq t\} = \{\exists_{s \leq t} X_s \in A\} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{s \leq t, s \in T_0} \{X_s \in A_{1/n}\} \in \mathcal{F}_t,$$

gdzie

$$A_\varepsilon := \{x \in \mathbb{R}^n : d(x, A) < \varepsilon\} \quad (\varepsilon\text{-otoczka zbioru } A).$$

□

Uwaga 4.2. Jeśli w powyższym przykładzie A będzie zbiorem otwartym, to τ_A nie musi być momentem zatrzymania względem filtracji $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$, ale musi być momentem zatrzymania względem filtracji $(\mathcal{F}_{t+})_{t \in T}$, gdzie dla $t < \sup T$

$$\mathcal{F}_{t+} := \bigcap_{s > t} \mathcal{F}_s,$$

a jeśli t jest największym elementem T , to kładziemy $\mathcal{F}_{t+} = \mathcal{F}_t$.

Powyższa uwaga motywuje poniższą definicję, która ma nieco techniczny charakter, ale jest powszechnie używana w teorii procesów.

Definicja 4.5. Filtrację $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$ nazywamy *prawostronnie ciągłą*, jeśli $\mathcal{F}_{t+} = \mathcal{F}_t$ dla wszystkich $t \in T$. Mówimy, że filtracja $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$ *spełnia zwykłe warunki*, jeśli

- jest prawostronnie ciągła,
- dla wszystkich t , \mathcal{F}_t zawiera wszystkie zbiory miary zero, tzn. jeśli $A \in \mathcal{F}$, $\mathbb{P}(A) = 0$, to $A \in \mathcal{F}_t$.

Definicja 4.6. Niech τ będzie momentem zatrzymania względem filtracji $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$. Definiujemy σ -ciało *zdarzeń obserwowalnych do chwili τ* wzorem

$$\mathcal{F}_\tau := \left\{ A \in \mathcal{F}_\infty := \sigma\left(\bigcup_{t \in T} \mathcal{F}_t\right) : \forall t \in T \ A \cap \{\tau \leq t\} \in \mathcal{F}_t \right\}.$$

Stwierdzenie 4.3. a) Zbiór \mathcal{F}_τ jest σ -ciałem.

b) Jeśli $\tau \leq \sigma$, to $\mathcal{F}_\tau \subset \mathcal{F}_\sigma$.

c) Zmienna losowa τ jest \mathcal{F}_τ mierzalna.

Dowód. a) Zbiór $\Omega \in \mathcal{F}_\tau$, bo $\Omega \cap \{\tau \leq t\} = \{\tau \leq t\} \in \mathcal{F}_t$. Jeśli $A \in \mathcal{F}_\tau$, to $A' \cap \{\tau \leq t\} = \{\tau \leq t\} \setminus (A \cap \{\tau \leq t\}) \in \mathcal{F}_t$, czyli $A' \in \mathcal{F}_\tau$. Jeśli $A_n \in \mathcal{F}_\tau$, to $(\bigcup_n A_n) \cap \{\tau \leq t\} = \bigcup_n (A_n \cap \{\tau \leq t\}) \in \mathcal{F}_t$, zatem $\bigcup_n A_n \in \mathcal{F}_\tau$.

b) Weźmy $A \in \mathcal{F}_\tau$, wówczas dla $t \in T$, $A \cap \{\sigma \leq t\} = A \cap \{\tau \leq t\} \cap \{\sigma \leq t\} \in \mathcal{F}_t$, czyli $A \in \mathcal{F}_\sigma$.

c) Wystarczy pokazać, że $\{\tau \leq s\} \in \mathcal{F}_\tau$, ale $\{\tau \leq s\} \cap \{\tau \leq t\} = \{\tau \leq s \wedge t\} \in \mathcal{F}_{s \wedge t} \subset \mathcal{F}_t$. □

Stwierdzenie 4.4. *Załóżmy, że τ i σ są momentami zatrzymania. Wówczas $\mathcal{F}_{\tau \wedge \sigma} = \mathcal{F}_\tau \cap \mathcal{F}_\sigma$ oraz zdarzenia $\{\tau < \sigma\}, \{\sigma < \tau\}, \{\tau \leq \sigma\}, \{\sigma \leq \tau\}, \{\tau = \sigma\}$ należą do $\mathcal{F}_{\tau \wedge \sigma}$.*

Dowód. Zauważmy, że $\tau \wedge \sigma$ jest momentem zatrzymania oraz $\tau \wedge \sigma \leq \tau$ i $\tau \wedge \sigma \leq \sigma$, zatem na mocy Stwierdzenia 4.3 dostajemy $\mathcal{F}_{\tau \wedge \sigma} \subset \mathcal{F}_\tau \cap \mathcal{F}_\sigma$. Na odwrót, jeśli $A \in \mathcal{F}_\tau \cap \mathcal{F}_\sigma$, to $A \cap \{\tau \wedge \sigma \leq t\} = A \cap (\{\tau \leq t\} \cup \{\sigma \leq t\}) = (A \cap \{\tau \leq t\}) \cup (A \cap \{\sigma \leq t\}) \in \mathcal{F}_t$, czyli $A \in \mathcal{F}_{\tau \wedge \sigma}$. Dalszą część stwierdzenia pozostawiamy do samodzielnego udowodnienia w ramach prostego ćwiczenia. \square

4.3. Progresywna mierzalność

Okazuje się, że adaptowalność procesu nie gwarantuje np. mierzalności zmiennych X_τ dla wszystkich momentów zatrzymania τ . Dlatego wprowadzimy jeszcze jedną techniczną definicję.

Definicja 4.7. Proces $X = (X_t)_{t \in T}$ nazywamy *progresywnie mierzalnym* względem filtracji $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$, jeśli dla każdego $t \in T$, funkcja $(s, \omega) \rightarrow X_s(\omega)$ traktowana jako funkcja ze zbioru $T \cap (-\infty, t] \times \Omega$ w \mathbb{R} jest mierzalna względem σ -algebry $\mathcal{B}(T \cap (-\infty, t]) \otimes \mathcal{F}_t$. Równoważnie

$$\forall t \in T \forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \{(s, \omega) \in T \times \Omega : s \leq t, X_s(\omega) \in A\} \in \mathcal{B}(T \cap (-\infty, t]) \otimes \mathcal{F}_t.$$

Stwierdzenie 4.5. *Załóżmy, że T jest przedziałem oraz dany jest proces $X = (X_t)_{t \in T}$ oraz filtracja $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$.*

- Jeśli proces X jest progresywnie mierzalny względem (\mathcal{F}_t) , to jest \mathcal{F}_t -adaptowalny.*
- Jeśli proces X jest \mathcal{F}_t -adaptowalny oraz ma prawostronnie ciągle trajektorie, to jest progresywnie mierzalny względem (\mathcal{F}_t) .*

Dowód. a) Zbiór $\{\omega : X_t(\omega) \in A\}$ jest przekrojem zbioru $\{(s, \omega) \in T \times \Omega : s \leq t, X_s(\omega) \in A\}$, a zatem należy do \mathcal{F}_t .

b) Ustalmy $t \in T$ i połóżmy dla $s \in T, s \leq t, X_s^{(n)} := X_{t-2^{-n}k}$, gdzie k jest liczbą całkowitą taką, że $t - 2^{-n}(k+1) < s \leq t - 2^{-n}k$. Wówczas

$$\begin{aligned} \{(s, \omega) \in T \times \Omega : s \leq t, X_s^{(n)}(\omega) \in A\} \\ = \bigcup_{k=0}^{\infty} \left(T \cap \left(t - \frac{k+1}{2^n}, t - \frac{k}{2^n} \right] \right) \times \{\omega : X_{t-\frac{k}{2^n}}(\omega) \in A\} \\ \in \mathcal{B}(T \cap (-\infty, t]) \otimes \mathcal{F}_t. \end{aligned}$$

Zatem funkcja $X_s^{(n)}(\omega), s \in T \cap (-\infty, t], \omega \in \Omega$ jest $\mathcal{B}(T \cap (-\infty, t]) \otimes \mathcal{F}_t$ mierzalna. Wobec prawostronnej ciągłości X mamy $X_s(\omega) = \lim_{n \rightarrow \infty} X_s^{(n)}(\omega)$, więc funkcja $X_s(\omega), s \in T \cap (-\infty, t], \omega \in \Omega$ jest $\mathcal{B}(T \cap (-\infty, t]) \otimes \mathcal{F}_t$ mierzalna jako granica funkcji mierzalnych. \square

Jeśli τ jest momentem zatrzymania, a $X = (X_t)_{t \in T}$ procesem, to zmienna X_τ jest dobrze zdefiniowana tylko na zbiorze $\{\tau < \infty\}$. Musimy zatem określić co mamy na myśli mówiąc, że zmienna X_τ jest mierzalna.

Definicja 4.8. Mówimy, że zmienna losowa X określona na zbiorze A jest mierzalna względem σ -ciała \mathcal{G} zawierającego A , jeśli $\{\omega \in A : X(\omega) \in B\} \in \mathcal{G}$ dla dowolnego zbioru borelowskiego B .

Przed sformulowaniem kolejnego stwierdzenia wprowadzimy jeszcze jedną użyteczną definicję.

Definicja 4.9. Jeśli $X = (X_t)_{t \in T}$ jest procesem stochastycznym, a τ zmienną o wartościach w $T \cup \{\infty\}$, to definiujemy $X^\tau = (X_t^\tau)_{t \in T}$ – proces X zatrzymany w czasie τ wzorem $X_t^\tau = X_{\tau \wedge t}$.

Stwierdzenie 4.6. Załóżmy, że $X = (X_t)_{t \in T}$ jest procesem progresywnie mierzalnym względem filtracji $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$, a τ jest momentem zatrzymania. Wówczas zmienna losowa X_τ określona na zbiorze $\{\tau < \infty\} \in \mathcal{F}_\tau$ jest \mathcal{F}_τ mierzalna. Ponadto X^τ – proces X zatrzymany w chwili τ jest progresywnie mierzalny.

Dowód. Odwzorowanie

$$(s, \omega) \rightarrow (\tau(\omega) \wedge s, \omega): T \cap (-\infty, t] \times \Omega \rightarrow T \cap (-\infty, t] \times \Omega$$

jest mierzalne względem σ -ciała $\mathcal{B}(T \cap (-\infty, t]) \otimes \mathcal{F}_t$. Jeśli złożymy je z odwzorowaniem

$$(s, \omega) \rightarrow X_s(\omega) \quad \text{mierzalnym z } (T \cap (-\infty, t] \times \Omega, \mathcal{B}(T \cap (-\infty, t]) \otimes \mathcal{F}_t) \text{ w } \mathbb{R},$$

to otrzymamy odwzorowanie

$$(s, \omega) \rightarrow X_{\tau(\omega) \wedge s}(\omega) \quad \text{mierzalne z } (T \cap (-\infty, t] \times \Omega, \mathcal{B}(T \cap (-\infty, t]) \otimes \mathcal{F}_t) \text{ w } \mathbb{R}.$$

Stąd wynika progresywna mierzalność procesu X^τ . By zakończyć dowód zauważmy, że

$$\{X_\tau \in A\} \cap \{\tau \leq t\} = \{X_{\tau \wedge t} \in A\} \cap \{\tau \leq t\} \in \mathcal{F}_t$$

na mocy progresywnej mierzalności (a właściwie adaptowalności) X^τ . □

4.4. Zadania

Ćwiczenie 4.1. Załóżmy, że T jest przedziałem i określmy:

$$\mathcal{F}_{t+} := \bigcap_{s>t} \mathcal{F}_s, \quad \mathcal{F}_{t-} := \sigma\left(\bigcup_{s<t} \mathcal{F}_s\right).$$

- Wykaż, że filtracja \mathcal{F}_{t+} jest prawostronnie ciągła, tzn. $\mathcal{F}_{t++} = \mathcal{F}_{t+}$.
- Udowodnij, że jeśli $\mathcal{F}_t = \mathcal{F}_t^X$ jest filtracją generowaną przez proces X o lewostronnie ciągłych trajektoriach, to $\mathcal{F}_{t-} = \mathcal{F}_t$.
- Niech $T = [0, \infty)$, $A \in \mathcal{F}$ oraz $X_t = (t-1)^+ I_A$. Znajdź \mathcal{F}_t^X .
- Dla X jak w punkcie c) określmy $\tau := \inf\{t: X_t > 0\}$. Wykaż, że τ nie jest momentem zatrzymania względem \mathcal{F}_t^X ale jest momentem zatrzymania względem \mathcal{F}_{t+}^X .

Ćwiczenie 4.2. Załóżmy, że T jest przedziałem, wykaż, że:

- jeśli τ jest momentem zatrzymania, to $\{\tau < t\} \in \mathcal{F}_t$ dla wszystkich t ;
- jeśli $\{\tau < t\} \in \mathcal{F}_t$ dla wszystkich t , to τ jest momentem zatrzymania względem \mathcal{F}_{t+} .

Ćwiczenie 4.3. Niech $T = [0, \infty)$, a τ będzie momentem zatrzymania, które ze zmiennych $\tau + 1, \tau^2, \tau - 1$ muszą być momentami zatrzymania?

Ćwiczenie 4.4. Niech $T = [0, \infty)$, a X_t procesem \mathcal{F}_t -adaptowalnym o ciągłych trajektoriach. Wykaż, że dla A otwartego $\tau_A := \inf\{t: X_t \in A\}$ jest momentem zatrzymania względem \mathcal{F}_{t+} .

Ćwiczenie 4.5. Wykaż, że jeśli τ i σ są momentami zatrzymania, to zdarzenia $\{\tau < \sigma\}$, $\{\tau = \sigma\}$ i $\{\tau \leq \sigma\}$ należą do \mathcal{F}_τ , \mathcal{F}_σ i $\mathcal{F}_{\tau \wedge \sigma}$.

Ćwiczenie 4.6. Wykaż, że jeśli τ jest momentem zatrzymania, to proces $X_t := I_{[0, \tau)}(t)$ jest progresywnie mierzalny.

Ćwiczenie 4.7. Niech τ będzie momentem zatrzymania względem $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$, a (X_t) będzie procesem \mathcal{F}_t -adaptowalnym. Wykaż, że

- τ jest \mathcal{F}_τ -mierzalne;
- jeśli τ przyjmuje przeliczalnie wiele wartości, to X_τ jest \mathcal{F}_τ mierzalny na zbiorze $\tau < \infty$.

Ćwiczenie 4.8. Wykaż, że jeśli σ jest momentem zatrzymania, $\tau \geq \sigma$ oraz τ jest \mathcal{F}_σ mierzalny, to τ jest momentem zatrzymania.

Ćwiczenie 4.9. Wykaż, że jeśli proces X_t ma niezależne przyrosty i prawostronnie ciągłe trajektorie, to dla $s \geq t$ zmienna $X_s - X_t$ jest niezależna od \mathcal{F}_{t+}^X .

5. Martyngały z czasem ciągłym

Tak jak podczas poprzedniego wykładu, jeśli nie zaznaczymy inaczej, będziemy zakładać, że T jest lewostronnie domkniętym przedziałem.

5.1. Definicje i przykłady

Definicja 5.1. Mówimy, że $(X_t)_{t \in T}$ jest *martyngałem* (odp. *podmartyngałem*, *nadmartyngałem*) względem filtracji $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$ lub, że $(X_t, \mathcal{F}_t)_{t \in T}$ jest *martyngałem* (odp. *podmartyngałem*, *nadmartyngałem*), jeśli

- a) dla wszystkich $t \in T$, X_t jest \mathcal{F}_t -mierzalny i $\mathbb{E}|X_t| < \infty$,
- b) dla dowolnych $s, t \in T, s < t$, $\mathbb{E}(X_t | \mathcal{F}_s) = X_s$ p.n. (odp. \geq dla podmartyngału i \leq dla nadmartyngału).

Przykład 5.1. Jeśli X jest całkowalną zmienną losową, a \mathcal{F}_t dowolną filtracją to $X_t := \mathbb{E}(X | \mathcal{F}_t)$ jest martyngałem.

Sprawdzamy dla $t > s$,

$$\mathbb{E}(X_t | \mathcal{F}_s) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(X | \mathcal{F}_t) | \mathcal{F}_s) = \mathbb{E}(X | \mathcal{F}_s) = X_s \quad \text{p.n..}$$

Przykład 5.2. $(W_t)_{t \geq 0}$ jest martyngałem względem naturalnej filtracji $\mathcal{F}_t = \sigma(W_s : s \leq t)$. Istotnie dla $t > s$ mamy z niezależności przyrostów

$$\mathbb{E}(W_t | \mathcal{F}_s) = \mathbb{E}(W_s | \mathcal{F}_s) + \mathbb{E}(W_t - W_s | \mathcal{F}_s) = W_s + \mathbb{E}(W_t - W_s) = W_s \quad \text{p.n..}$$

Przykład 5.3. $(W_t^2)_{t \geq 0}$ jest podmartyngałem, a $(W_t^2 - t)_{t \geq 0}$ martyngałem względem naturalnej filtracji $\mathcal{F}_t = \sigma(W_s : s \leq t)$.

Liczmy dla $t > s$,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(W_t^2 | \mathcal{F}_s) &= \mathbb{E}(W_s^2 | \mathcal{F}_s) + \mathbb{E}(2W_s(W_t - W_s) | \mathcal{F}_s) + \mathbb{E}((W_t - W_s)^2 | \mathcal{F}_s) \\ &= W_s^2 + 2W_s \mathbb{E}(W_t - W_s) + \mathbb{E}(W_t - W_s)^2 = W_s^2 + t - s \quad \text{p.n..} \end{aligned}$$

Uwaga 5.1. W ostatnich dwu przykładach filtrację (\mathcal{F}_t^W) można zastąpić filtracją (\mathcal{F}_{t+}^W) .

Stwierdzenie 5.1. Załóżmy, że (X_t, \mathcal{F}_t) jest martyngałem (odp. podmartyngałem), zaś $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ funkcją wypukłą (odp. wypukłą i niemalejącą) taką, że $\mathbb{E}|f(X_t)| < \infty$ dla wszystkich t . Wówczas $(f(X_t), \mathcal{F}_t)$ jest podmartyngałem.

Dowód. Z nierówności Jensena mamy $\mathbb{E}(f(X_t) | \mathcal{F}_s) \geq f(\mathbb{E}(X_t | \mathcal{F}_s))$ p.n., a ostatnia zmienna jest równa $f(X_s)$ w przypadku martyngału i nie mniejsza niż $f(X_s)$ dla podmartyngału. \square

Przypomnijmy definicję funkcji harmonicznych.

Definicja 5.2. Funkcję $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ nazywamy podharmoniczną (odp. harmoniczną, nadharmoniczną) jeśli jest ograniczona na zbiorach zwartych oraz

$$\forall x \in \mathbb{R}^n \quad \forall r \geq 0 \quad f(x) \leq \frac{1}{|S^{n-1}|} \int_{S^{n-1}} f(x + ry) d\sigma(y) \quad (\text{odp. } =, \geq),$$

gdzie $\sigma(y)$ jest miarą powierzchniową na sferze, a $|S_{n-1}| = \int_{S^{n-1}} d\sigma(y) = 2\pi^{n/2}(\Gamma(n/2))^{-1}$.

Uwaga 5.2. Funkcja gładka jest harmoniczna (odp. pod-,nad-) wtedy i tylko wtedy, gdy $\Delta f = 0$ (odp. \geq , \leq). Dla $n = 1$ warunek podharmoniczności jest równoważny wypukłości. Funkcja $f(x) = -\ln|x - x_0|$ jest nadharmoniczna na \mathbb{R}^2 , a funkcja $f(x) = |x - x_0|^{2-d}$ nadharmoniczna na \mathbb{R}^d dla $d > 2$.

Stwierdzenie 5.2. Niech $W_t = (W_t^{(1)}, \dots, W_t^{(d)})$ będzie d -wymiarowym procesem Wienera, $\mathcal{F}_t^W = \sigma(W_s: s \leq t)$, zaś $f: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ funkcją harmoniczną (odp. nad-, pod-) taką, że $\mathbb{E}|f(W_t)| < \infty$ dla $t \geq 0$. Wówczas $(f(W_t), \mathcal{F}_t^W)$ jest martyngałem (odp. nad-, pod-).

Dowód. Liczymy dla $t > s$ korzystając z niezależności przyrostów procesu Wienera oraz wprowadzając współrzędne sferyczne,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(f(W_t)|\mathcal{F}_s^W) &= \mathbb{E}(f(W_s + (W_t - W_s))|\mathcal{F}_s^W) \\ &= (2\pi(t-s))^{-d/2} \int_{\mathbb{R}^d} f(W_s + x) e^{-\frac{|x|^2}{2(t-s)}} dx \\ &= (2\pi(t-s))^{-d/2} \int_0^\infty r^{d-1} e^{-\frac{r^2}{2(t-s)}} \left(\int_{S^{d-1}} f(W_s + y) d\sigma(y) \right) dr \\ &= (2\pi(t-s))^{-d/2} |S^{d-1}| f(W_s) \int_0^\infty r^{d-1} e^{-\frac{r^2}{2(t-s)}} dr \\ &= (2\pi)^{-d/2} |S^{d-1}| \int_0^\infty r^{d-1} e^{-\frac{r^2}{2}} dr f(W_s) = c_d f(W_s) \quad \text{p.n..} \end{aligned}$$

By zauważyć, że $c_d = 1$ przeprowadzamy albo bezpośredni rachunek, albo podstawiamy powyżej $f \equiv 1$. □

5.2. Nierówności maksymalne

Zacznijmy od przypomnienia podstawowego lematu dla martyngałów z czasem dyskretnym, pochodzącego od Dooba.

Lemat 5.1. Załóżmy, że $(X_n, \mathcal{F}_n)_{0 \leq n \leq N}$ jest martyngałem (odp. nad-, pod-), zaś $0 \leq \tau \leq \sigma \leq N$ dwoma momentami zatrzymania. Wówczas

$$\mathbb{E}(X_\sigma | \mathcal{F}_\tau) = X_\tau \quad \text{p.n. (odp. } \leq, \geq \text{)}.$$

Dowód. Musimy pokazać, że dla $A \in \mathcal{F}_\tau$, $\mathbb{E}X_\tau I_A = \mathbb{E}X_\sigma I_A$. Połóżmy $A_k := A \cap \{\tau = k\}$ dla $k = 0, 1, \dots, N$. Mamy

$$(X_\sigma - X_\tau) I_{A_k} = (X_\sigma - X_k) I_{A_k} = \sum_{i=k}^{\sigma-1} (X_{i+1} - X_i) I_{A_k} = \sum_{i=k}^N (X_{i+1} - X_i) I_{A_k \cap \{\sigma > i\}},$$

zatem

$$\mathbb{E}[(X_\sigma - X_\tau) I_{A_k}] = \sum_{i=k}^N \mathbb{E}[(X_{i+1} - X_i) I_{A_k \cap \{\sigma > i\}}] = 0,$$

gdyż $A_k \cap \{\sigma > i\} \in \mathcal{F}_i$. Stąd

$$\mathbb{E}[(X_\sigma - X_\tau) I_A] = \sum_{k=0}^N \mathbb{E}[(X_\sigma - X_\tau) I_{A_k}] = 0.$$

□

Uwaga 5.3. Lemat 5.1 nie jest prawdziwy, jeśli nie założymy ograniczoności momentów zatrzymania, np. biorąc $X_n = \sum_{k=1}^n \varepsilon_k$, gdzie ε_n niezależne zmienne losowe takie, że $\mathbb{P}(\varepsilon_n = \pm 1) = 1/2$, $\mathcal{F}_n = \sigma(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$, $\tau = 0$, $\sigma = \inf\{n: X_n = 1\}$ widzimy, że $\mathbb{E}X_\tau = 0 \neq 1 = \mathbb{E}X_\sigma$.

Przed sformułowaniem kolejnego lematu przypomnijmy, że przez X^+ i X^- oznaczamy odpowiednio część dodatnią i ujemną zmiennej X , tzn. $X^+ := \max X, 0$ oraz $X^- := \max -X, 0$.

Lemat 5.2. *Niech $(X_n, \mathcal{F}_n)_{0 \leq n \leq N}$ będzie podmartyngałem, wówczas dla wszystkich $\lambda \geq 0$ mamy*

$$\text{a) } \lambda \mathbb{P}\left(\max_{0 \leq n \leq N} X_n \geq \lambda\right) \leq \mathbb{E}X_N \mathbb{I}_{\{\max_{0 \leq n \leq N} X_n \geq \lambda\}} \leq \mathbb{E}X_N^+,$$

$$\text{b) } \lambda \mathbb{P}\left(\min_{0 \leq n \leq N} X_n \leq -\lambda\right) \leq \mathbb{E}X_N \mathbb{I}_{\{\min_{0 \leq n \leq N} X_n > -\lambda\}} - \mathbb{E}X_0 \leq \mathbb{E}X_N^+ - \mathbb{E}X_0.$$

Dowód. a) Niech $\tau := \inf\{n: X_n \geq \lambda\}$, z Lematu 5.1 dostajemy (wobec $\tau \wedge N \leq N$)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}X_N &\geq \mathbb{E}X_{\tau \wedge N} = \mathbb{E}X_\tau \mathbb{I}_{\{\max_{0 \leq n \leq N} X_n \geq \lambda\}} + \mathbb{E}X_N \mathbb{I}_{\{\max_{0 \leq n \leq N} X_n < \lambda\}} \\ &\geq \lambda \mathbb{P}\left(\max_{0 \leq n \leq N} X_n \geq \lambda\right) + \mathbb{E}X_N \mathbb{I}_{\{\max_{0 \leq n \leq N} X_n < \lambda\}} \end{aligned}$$

i po przeniesieniu wartości oczekiwanych na jedną stronę dostajemy postulowaną nierówność.

b) Definiujemy $\tau := \inf\{n: X_n \leq -\lambda\}$, z Lematu 5.1 dostajemy (wobec $\tau \wedge N \geq 0$)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}X_0 &\leq \mathbb{E}X_{\tau \wedge N} = \mathbb{E}X_\tau \mathbb{I}_{\{\min_{0 \leq n \leq N} X_n \leq -\lambda\}} + \mathbb{E}X_N \mathbb{I}_{\{\min_{0 \leq n \leq N} X_n > -\lambda\}} \\ &\leq -\lambda \mathbb{P}\left(\min_{0 \leq n \leq N} X_n \leq -\lambda\right) + \mathbb{E}X_N \mathbb{I}_{\{\min_{0 \leq n \leq N} X_n > -\lambda\}} \end{aligned}$$

i znów wystarczy pogrupować wartości oczekiwane. □

Wniosek 5.1. *Jeśli $(X_n, \mathcal{F}_n)_{0 \leq n \leq N}$ jest martyngałem, bądź nieujemnym podmartyngałem, to*

$$\text{a) } \forall_{p \geq 1} \forall_{\lambda \geq 0} \lambda^p \mathbb{P}\left(\max_{0 \leq n \leq N} |X_n| \geq \lambda\right) \leq \mathbb{E}|X_N|^p,$$

$$\text{b) } \forall_{p > 1} \mathbb{E}|X_N|^p \leq \mathbb{E} \max_{0 \leq n \leq N} |X_n|^p \leq \left(\frac{p}{p-1}\right)^p \mathbb{E}|X_N|^p.$$

Dowód. a) Funkcja $f(t) = |t|^p$ jest wypukła, niemalejąca na \mathbb{R}_+ , stąd na mocy Stwierdzenia 5.1 $|X_n|^p$ jest nieujemnym podmartyngałem, zatem z Lematu 5.2 mamy

$$\begin{aligned} \lambda^p \mathbb{P}\left(\max_{0 \leq n \leq N} |X_n| \geq \lambda\right) &= \lambda^p \mathbb{P}\left(\max_{0 \leq n \leq N} |X_n|^p \geq \lambda^p\right) \\ &\leq \mathbb{E}|X_N|^p \mathbb{I}_{\{\max_{0 \leq n \leq N} |X_n|^p \geq \lambda^p\}} \leq \mathbb{E}|X_N|^p. \end{aligned}$$

b) Niech $X^* := \max_{0 \leq n \leq N} |X_n|$, z rachunku przeprowadzonego powyżej dla $p = 1$,

$$\lambda \mathbb{P}(X^* \geq \lambda) \leq \mathbb{E}|X_N| \mathbb{I}_{\{X^* \geq \lambda\}}.$$

Stosując kolejno wzór na całkowanie przez części, twierdzenie Fubiniego i nierówność Höldera dostajemy

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \max_{0 \leq n \leq N} |X_n|^p &= p \int_0^\infty \lambda^{p-1} \mathbb{P}(X^* \geq \lambda) d\lambda \leq p \int_0^\infty \lambda^{p-2} \mathbb{E}|X_N| \mathbb{I}_{\{X^* \geq \lambda\}} d\lambda \\ &= p \mathbb{E}|X_N| \int_0^{X^*} \lambda^{p-2} d\lambda \leq \frac{p}{p-1} \mathbb{E}|X_N| (X^*)^{p-1} \\ &\leq \frac{p}{p-1} (\mathbb{E}|X_N|^p)^{1/p} (\mathbb{E}(X^*)^p)^{(p-1)/p}. \end{aligned}$$

Jeśli $\mathbb{E}|X_N|^p < \infty$, to na mocy nierówności Jensena, $\mathbb{E}|X_n|^p \leq \mathbb{E}|X_N|^p < \infty$ dla $0 \leq n \leq N$ oraz $\mathbb{E}(X^*)^p \leq \mathbb{E} \sum_{n=0}^N |X_n|^p < \infty$. Dzieląc więc otrzymaną poprzednio nierówność stronami przez $(\mathbb{E}(X^*)^p)^{(p-1)/p}$ dostajemy

$$(\mathbb{E}(X^*)^p)^{1/p} \leq \frac{p}{p-1} (\mathbb{E}|X_N|^p)^{1/p}.$$

□

Udowodnimy teraz *nierówność maksymalną Dooba* w przypadku ciągłym.

Twierdzenie 5.1. *Załóżmy, że $(X_t, \mathcal{F}_t)_{t \in T}$ martyngałem lub nieujemnym podmartyn-
gałem, o prawostronnie ciągłych trajektoriach. Wówczas*

- a) $\forall_{p \geq 1} \forall_{\lambda \geq 0} \lambda^p \mathbb{P} \left(\sup_{t \in T} |X_t| \geq \lambda \right) \leq \sup_{t \in T} \mathbb{E}|X_t|^p,$
- b) $\forall_{p > 1} \sup_{t \in T} \mathbb{E}|X_t|^p \leq \mathbb{E} \sup_{t \in T} |X_t|^p \leq \left(\frac{p}{p-1} \right)^p \sup_{t \in T} \mathbb{E}|X_t|^p.$

Uwaga 5.4. Oczywiście, jeśli T zawiera element maksymalny t_{\max} , to przy założeniach twierdzenia $\sup_{t \in T} \mathbb{E}|X_t|^p = \mathbb{E}|X_{t_{\max}}|^p$.

Dowód. Jeśli D jest skończonym podzbiorem T , to na podstawie Wniosku 5.1 dostajemy

$$\lambda^p \mathbb{P} \left(\sup_{t \in D} |X_t| \geq \lambda \right) \leq \sup_{t \in D} \mathbb{E}|X_t|^p \leq \sup_{t \in T} \mathbb{E}|X_t|^p.$$

Niech T_0 będzie gęstym podzbiorem T zawierającym prawy koniec T (o ile taki istnieje), zaś D_n wstępującym ciągiem skończonych podzbiorów T_0 takim, że $\bigcup_n D_n = T_0$. Wówczas dla dowolnego $\tilde{\lambda} > 0$ dostajemy na mocy prawostronnej ciągłości

$$\begin{aligned} \tilde{\lambda}^p \mathbb{P} \left(\sup_{t \in T} |X_t| > \tilde{\lambda} \right) &= \tilde{\lambda}^p \mathbb{P} \left(\sup_{t \in T_0} |X_t| > \tilde{\lambda} \right) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \tilde{\lambda}^p \mathbb{P} \left(\sup_{t \in D_n} |X_t| > \tilde{\lambda} \right) \leq \sup_{t \in T} \mathbb{E}|X_t|^p. \end{aligned}$$

Biorąc ciąg $\tilde{\lambda}_n \nearrow \lambda$ dostajemy postulowaną w a) nierówność. Nierówność z punktu b) wynika z Wniosku 5.1 w podobny sposób. □

Uwaga 5.5. Punkt b) Twierdzenia 5.1 nie zachodzi dla $p = 1$ – można skonstruować martyngał dla którego $\sup_t \mathbb{E}|X_t| < \infty$, ale $\mathbb{E} \sup_t |X_t| = \infty$. Zachodzi jednak (przy założeniach Twierdzenia 5.1) nierówność

$$\mathbb{E} \sup_{t \in T} |X_t| \leq \frac{e}{e-1} \left(1 + \sup_{t \in T} \mathbb{E}|X_t| \ln^+ |X_t| \right).$$

Wniosek 5.2. *Dla dowolnych $u, s > 0$ zachodzi*

$$\mathbb{P} \left(\sup_{0 \leq t \leq s} W_t \geq u \right) \leq e^{-\frac{u^2}{2s}}.$$

Dowód. Ustalmy $\lambda > 0$, wówczas $M_t := \exp(\lambda W_t - \frac{\lambda^2 t}{2})$ jest martyngałem względem filtracji \mathcal{F}_t^W generowanej przez proces Wienera (Ćwiczenie 5.2). Stąd na mocy Twierdzenia 5.1 a) z $p = 1$ i nieujemności M_t dostajemy

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\sup_{0 \leq t \leq s} W_t \geq u\right) &\leq \mathbb{P}\left(\sup_{0 \leq t \leq s} M_t \geq e^{\lambda u - \frac{\lambda^2 s}{2}}\right) \\ &\leq e^{-\lambda u + \frac{\lambda^2 s}{2}} \sup_{0 \leq t \leq s} \mathbb{E}|M_t| = e^{-\lambda u + \frac{\lambda^2 s}{2}} \mathbb{E}M_0 = e^{-\lambda u + \frac{\lambda^2 s}{2}}. \end{aligned}$$

Zatem

$$\mathbb{P}\left(\sup_{0 \leq t \leq s} W_t \geq u\right) \leq \inf_{\lambda > 0} e^{-\lambda u + \frac{\lambda^2 s}{2}} = e^{-\frac{u^2}{2s}}.$$

□

5.3. Zadania

Ćwiczenie 5.1. Załóżmy, że $(N_t)_{t \geq 0}$ jest procesem Poissona, tzn. procesem o prawostronnie ciągłych trajektoriach takim, że $N_0 = 0$, N ma przyrosty niezależne, oraz $N_t - N_s \sim \text{Poiss}(t - s)$ dla $t > s$. Wykaż, że $(N_t - \lambda t)_{t \geq 0}$ oraz $((N_t - \lambda t)^2 - \lambda t)_{t \geq 0}$ są martyngałami względem $(\mathcal{F}_t^N)_{t \geq 0}$.

Ćwiczenie 5.2. Wykaż, że $(\exp(\lambda W_t - \frac{\lambda^2 t}{2}), \mathcal{F}_t^W)_{t \geq 0}$ jest martyngałem dla dowolnego $\lambda \in \mathbb{R}$.

Ćwiczenie 5.3 (Prawo iterowanego logarytmu dla procesu Wienera). Wykaż, że

- a) $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{W_t}{\sqrt{2t \ln \ln t}} = 1$ p.n.,
b) $\liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{W_t}{\sqrt{2t \ln \ln t}} = -1$ p.n..

Wskazówka. i) Niech $C > 1$ oraz $u > C^{1/2}$. Wykaż, że

$$\sum_n \mathbb{P}\left(\sup_{C^n \leq t \leq C^{n+1}} W_t \geq u \sqrt{2C^n \ln \ln C^n}\right) < \infty$$

i wywnioskuj stąd, że $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{W_t}{\sqrt{2t \ln \ln t}} \leq u$ p.n..

ii) Wykaż, że $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{W_t}{\sqrt{2t \ln \ln t}} \leq 1$ p.n. oraz $\liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{W_t}{\sqrt{2t \ln \ln t}} \geq -1$ p.n..

iii) Udowodnij, że dla $g \sim \mathcal{N}(0, 1)$ i $t > 0$,

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t^3}\right) e^{-t^2/2} \leq \mathbb{P}(g \geq t) \leq \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-t^2/2}.$$

iv) Wykaż, że dla $C > 1$ i $u < 1$

$$\sum \mathbb{P}(W_{C^n} - W_{C^{n-1}} \geq u \sqrt{1 - 1/C} \sqrt{2C^n \ln \ln C^n}) = \infty$$

i wywnioskuj stąd i z ii), że $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{W_t}{\sqrt{2t \ln \ln t}} \geq u(1 - 1/C)^{1/2} - C^{-1/2}$ p.n..

Ćwiczenie 5.4. Udowodnij, że

- a) $\limsup_{t \rightarrow 0+} \frac{W_t}{\sqrt{2t \ln \ln(1/t)}} = 1$ p.n.,
b) $\liminf_{t \rightarrow 0+} \frac{W_t}{\sqrt{2t \ln \ln(1/t)}} = -1$ p.n..

6. Twierdzenia o zbieżności martyngałów

Udowodnimy twierdzenia o zbieżności martyngałów z czasem ciągłym prawie na pewno i w L_p . Wykażemy też ciągłą wersję twierdzenia Dooba „optional sampling”.

6.1. Przejścia w dół przez przedział

Definicja 6.1. Załóżmy, że $I \subset \mathbb{R}$, $f: I \rightarrow \mathbb{R}$ oraz $\alpha < \beta$. Jeśli I jest skończone, to określamy

$$\tau_1 := \inf\{t \in I: f(t) \geq \beta\} \text{ oraz } \sigma_1 := \inf\{t \in I: t > \tau_1, f(t) \leq \alpha\}$$

i dalej indukcyjnie dla $i = 1, 2, \dots$

$$\tau_{i+1} := \inf\{t \in I: t > \sigma_i, f(t) \geq \beta\} \text{ oraz } \sigma_{i+1} := \inf\{t \in I: t > \tau_{i+1}, f(t) \leq \alpha\}.$$

Definiujemy

$$D_I(f, [\alpha, \beta]) := \sup\{j: \sigma_j < \infty\} \vee 0.$$

W przypadku, gdy I jest nieskończone kładziemy

$$D_I(f, [\alpha, \beta]) := \sup\{D_F(f, [\alpha, \beta]): F \subset T \text{ skończone}\}.$$

Wielkość $D_I(f, [\alpha, \beta])$ nazywamy *liczbą przejść w dół funkcji f przez przedział $[\alpha, \beta]$* .

Przypomnijmy fakt z rachunku prawdopodobieństwa wiążący skończoność liczby przejść ciągu przez przedział z istnieniem granicy.

Lemat 6.1. *Ciąg liczbowy x_n jest zbieżny do pewnej, niekoniecznie skończonej granicy wtedy i tylko wtedy, gdy $D_{\mathbb{N}}((x_n), [\alpha, \beta]) < \infty$ dla dowolnych liczb wymiernych $\alpha < \beta$.*

Następny lemat jest niewielką modyfikacją poprzedniego.

Lemat 6.2. *Jeśli $f: [a, b) \rightarrow \mathbb{R}$, $b \leq \infty$ jest prawostronnie ciągłą funkcją taką, że dla dowolnych liczb wymiernych $\alpha < \beta$, $D_{[a,b) \cap \mathbb{Q}}(f, [\alpha, \beta]) < \infty$, to istnieje (niekoniecznie skończona) granica $\lim_{t \rightarrow b} f(t)$.*

Dowód. Załóżmy, że postulowana granica nie istnieje, wtedy można znaleźć liczby wymierne α, β takie, że

$$\liminf_{t \rightarrow b} f(t) < \alpha < \beta < \limsup_{t \rightarrow b} f(t).$$

Stąd wynika, że istnieje rosnący ciąg liczb wymiernych t_n z przedziału $[a, b)$ taki, że $f(t_{2k-1}) \geq \beta$ oraz $f(t_{2k}) \leq \alpha$. Przyjmując $I = \{t_1, t_2, \dots\}$ widzimy, że $D_{[a,b) \cap \mathbb{Q}}(f, [\alpha, \beta]) \geq D_I(f, [\alpha, \beta]) = \infty$. \square

Lemat 6.3. *Załóżmy, że $X = (X_t)_{t \in T}$ jest podmartyngałem względem pewnej filtracji, a F jest przeliczalnym podzbiorem T , wówczas*

$$\mathbb{E}D_F(X, [\alpha, \beta]) \leq \sup_{t \in F} \frac{\mathbb{E}(X_t - \beta)^+}{\beta - \alpha}.$$

Dowód. Stosując twierdzenie Lebesgue'a o zbieżności monotonicznej widzimy, że wystarczy udowodnić lemat dla skończonych zbiorów F , dla uproszczenia notacji możemy oczywiście przyjąć, że $F = \{1, 2, \dots, N\}$. Zauważmy, że (przy oznaczeniach jak w Definicji 6.1)

$$X_{\tau_i \wedge N} - X_{\sigma_i \wedge N} = \begin{cases} X_{\tau_i} - X_{\sigma_i} \geq \beta - \alpha & \text{gdy } \sigma_i < \infty, \\ X_{\tau_i} - X_N \geq \beta - X_N \geq -(X_N - \beta)^+ & \text{gdy } \tau_i < \sigma_i = \infty, \\ X_N - X_N = 0 & \text{gdy } \tau_i = \infty. \end{cases}$$

Zatem

$$\sum_{i=1}^N (X_{\tau_i \wedge N} - X_{\sigma_i \wedge N}) \geq (\beta - \alpha) D_F(X, [\alpha, \beta]) - (X_N - \beta)^+.$$

Na mocy Lematu 5.1, $\mathbb{E}X_{\tau_i \wedge N} \leq \mathbb{E}X_{\sigma_i \wedge N}$, więc

$$0 \geq \mathbb{E} \sum_{i=1}^N (X_{\tau_i \wedge N} - X_{\sigma_i \wedge N}) \geq \mathbb{E}(\beta - \alpha) D_F(X, [\alpha, \beta]) - \mathbb{E}(X_N - \beta)^+.$$

□

6.2. Zbieżność prawie na pewno

Przypomnijmy twierdzenie dotyczące zbieżności podmartyngałów z czasem dyskretnym:

Twierdzenie 6.1. *Załóżmy, że $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ jest podmartyngałem względem pewnej filtracji takim, że $\sup_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{E}X_n^+ < \infty$ (lub nadmartyngałem takim, że $\sup_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{E}X_n^- < \infty$), wówczas $X = \lim_{n \rightarrow \infty} X_n$ istnieje i jest skończona p.n., ponadto $\mathbb{E}|X| < \infty$.*

Sformułujemy teraz odpowiednik powyższego twierdzenia dla czasu ciągłego.

Twierdzenie 6.2. *Załóżmy, że $(X_t)_{t \in [a, b]}$, $b \leq \infty$ jest podmartyngałem o prawostronnie ciągłych trajektoriach takim, że $\sup_{t \in [a, b]} \mathbb{E}X_t^+ < \infty$. Wówczas $X = \lim_{t \rightarrow b} X_t$ istnieje i jest skończony p.n., ponadto $\mathbb{E}|X| < \infty$.*

Dowód. Dla ustalonego $\alpha < \beta$ na podstawie Lematu 6.3 mamy

$$\mathbb{E}D_{[a, b] \cap \mathbb{Q}}(X_t, [\alpha, \beta]) \leq \frac{1}{\beta - \alpha} \sup_{t \in [a, b]} \mathbb{E}(X_t - \beta)^+ < \infty,$$

zatem $\mathbb{P}(D_{[a, b] \cap \mathbb{Q}}(X_t, [\alpha, \beta]) = \infty) = 0$. Niech

$$A := \bigcap_{\alpha, \beta \in \mathbb{Q}, \alpha < \beta} \{D_{[a, b] \cap \mathbb{Q}}(X_t, [\alpha, \beta]) < \infty\},$$

wówczas $\mathbb{P}(A) = 1$, bo A jest przecięciem przeliczalnej liczby zbiorów pełnej miary. Jeśli $\omega \in A$, to $D_{[a, b] \cap \mathbb{Q}}(X_t(\omega), [\alpha, \beta]) < \infty$ dla dowolnych liczb wymiernych $\alpha < \beta$, czyli, na podstawie Lematu 6.2, granica $X(\omega) := \lim_{t \rightarrow b} X_t(\omega)$ istnieje (choć a priori może być nieskończona). Zauważmy, że $\mathbb{E}|X_t| = 2\mathbb{E}X_t^+ - \mathbb{E}X_t \leq 2\mathbb{E}X_t^+ - \mathbb{E}X_0$, zatem $\sup_{t \in [a, b]} \mathbb{E}|X_t| < \infty$. Z Lematu Fatou

$$\mathbb{E}|X| = \mathbb{E} \lim_{t \rightarrow b} |X_t| \leq \liminf_{t \rightarrow b} \mathbb{E}|X_t| \leq \sup_t \mathbb{E}|X_t| < \infty,$$

czyli zmienna X jest całkowalna, a więc w szczególności skończona p.n.. □

Wniosek 6.1. Załóżmy, że $(X_t)_{t \geq 0}$ jest niedodatnim podmartyngelem (lub nieujemnym nadmartyngelem) o prawostronnie ciągłych trajektoriach, wówczas granica $X = \lim_{t \rightarrow \infty} X_t$ istnieje i jest skończona p.n., ponadto $\mathbb{E}|X| < \infty$.

6.3. Jednostajna całkowalność

Definicja 6.2. Rodzinę zmiennych losowych $(X_i)_{i \in I}$ nazywamy *jednostajnie całkowalną*, jeśli

$$\lim_{C \rightarrow \infty} \sup_{i \in I} \mathbb{E}|X_i| \mathbb{I}_{\{|X_i| > C\}} = 0.$$

Stwierdzenie 6.1. Rodzina zmiennych losowych $(X_i)_{i \in I}$ jest jednostajnie całkowalna wtedy i tylko wtedy, gdy spełnione są następujące dwa warunki

- a) $\sup_{i \in I} \mathbb{E}|X_i| < \infty$,
- b) $\forall \varepsilon > 0 \exists \delta > 0 \mathbb{P}(A) \leq \delta \Rightarrow \sup_{i \in I} \mathbb{E}|X_i| \mathbb{I}_A \leq \varepsilon$.

Dowód. \Rightarrow : Ustalmy $\varepsilon > 0$ i dobierzmy C takie, że $\sup_{i \in I} \mathbb{E}|X_i| \mathbb{I}_{\{|X_i| > C\}} \leq \varepsilon/2$. Wówczas

$$\forall_{i \in I} \mathbb{E}|X_i| \leq C + \mathbb{E}|X_i| \mathbb{I}_{\{|X_i| > C\}} \leq C + \varepsilon/2 < \infty$$

oraz, jeśli $\mathbb{P}(A) < \delta := \frac{\varepsilon}{2C}$, to

$$\mathbb{E}|X_i| \mathbb{I}_A \leq C \mathbb{P}(A) + \mathbb{E}|X_i| \mathbb{I}_{\{|X_i| > C\}} \leq C \delta + \frac{\varepsilon}{2} = \varepsilon.$$

\Leftarrow : Niech $\alpha := \sup_{i \in I} \mathbb{E}|X_i|$ oraz $\delta > 0$ będzie takie, że $\sup_{i \in I} \mathbb{E}|X_i| \mathbb{I}_A \leq \varepsilon$ dla $\mathbb{P}(A) \leq \delta$. Wówczas, jeśli $C = \alpha/\delta$, to $\mathbb{P}(|X_i| > C) < \alpha/C = \delta$ dla dowolnego $i \in I$, czyli $\sup_{i \in I} \mathbb{E}|X_i| \mathbb{I}_{\{|X_i| > C\}} \leq \varepsilon$. \square

Podamy teraz kilka przykładów rodzin jednostajnie całkowalnych.

Przykład 6.1. Rodzina jednoelementowa $\{Y\}$ taka, że $\mathbb{E}|Y| < \infty$.

Istotnie, na mocy twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej mamy $\lim_{C \rightarrow \infty} \mathbb{E}|Y| \mathbb{I}_{\{|Y| > C\}} = 0$.

Przykład 6.2. Rodzina wspólnie ograniczona przez zmienną całkowalną tzn. rodzina $(X_i)_{i \in I}$ taka, że $\forall_{i \in I} |X_i| \leq Y$ oraz $\mathbb{E}Y < \infty$.

Wynika to ze Stwierdzenia 6.1, poprzedniego przykładu i oczywistej obserwacji $\mathbb{E}|X_i| \mathbb{I}_A \leq \mathbb{E}Y \mathbb{I}_A$.

Przykład 6.3. Rodzina uśrednień ustalonej całkowalnej zmiennej losowej, tzn. rodzina postaci $(\mathbb{E}(X|\mathcal{F}_i))_{i \in I}$, gdzie $\mathbb{E}|X| < \infty$, zaś $(\mathcal{F}_i)_{i \in I}$ dowolna rodzina σ -podciał \mathcal{F} .

Na podstawie nierówności Jensena $\mathbb{E}|X_i| = \mathbb{E}|\mathbb{E}(X|\mathcal{F}_i)| \leq \mathbb{E}|X|$, a zatem

$$\mathbb{P}(|X_i| \geq C) \leq \frac{\mathbb{E}|X_i|}{C} \leq \frac{\mathbb{E}|X|}{C} \leq \delta \quad \text{dla } C \geq \frac{\mathbb{E}|X|}{\delta}.$$

Zbiór $\{|X_i| > C\} \in \mathcal{F}_i$, więc z nierówności Jensena

$$\begin{aligned} \mathbb{E}|X_i| \mathbb{I}_{\{|X_i| > C\}} &= \mathbb{E}|\mathbb{E}(X \mathbb{I}_{\{|X_i| > C\}} | \mathcal{F}_i)| \leq \mathbb{E} \mathbb{E}(|X| \mathbb{I}_{\{|X_i| > C\}} | \mathcal{F}_i) \\ &\leq \mathbb{E}(|X| \mathbb{I}_{\{|X_i| > C\}}) \leq \varepsilon, \end{aligned}$$

jeśli tylko dobierzemy odpowiednio małe δ korzystając z jednostajnej całkowalności $\{|X|\}$.

Jednostajna całkowalność jest jednym z kluczowych narzędzi (obok twierdzenia o zbieżności zmajoryzowanej) pozwalającym ze zbieżności prawie na pewno wywnioskować zbieżność w L_p .

Stwierdzenie 6.2. *Załóżmy, że $1 \leq p < \infty$, a X_n są zmiennymi losowymi takimi, że rodzina $(|X_n|^p)_{n=1}^\infty$ jest jednostajnie całkowalna. Wówczas X_n zbiega do zmiennej X w L_p wtedy i tylko wtedy, gdy X_n zbiega do X według prawdopodobieństwa.*

Dowód. Wystarczy udowodnić, że zbieżność X_n według prawdopodobieństwa implikuje zbieżność w L_p , bo przeciwna implikacja jest zawsze prawdziwa. Załóżmy więc, że $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$, wówczas dla pewnego podciągu n_k , X_{n_k} zbiega do X p.n., stąd na mocy Lematu Fatou

$$\mathbb{E}|X|^p = \mathbb{E} \lim_{k \rightarrow \infty} |X_{n_k}|^p \leq \liminf_{k \rightarrow \infty} \mathbb{E}|X_{n_k}|^p \leq \sup_n \mathbb{E}|X_n|^p < \infty.$$

Zatem rodzina $\{|X_n|^p : n = 1, 2, \dots\} \cup \{|X|^p\}$ jest jednostajnie całkowalna. Ustalmy $\varepsilon > 0$ i doberzmy $\delta > 0$ tak, by dla $\mathbb{P}(A) < \delta$ zachodziło $\mathbb{E}|X_n|^p \mathbf{I}_A \leq \varepsilon$ oraz $\mathbb{E}|X|^p \mathbf{I}_A \leq \varepsilon$. Mamy

$$\begin{aligned} \mathbb{E}|X_n - X|^p &\leq \varepsilon^p + \mathbb{E}|X_n - X|^p \mathbf{I}_{\{|X_n - X| > \varepsilon\}} \\ &\leq \varepsilon^p + 2^p \mathbb{E}|X_n|^p \mathbf{I}_{\{|X_n - X| > \varepsilon\}} + 2^p \mathbb{E}|X|^p \mathbf{I}_{\{|X_n - X| > \varepsilon\}}, \end{aligned}$$

a ponieważ $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$, więc $\mathbb{P}(|X_n - X| > \varepsilon) < \delta$ dla dużych n , czyli

$$\mathbb{E}|X_n - X|^p \leq \varepsilon^p + 2^{p+1} \varepsilon \text{ dla dostatecznie dużych } n.$$

□

Wniosek 6.2. *Jeśli rodzina $(X_n)_{n=1}^\infty$ jest jednostajnie całkowalna oraz X_n zbiega prawie na pewno do zmiennej X , to $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}X_n \mathbf{I}_A = \mathbb{E}X \mathbf{I}_A$ dla wszystkich zdarzeń A .*

Dowód. Stosujemy Stwierdzenie 6.2 i oczywiste szacowanie $|\mathbb{E}X_n \mathbf{I}_A - \mathbb{E}X \mathbf{I}_A| \leq \mathbb{E}|X_n - X|$. □

6.4. Ciągła wersja twierdzenia Dooba

Jesteśmy teraz gotowi do dowodu ciągłej wersji Lematu 5.1.

Twierdzenie 6.3. *a) Załóżmy, że T jest przedziałem, a $(X_t)_{t \in T}$ martyngałem prawostronnie ciągłym, zaś σ i τ czasami zatrzymania takimi, że $\sigma \leq \tau \leq t_{\max}$ oraz $t_{\max} \in T$. Wówczas $\mathbb{E}(X_\tau | \mathcal{F}_\sigma) = X_\sigma$ p.n..*

b) Jeśli $(X_t)_{0 \leq t \leq \infty}$ jest prawostronnie ciągłym martyngałem z ostatnim elementem X_∞ to dla dowolnych dwu czasów zatrzymania $\sigma \leq \tau$, $\mathbb{E}(X_\tau | \mathcal{F}_\sigma) = X_\sigma$ p.n.

Dowód. Udowodnimy część a) (część b) można za pomocą zmiany czasu sprowadzić do a)). Zdefiniujmy

$$\tau_n(\omega) := \begin{cases} t_{\max} - \frac{k}{n} & \text{dla } \tau(\omega) \in (t_{\max} - \frac{k+1}{n}, t_{\max} - \frac{k}{n}], k = 0, 1, \dots, n^2, \\ t_{\max} - n & \text{dla } \tau(\omega) \leq t_{\max} - n \end{cases}$$

oraz

$$\sigma_n(\omega) := \begin{cases} t_{\max} - \frac{k}{n} & \text{dla } \sigma(\omega) \in (t_{\max} - \frac{k+1}{n}, t_{\max} - \frac{k}{n}], k = 0, 1, \dots, n^2, \\ t_{\max} - n & \text{dla } \sigma(\omega) \leq t_{\max} - n. \end{cases}$$

Wówczas $\sigma_n \leq \tau_n \leq t_{\max}$ są ograniczonymi czasami zatrzymania przyjmującymi jedynie skończenie wiele wartości. Zatem na mocy Lematu 5.1 mamy $\mathbb{E}(X_{\tau_n} | \mathcal{F}_{\sigma_n}) = X_{\sigma_n}$ p.n., $\mathbb{E}(X_{t_{\max}} | \mathcal{F}_{\sigma_n}) = X_{\sigma_n}$ p.n. oraz $\mathbb{E}(X_{t_{\max}} | \mathcal{F}_{\tau_n}) = X_{\tau_n}$ p.n., w szczególności więc rodziny $(X_{\tau_n})_{n=1}^\infty$ oraz $(X_{\sigma_n})_{n=1}^\infty$

są jednostajnie całkowalne. Ponieważ $\tau_n \rightarrow \tau+$ oraz $\sigma_n \rightarrow \sigma+$, więc z prawostronnej ciągłości X oraz Stwierdzenia 6.2, $X_{\tau_n} \rightarrow X_\tau$, $X_{\sigma_n} \rightarrow X_\sigma$ p.n. i w L_1 . Weźmy $A \in \mathcal{F}_\sigma \subset \mathcal{F}_{\sigma_n}$, wówczas

$$\mathbb{E}X_\tau \mathbf{I}_A = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}X_{\tau_n} \mathbf{I}_A = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}X_{\sigma_n} \mathbf{I}_A = \mathbb{E}X_\sigma \mathbf{I}_A,$$

co oznacza, że $\mathbb{E}(X_\tau | \mathcal{F}_\sigma) = X_\sigma$ p.n. □

Wniosek 6.3. *Załóżmy, że T jest przedziałem, a $(M_t)_{t \in T}$ jest prawostronnie ciągłym martyngałem względem $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$. Wówczas dla dowolnego momentu zatrzymania τ proces $M^\tau = (M_{\tau \wedge t})_{t \in T}$ jest martyngałem zarówno względem $(\mathcal{F}_{\tau \wedge t})_{t \in T}$, jak i $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$.*

Dowód. Niech $s < t$ oraz $s, t \in T$, wówczas $\tau \wedge s \leq \tau \wedge t \leq t$, więc z Twierdzenia 6.3 mamy $\mathbb{E}(M_{\tau \wedge t} | \mathcal{F}_{\tau \wedge s}) = M_{\tau \wedge s}$ p.n., czyli $(M_{\tau \wedge t}, \mathcal{F}_{\tau \wedge t})_{t \in T}$ jest martyngałem.

By udowodnić drugą część ustalmy $s < t$ oraz $A \in \mathcal{F}_s$. Nietrudno sprawdzić, że $A \cap \{\tau > s\} \in \mathcal{F}_{\tau \wedge s}$, zatem z poprzednio udowodnionej części wniosku mamy

$$\mathbb{E}M_{\tau \wedge t} \mathbf{I}_{A \cap \{\tau > s\}} = \mathbb{E}M_{\tau \wedge s} \mathbf{I}_{A \cap \{\tau > s\}}.$$

Ponadto

$$\mathbb{E}M_{\tau \wedge t} \mathbf{I}_{A \cap \{\tau \leq s\}} = \mathbb{E}M_\tau \mathbf{I}_{A \cap \{\tau \leq s\}} = \mathbb{E}M_{\tau \wedge s} \mathbf{I}_{A \cap \{\tau \leq s\}}.$$

Dodając powyższe tożsamości stronami otrzymujemy $\mathbb{E}M_{\tau \wedge t} \mathbf{I}_A = \mathbb{E}M_{\tau \wedge s} \mathbf{I}_A$ dla $A \in \mathcal{F}_s$, zatem $(M_{\tau \wedge t}, \mathcal{F}_t)_{t \in T}$ jest martyngałem. □

6.5. Zbieżność martyngałów w L_p

Zacznijmy od warunków zbieżności martyngałów z czasem ciągłym w L_1 .

Twierdzenie 6.4. *Załóżmy, że $(X_t)_{t \in [a, b]}$, $b \leq \infty$ jest prawostronnie ciągłym martyngałem. Wówczas następujące warunki są równoważne:*

- a) *Rodzina $(X_t)_{t \in [a, b]}$ jest jednostajnie całkowalna.*
 - b) *Istnieje całkowalna zmienna losowa X_b taka, że X_t zbiega do X_b w L_1 , tzn. $\lim_{t \rightarrow b} \mathbb{E}|X_t - X_b| = 0$.*
 - c) *Istnieje całkowalna zmienna losowa X_b mierzalna względem σ -ciała $\mathcal{F}_b := \sigma(\bigcup_{t \in [a, b]} \mathcal{F}_t)$ taka, że $X_t = \mathbb{E}(X_b | \mathcal{F}_t)$ dla $t \in [a, b]$.*
- W przypadku, gdy zachodzą warunki (a)-(c), to $X_b = \lim_{t \rightarrow b} X_t$ p.n..*

Dowód. a) \Rightarrow b): X_t jest jednostajnie całkowalny, więc $\sup_t \mathbb{E}|X_t| < \infty$, czyli wobec Twierdzenia 6.2 istnieje zmienna całkowalna X_b taka, że $X_t \rightarrow X_b$ p.n. przy $t \rightarrow b$. Z jednostajnej całkowalności i Lematu 6.2 wynika zbieżność w L_1 .

b) \Rightarrow c): Dla pewnego podciągu $t_k \rightarrow b$, $X_{t_k} \rightarrow X_b$ p.n., stąd możemy zakładać, że zmienna X_b jest \mathcal{F}_b mierzalna. Ustalmy t i $A \in \mathcal{F}_t$, wówczas dla $s \geq t$

$$\mathbb{E}X_t \mathbf{I}_A = \mathbb{E}X_s \mathbf{I}_A \rightarrow \mathbb{E}X_b \mathbf{I}_A, \quad s \rightarrow \infty.$$

Zatem $X_t = \mathbb{E}(X_b | \mathcal{F}_t)$ p.n.

c) \Rightarrow a) Wiemy, że rodzina uśrednień ustalonej zmiennej jest jednostajnie całkowalna.

Ostatnia część twierdzenia wynika z dowodu implikacji a) \Rightarrow b). □

Twierdzenie 6.5. Załóżmy, że $(X_t)_{t \in [a,b]}$ jest prawostronnie ciągłym martyn-gałem. Wówczas następujące warunki są równoważne:

- $\sup_{t \in [a,b]} \mathbb{E}|X_t|^p < \infty$.
 - Rodzina $(|X_t|^p)_{t \in [a,b]}$ jest jednostajnie całkowna.
 - Istnieje zmienna losowa $X_b \in L_p$ taka, że X_t zbiega do X_b w L_p , tzn. $\lim_{t \rightarrow b} \mathbb{E}|X_t - X_b|^p = 0$.
 - Istnieje zmienna losowa $X_b \in L_p$ mierzalna względem $\mathcal{F}_b := \sigma(\bigcup_{t \in [a,b]} \mathcal{F}_t)$ taka, że $X_t = \mathbb{E}(X_b | \mathcal{F}_t)$ dla $t \in [a,b]$.
- W przypadku, gdy zachodzą warunki (a)-(d), to $X_b = \lim_{t \rightarrow b} X_t$ p.n..

Dowód. a) \Rightarrow b): Na podstawie Twierdzenia 5.1 wiemy, że

$$\mathbb{E} \sup_{t \in [a,b]} |X_t|^p \leq \left(\frac{p}{p-1} \right)^p \sup_{t \in [a,b]} \mathbb{E}|X_t|^p < \infty.$$

Pozostałe implikacje dowodzimy jak w dowodzie Twierdzenia 6.4. \square

6.6. Uwagi i uzupełnienia

W wielu twierdzeniach zakłada się, iż (X_t) jest prawostronnie ciągłym podmartyn-gałem. Oczywiście modyfikacja podmartyn-gału jest podmartyn-gałem – problem jest tylko z mierzalnością, ale znika on, gdy filtracja spełnia zwykle warunki. Naturalnie jest więc zapytać kiedy dany podmartyn-gał możemy zmodyfikować tak, by stał się prawostronnie ciągły. Odpowiedź na to pytanie jest bardzo prosta.

Twierdzenie 6.6. Załóżmy, że T jest przedziałem, a $X = (X_t)_{t \in T}$ jest podmartyn-gałem (odp. nadmartyn-gałem) względem filtracji $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$ spełniającej zwykle warunki. Wówczas X ma prawostronnie ciągłą modyfikację wtedy i tylko wtedy, gdy funkcja $t \rightarrow \mathbb{E}X_t$ jest prawostronnie ciągła.

6.7. Zadania

Ćwiczenie 6.1. Które z podanych niżej warunków implikują jednostajną całkowność ciągu X_n :

- $\sup_n \mathbb{E}|X_n| < \infty$,
- $\sup_n \mathbb{E}|X_n|^2 < \infty$,
- $\mathbb{E} \sup_n |X_n| < \infty$,
- zbieżność X_n w L_1 ,
- zbieżność X_n p.n.?

Ćwiczenie 6.2. Niech $(X_n, \mathcal{F}_n)_{n \leq 0}$ będzie podmartyn-gałem (z czasem odwróconym!) takim, że $\lim_{n \rightarrow -\infty} \mathbb{E}X_n > -\infty$. Wykaż, że (X_n) jest jednostajnie całkowny.

Ćwiczenie 6.3. Wykaż, że martyn-gał $M_t = \exp(\lambda W_t - \lambda^2 t/2)$ jest zbieżny p.n. i znajdź jego granicę. Czy jest on zbieżny w L_1 ?

Ćwiczenie 6.4. a) Wykaż, że jeśli f jest dwukrotnie różniczkowalna na \mathbb{R} oraz f, f', f'' są ograniczone, to

$$M_t = f(W_t) - f(W_0) - \frac{1}{2} \int_0^t f''(W_u) du$$

jest martyngałem względem \mathcal{F}_t^W .

b) Ogólniej, jeśli f jest dwukrotnie różniczkowalna na \mathbb{R}^d , pochodne cząstkowe f rzędu mniejszego niż 2 są ograniczone oraz W jest d -wymiarowym procesem Wienera, to

$$M_t = f(W_t) - f(W_0) - \frac{1}{2} \int_0^t \sum_{j=1}^d \frac{\partial^2 f}{\partial x_j^2}(W_u) du$$

jest martyngałem względem \mathcal{F}_t^W .

Ćwiczenie 6.5. Niech τ będzie momentem zatrzymania względem \mathcal{F}_t^W .

a) Wykaż, że $(W_{\tau \wedge n}, \mathcal{F}_{\tau \wedge n})_{n=1}^\infty$ jest martyngałem.

b) Udowodnij, że jeśli $\mathbb{E}\tau < \infty$, to $\mathbb{E} \sup_n W_{\tau \wedge n}^2 < \infty$.

c) Wykaż, że jeśli $\mathbb{E}\tau < \infty$, to $\mathbb{E}W_\tau^2 = \mathbb{E}\tau$ i $\mathbb{E}W_\tau = 0$.

Ćwiczenie 6.6. Niech W_t będzie jednowymiarowym procesem Wienera oraz

$$\tau_a := \inf\{t > 0: W_t = a\}, \quad \tilde{\tau}_a := \inf\{t > 0: |W_t| = a\}.$$

Rozpatrując martyngały W_t i $W_t^2 - t$ wykaż, że

a) $\tau_a < \infty$ p.n. dla wszystkich $a \in \mathbb{R}$,

b) $\mathbb{P}(\tau_a < \tau_{-b}) = \frac{b}{a+b}$ dla $a, b > 0$,

c) $\mathbb{E}\tilde{\tau}_a = a^2$ dla $a \geq 0$,

d) $\mathbb{E}\tau_a \wedge \tau_{-b} = ab$ dla $a, b > 0$,

e) $\mathbb{E}\tau_a = \infty$ dla wszystkich $a \neq 0$.

Ćwiczenie 6.7. Rozpatrując martyngały $M_t^\lambda = \exp(\lambda W_t - \lambda^2 t/2)$ oraz $N_t^\lambda = (M_t^\lambda + M_t^{-\lambda})/2$ wykaż, że przy oznaczeniach poprzedniego zadania, dla wszystkich $a, \lambda \geq 0$,

a) $\mathbb{E}e^{-\lambda\tau_a} = e^{-a\sqrt{2\lambda}}$,

b) $\mathbb{E}e^{-\lambda\tilde{\tau}_a} = (\cosh(a\sqrt{2\lambda}))^{-1}$.

Ćwiczenie 6.8. Niech $W_t = (W_t^1, \dots, W_t^d)$ będzie d wymiarowym procesem Wienera, a $x_0 \in \mathbb{R}^d$ oraz $d > 2$.

a) Wykaż, że $|W_t - x_0|^{2-d}$ jest nieujemnym nadmartyngałem.

b) Udowodnij, że $|W_t - x_0|^{2-d}$ zbiega przy $t \rightarrow \infty$ do 0 według prawdopodobieństwa i p.n. oraz wywnioskuj stąd, że $\lim_{t \rightarrow \infty} |W_t| = \infty$ p.n..

c) Wykaż, że dla prawostronnie ciągłego nadmartyngału $(X_t)_{t \geq a}$ zachodzi

$$\forall \lambda > 0 \quad \lambda \mathbb{P}(\sup_{t \geq a} X_t \geq \lambda) \leq \sup_t \mathbb{E}X_t^- + \mathbb{E}X_a.$$

d) Wykaż, że $\mathbb{P}(\exists_{t > 0} W_t = x_0) = 0$.

7. Całka Stieltjesa

Podstawowy problem jakim się zajmiemy podczas najbliższych wykładów polega na ścisłym zdefiniowaniu całek $\int_0^t f(s)dW_s$, $\int_0^t X_s dW_s$ lub ogólniej $\int_0^t X_s dY_s$, gdzie $f(s)$ jest „porządną” funkcją, a X_s, Y_s są „porządnymi” procesami stochastycznymi.

Najprostsze podejście polega na zdefiniowaniu osobno całki dla każdej trajektorii, tzn. określeniu dla ustalonego $\omega \in \Omega$, $\int_0^s Y_s(\omega)dX_s(\omega)$. Sposób takiej konstrukcji daje całka Stieltjesa, uogólniająca całkę Riemanna.

7.1. Całka Riemanna-Stieltjesa

W tej części podamy tylko podstawowe fakty i definicje, bez dowodów. Więcej informacji oraz kompletne dowody można znaleźć w [2, 5] i [8].

Definicja 7.1. Podziałem przedziału $[a, b]$ nazywamy niemalejący ciąg liczb $\Pi = (t_0, t_1, \dots, t_k)$ taki, że $a = t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_k = b$. Średnicę podziału Π definiujemy wzorem $\text{diam}(\Pi) := \max_i |t_{i+1} - t_i|$.

Mówimy, że podział Π' jest *podpodziałem* Π (ozn. $\Pi' \prec \Pi$) jeśli wszystkie punkty Π są punktami Π' .

Ciąg $\Pi^n = (t_0^n, \dots, t_{k_n}^n)$ nazywamy *normalnym ciągiem podziałów*, jeśli $\text{diam}(\Pi^n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ oraz $\Pi^{n+1} \prec \Pi^n$.

Definicja 7.2. Niech $f, g: [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$. Powiemy że $\int_a^b g df$ istnieje oraz, że g jest *całkowalna względem f* , jeśli dla dowolnego normalnego ciągu podziałów $\Pi^n = (t_0^n, \dots, t_{k_n}^n)$ oraz punktów $s_0^n, \dots, s_{k_n-1}^n$ takich, że $t_j^k \leq s_j^k \leq t_{j+1}^k$ istnieje skończona granica

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^{k_n} g(s_{j-1}^k) [f(t_j^k) - f(t_{j-1}^k)],$$

która nie zależy od wybranego ciągu punktów i podziałów. Granicę tą oznaczamy $\int_a^b g(t) df(t)$ i nazywamy *całką Riemanna-Stieltjesa*.

Uwaga 7.1. Można udowodnić, że całka $\int_a^b g df$ istnieje oraz jest równa S , jeśli dla dowolnego $\varepsilon > 0$ istnieje $\delta > 0$ taka, że dla dowolnego podziału $\Pi^n = (t_0^n, \dots, t_{k_n}^n)$ o średnicy nie większej niż δ oraz punktów $s_0^n, \dots, s_{k_n-1}^n$ takich, że $t_j^k \leq s_j^k \leq t_{j+1}^k$,

$$\left| S - \sum_{j=1}^{k_n} g(s_{j-1}^k) [f(t_j^k) - f(t_{j-1}^k)] \right| \leq \varepsilon.$$

Uwaga 7.2. i) W przypadku $f(t) = t$ całka Riemanna-Stieltjesa jest całką Riemanna.

ii) Jeśli $f \in C^1[a, b]$, to $f(t_{j+1}^n) - f(t_j^n) = f'(\Theta_j^n)$ dla pewnego $t_j^{n+1} \leq \Theta_j^n \leq t_j^n$, stąd można prosto udowodnić, że w tym przypadku $\int_a^b g(t) df(t) = \int_a^b g(t) f'(t) dt$.

Wprost z definicji natychmiast wynika.

Stwierdzenie 7.1. *i) Jeśli g_1 i g_2 są całkowalne względem f , to dla dowolnych liczb c_1 i c_2 funkcja $c_1g_1 + c_2g_2$ jest całkowalna względem f oraz*

$$\int_a^b (c_1g_1 + c_2g_2)df = c_1 \int_a^b g_1df + c_2 \int_a^b g_2df.$$

ii) Jeśli g jest całkowalna względem f_1 i f_2 , to dla dowolnych liczb c_1 i c_2 , g jest całkowalna względem $c_1f_1 + c_2f_2$ oraz

$$\int_a^b gd(c_1f_1 + c_2f_2) = c_1 \int_a^b gdf_1 + c_2 \int_a^b gdf_2.$$

Uwaga 7.3. Może się zdarzyć, że dla $a < b < c$ całki $\int_a^b gdf$ i $\int_b^c gdf$ istnieją, a całka $\int_a^c gdf$ nie istnieje. Jeśli jednak wszystkie trzy całki istnieją, to $\int_a^c gdf = \int_a^b gdf + \int_b^c gdf$.

Oczywiście naturalnie jest zapytać dla jakich funkcji f i g istnieje całka $\int gdf$. By odpowiedzieć na to pytanie musimy zdefiniować funkcje o wahanii skończonym.

Definicja 7.3. Jeśli $f: [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$, to liczbę

$$\text{Wah}_{[a,b]}(f) := \sup_{n \in \mathbb{N}} \sup_{a=t_0 < \dots < t_n=b} \sum_{i=1}^n |f(t_i) - f(t_{i-1})|$$

nazywamy *wahaniami funkcji f w przedziale $[a, b]$* . Mówimy, że f ma *wahanie skończone* na $[a, b]$, jeśli $\text{Wah}_{[a,b]}(f) < \infty$.

Oczywiście $0 \leq \text{Wah}_{[a,b]}(f) \leq \infty$. Wahanie jest addytywną funkcją przedziału, tzn. $\text{Wah}_{[a,c]}(f) = \text{Wah}_{[a,b]}(f) + \text{Wah}_{[b,c]}(f)$ dla $a < b < c$.

Przykład 7.1. Funkcje lipschitzowskie, funkcje monotoniczne mają wahanie skończone na ograniczonych przedziałach. Kombinacja liniowa funkcji o wahanii skończonym ma wahanie skończone.

Przykład 7.2. Funkcja $f(x) = x \sin(\frac{1}{x})$ oraz $f(0) = 0$ jest ciągła, ale nie ma wahanii skończonego na $[0, 1]$.

Twierdzenie 7.1. *Jeżeli $f, g: [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$, przy czym g jest ciągła, a f ma wahanie skończone, to $\int_a^b gdf$ istnieje.*

Twierdzenie to można odwrócić.

Twierdzenie 7.2. *Jeśli całka Riemanna-Stieltjesa $\int_a^b gdf$ istnieje dla dowolnej funkcji ciągłej g , to funkcja f ma wahanie skończone na $[a, b]$.*

7.2. Całka Lebesgue'a-Stieltjesa

Stwierdzenie 7.2. *Jeśli f ma wahanie skończone na $[a, b]$, to istnieją funkcje niemalejące f_1, f_2 takie, że $f_1(a) = f_2(a) = 0$ oraz $f(t) = f(a) + f_1(t) - f_2(t)$. Co więcej f ma w każdym punkcie granice jednostronne. Ponadto jeśli f jest ciągła (odp. prawostronnie ciągła), to f_1 i f_2 można wybrać ciągle (odp. prawostronnie ciągle).*

Szkic dowodu. Określamy $f_1(t) = \frac{1}{2}(\text{Wah}_{[a,t]}(f) + f(t) - f(a))$ oraz $f_2(t) = \frac{1}{2}(\text{Wah}_{[a,t]}(f) - f(t) + f(a))$. \square

Definicja 7.4. Załóżmy, że f jest prawostronnie ciągłą funkcją na $[a, b]$ o wahanu skończonym. Niech f_1 i f_2 będą prawostronnie ciągłymi funkcjami niemalejącymi takimi, że $f_1(a) = f_2(a) = 0$ oraz $f(t) = f(a) + f_1(t) - f_2(t)$. Istnieją wtedy skończone miary borelowskie μ_1 i μ_2 na $[a, b]$ takie, że $\mu_i[a, t] = f_i(t)$ dla $i = 1, 2$. Dla ograniczonych funkcji mierzalnych g na $[a, b]$ określamy całkę Lebesgue'a-Stieltjesa g względem f wzorem

$$\int_{[a,b]} gdf = \int g d\mu_1 - \int g d\mu_2.$$

Uwaga 7.4. Można wykazać, że dla funkcji ciągłych g całki Riemanna-Stieltjesa i Lebesgue'a-Stieltjesa g względem f są sobie równe.

7.3. Nieskończone wanie ciągłych martyngałów

Niestety proces Wienera ma z prawdopodobieństwem jeden nieskończone wanie na każdym przedziale. Prawdziwy jest znacznie ogólniejszy fakt.

Twierdzenie 7.3. Załóżmy, że $(M_t)_{t \in [a,b]}$ jest ciągłym martyngałem oraz

$$A = \{\omega : M_t(\omega) \text{ ma wanie skończone na } [a,b]\}.$$

Wówczas M_t ma z prawdopodobieństwem 1 trajektorie stałe na A , tzn.

$$\mathbb{P}(\forall t \in [a,b] M_t \mathbf{1}_A = M_a \mathbf{1}_A) = 1.$$

Dowód. Załóżmy najpierw, że istnieje stała $C < \infty$ taka, że dla wszystkich $\omega \in \Omega$, $\text{Wah}_{[a,b]}(M_t(\omega)) \leq C$ oraz $\sup_{t \in [a,b]} |M_t(\omega)| \leq C$. Ustalmy $0 \leq u \leq b - a$ i rozpatrzmy zmienne losowe

$$X_n = \sum_{k=0}^{n-1} (M_{a+(k+1)u/n} - M_{a+ku/n})^2.$$

Dla $s < t$ mamy

$$\mathbb{E}M_s M_t = \mathbb{E}\mathbb{E}(M_s M_t | \mathcal{F}_s) = \mathbb{E}(M_s \mathbb{E}(M_t | \mathcal{F}_s)) = \mathbb{E}M_s^2,$$

stąd

$$\mathbb{E}X_n = \sum_{k=0}^{n-1} \mathbb{E}(M_{a+(k+1)u/n}^2 - M_{a+ku/n}^2) = \mathbb{E}M_{a+u}^2 - \mathbb{E}M_a^2.$$

Szacujemy

$$\begin{aligned} |X_n| &\leq \sup_{0 \leq k \leq n-1} |M_{a+(k+1)u/n} - M_{a+ku/n}| \sum_{k=0}^{n-1} |M_{a+(k+1)u/n} - M_{a+ku/n}| \\ &\leq \sup_{|s-t| \leq u/n} |M_t - M_s| \text{Wah}_{[a,b]}(M_t), \end{aligned}$$

stąd $|X_n| \leq 2C^2$ oraz, z ciągłości M , $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = 0$. Zatem z twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}X_n = 0$, czyli $\mathbb{E}M_{a+u}^2 = \mathbb{E}M_a^2$. Zauważmy jednak, że

$$\begin{aligned} \mathbb{E}M_{a+u}^2 &= \mathbb{E}\mathbb{E}((M_a + (M_{a+u} - M_a))^2 | \mathcal{F}_a) \\ &= \mathbb{E}M_a^2 + \mathbb{E}(M_{a+u} - M_a)^2 + 2\mathbb{E}[M_a \mathbb{E}((M_{a+u} - M_a) | \mathcal{F}_a)] \\ &= \mathbb{E}M_a^2 + \mathbb{E}(M_{a+u} - M_a)^2. \end{aligned}$$

Stąd $M_{a+u} = M_a$ p.n., czyli $M_t = M_a$ p.n. dla dowolnego $t \in [a, b]$. Z ciągłości M wynika, że $\mathbb{P}(\forall t M_t = M_a) = 1$.

W przypadku ogólnym zdefiniujemy ciąg czasów zatrzymania

$$\tau_n = \inf\{t \geq a : \sup_{a \leq s \leq t} |M_s| \geq n\} \wedge \inf\{t \geq a : \text{Wah}_{[0,t]} \geq n\},$$

wówczas martyngał M^{τ_n} spełnia założenia pierwszej części dowodu (z $C = n$), więc M^{τ_n} ma stałe trajektorie p.n.. Wystarczy zauważyć, że dla $\omega \in A$, $\tau_n(\omega) = \infty$ dla dostatecznie dużych n . \square

7.4. Zadania

Ćwiczenie 7.1. Załóżmy, że h jest niemalejącą funkcją ciągłą na przedziale $[a, b]$. Udowodnij, że

- Jeśli g ma wahanie skończone, to $g \circ h$ też ma wahanie skończone.
- Jeśli $\int_{h(a)}^{h(b)} f dg$ istnieje, to

$$\int_a^b f(h(t)) dg(h(t)) = \int_{h(a)}^{h(b)} f(s) dg(s).$$

Ćwiczenie 7.2. Załóżmy, że $f, g, h: [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$, przy czym f i g są ciągłe, a h ma wahanie skończone. Udowodnij, że

- $H(x) = \int_a^x g(t) dh(t)$ ma wahanie skończone na $[a, b]$,
- $\int_a^b f dH = \int_a^b f g dh$.

Ćwiczenie 7.3. Wykaż, że dla dowolnej funkcji ciągłej f o wahanu skończonym na $[a, b]$ zachodzi $\int_a^b f(s) df(s) = \frac{1}{2}(f^2(b) - f^2(a))$.

Ćwiczenie 7.4. Oblicz granice w $L_2(\Omega)$ przy $n \rightarrow \infty$,

- $\sum_{k=0}^{n-1} W_{tk/n} (W_{t(k+1)/n} - W_{tk/n})$,
- $\sum_{k=0}^{n-1} W_{t(k+1)/n} (W_{t(k+1)/n} - W_{tk/n})$.

8. Całka izometryczna względem procesu Wienera

Podczas kolejnych wykładów zdefiniujemy całkę względem procesu Wienera - zaczniemy od całkowania funkcji deterministycznych, by później przejść do konstrukcji izometrycznej całki stochastycznej Itô.

Konstrukcja całki stochastycznej ma pewne podobieństwa do konstrukcji całki Lebesgue'a. Najpierw określa się, w naturalny sposób, całki najprostszych funkcji/procesów (funkcje schodkowe, procesy elementarne), później pokazuje się własności tak określonej całki (oparte na liczeniu drugich momentów), które pozwalają uogólnić definicję na bardziej złożone funkcje/procesy.

Należy zwrócić uwagę, że całkę stochastyczną definiujemy globalnie na całej przestrzeni probabilistycznej, a nie dla każdej trajektorii z osobna.

Dla uproszczenia notacji będziemy definiowali całki $\int_0^t X_s dW_s$. Całkę $\int_u^t X_s dW_s$ dla $0 < u < t$ można wówczas określić na kilka sposobów - albo uogólniając w naturalny sposób odpowiednie definicje albo np. jako całkę $\int_0^t X_s I_{[u, \infty)}(s) dW_s$.

Będziemy zakładać, że $0 < T \leq \infty$ oraz $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ jest filtracją spełniającą zwykłe warunki taką, że W_t jest \mathcal{F}_t -mierzalna oraz $W_s - W_t$ jest niezależne od \mathcal{F}_t dla $s \geq t$ (za \mathcal{F}_t można przyjąć uzupełnienie \mathcal{F}_{t+}^W).

8.1. Całka Paleya-Wienera

Definiowanie całki stochastycznej względem procesu Wienera zaczniemy od najprostszego przypadku funkcji deterministycznych.

Dla funkcji schodkowej postaci

$$h = \sum_{i=1}^k \alpha_i I_{(t_{i-1}, t_i]}, \quad 0 = t_0 < t_1 < \dots < t_k = t, \alpha_i \in \mathbb{R},$$

określamy

$$I(h) = \int_0^t h(s) dW_s := \sum_{i=1}^k \alpha_i (W(t_i) - W(t_{i-1})).$$

Z podstawowych własności procesu Wienera natychmiast otrzymujemy następujące własności przekształcenia I :

Stwierdzenie 8.1. *Przy powyżej wprowadzonych oznaczeniach mamy*

- i) $\mathbb{E}I(h) = 0$,
- ii) $\text{Var}(I(h)) = \mathbb{E}I(h)^2 = \int_0^t h^2(s) ds$,
- iii) $I(h)$ ma rozkład normalny $\mathcal{N}(0, \int_0^t h^2(s) ds)$,
- iii) $I(c_1 h_1 + c_2 h_2) = c_1 I(h_1) + c_2 I(h_2)$ dla $c_1, c_2 \in \mathbb{R}$.

Oznaczając przez E_1 zbiór funkcji schodkowych na $[a, b]$ widzimy, że przekształcenie I definiuje liniową izometrię $L_2([0, t]) \supset E_1 \rightarrow L_2(\Omega)$. Ponieważ funkcje schodkowe są gęste w L_2 izometrię w jednoznaczny sposób możemy rozszerzyć na całe $L_2([0, t])$.

Definicja 8.1. Rozszerzenie powyższej izometrii do izometrii na $L_2([0, t])$ nazywamy *całką Paleya-Wienera z funkcji h* i oznaczamy $\int_0^t h(s) dW_s$.

Stwierdzenie 8.2. Dla dowolnej funkcji $h \in L_2([0, t])$,

- i) $\mathbb{E}(\int_0^t h(s) dW_s) = 0$,
- ii) $\text{Var}(\int_0^t h(s) dW_s) = \mathbb{E}(\int_0^t h(s) dW_s)^2 = \int_0^t h^2(s) ds$,
- iii) $\int_0^t h(s) dW_s$ ma rozkład normalny $\mathcal{N}(0, \int_0^t h^2(s) ds)$.

Można też udowodnić następujące proste własności całki Paleya-Wienera:

Stwierdzenie 8.3. i) Jeżeli $h \in C^1([0, t])$, to

$$\int_0^t h(s) dW_s = h(t)W_t - \int_0^t h'(s)W_s ds.$$

Ponadto dla dowolnego $h \in L_2[0, t]$,

$$\text{ii) } \mathbb{E}|\int_0^t h(s) dW_s|^p = \mathbb{E}|W_1|^p (\int_0^t h^2(s) ds)^{p/2}$$

oraz

$$\text{iii) } \int_0^u h(s) dW_s = \int_0^t h(s) I_{[0, u]}(s) ds \text{ p.n. dla dowolnych } 0 < u < t.$$

Dowód pozostawiamy Czytelnikowi (zob. Ćwiczenia 8.2-8.4).

8.2. Procesy elementarne

Starając się przenieść konstrukcję Paleya-Wienera na przypadek całki z procesów, musimy określić stochastyczny odpowiednik funkcji schodkowych - są to tak zwane procesy elementarne.

Definicja 8.2. Powiemy, że proces $X = (X_t)_{t \in [0, T]}$ należy do \mathcal{E} - rodziny procesów elementarnych (elementarnych procesów prognozowalnych), jeśli X jest postaci

$$X_t = \xi_0 I_{\{0\}} + \sum_{k=1}^m \xi_{k-1} I_{(t_{k-1}, t_k]}(t), \quad (8.1)$$

gdzie $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_m < T$, zaś ξ_k są ograniczonymi zmiennymi losowymi, \mathcal{F}_{t_k} -mierzalnymi.

Oczywiście \mathcal{E} jest przestrzenią liniową.

Definicja 8.3. Dla $X \in \mathcal{E}$ definiujemy proces

$$I(X) = (I(X)_t)_{t \leq T} = \left(\int_0^t X_s dW_s \right)_{t \leq T}$$

wzorem

$$I(X)_t := \sum_{k=1}^m \xi_{k-1} (W_{t_k \wedge t} - W_{t_{k-1} \wedge t}).$$

Uwaga 8.1. Definicja jest poprawna, tzn. nie zależy od reprezentacji $X \in \mathcal{E}$.

Stwierdzenie 8.4. Jeśli X jest procesem elementarnym, to proces $I(X) = (\int_0^t X_s dW_s)_{t \leq T}$ jest martyngałem względem $(\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}$, o ciągłych trajektoriach takim, że $I(X)_0 = 0$ oraz

$$\mathbb{E} \left| \int_0^T X_s dW_s \right|^2 = \mathbb{E} \int_0^T X_s^2 ds.$$

Dowód. Przyjmijmy, że X_t jest postaci (8.1). Ciągłość trajektorii i $I(X)_0 = 0$ wynika natychmiast z określenia $I(X)$. Jeżeli $t_j \leq t \leq t_{j+1}$, to zmienna

$$I(X)_t = \xi_0(W_{t_1} - W_{t_0}) + \xi_1(W_{t_2} - W_{t_1}) + \dots + \xi_j(W_t - W_{t_j})$$

jest \mathcal{F}_t mierzalna. Ponadto $I(X)_t = I(X)_{t_m}$ dla $t_m \leq t \leq T$.

Sprawdźmy teraz, że $I(X)$ jest martyngałem, czyli dla $s < t \leq T$ mamy $\mathbb{E}(I(X)_t | \mathcal{F}_s) = I(X)_s$. Wystarczy pokazać to dla $t_j \leq s < t \leq t_{j+1}$, ale wtedy

$$\mathbb{E}(I(X)_t - I(X)_s | \mathcal{F}_s) = \mathbb{E}(\xi_j(W_t - W_s) | \mathcal{F}_s) = \xi_j \mathbb{E}(W_t - W_s | \mathcal{F}_s) = 0,$$

wykorzystujemy tu założenie, że ξ_j jest $\mathcal{F}_{t_j} \subset \mathcal{F}_s$ mierzalna. By zakończyć dowód liczymy

$$\begin{aligned} \mathbb{E}I(X)_T^2 &= \sum_{k=1}^m \mathbb{E}[\xi_{k-1}^2 (W_{t_k} - W_{t_{k-1}})^2] \\ &\quad + 2 \sum_{j < k} \mathbb{E}[\xi_{k-1} \xi_{j-1} (W_{t_k} - W_{t_{k-1}})(W_{t_j} - W_{t_{j-1}})] \quad =: I_1 + I_2. \end{aligned}$$

Wykorzystując mierzalność ξ_j oraz niezależność przyrostów procesu Wienera mamy

$$I_1 = \sum_k \mathbb{E}[\xi_{k-1}^2 \mathbb{E}((W_{t_k} - W_{t_{k-1}})^2 | \mathcal{F}_{t_{k-1}})] = \sum_k \mathbb{E}\xi_{k-1}^2 (t_k - t_{k-1}) = \mathbb{E} \int_0^T X_s^2 ds$$

oraz

$$\begin{aligned} I_2 &= 2 \sum_{j < k} \mathbb{E}[(\xi_{k-1} \xi_{j-1} \mathbb{E}((W_{t_k} - W_{t_{k-1}})(W_{t_j} - W_{t_{j-1}}) | \mathcal{F}_{t_{k-1}}))] \\ &= 2 \sum_{j < k} \mathbb{E}[\xi_{k-1} \xi_{j-1} (W_{t_j} - W_{t_{j-1}}) \mathbb{E}(W_{t_k} - W_{t_{k-1}} | \mathcal{F}_{t_{k-1}})] = 0, \end{aligned}$$

bo $\mathbb{E}(W_{t_k} - W_{t_{k-1}}) = 0$. □

Uwaga 8.2. Jedyne własności procesu Wienera jakie wykorzystywaliśmy w dowodzie, to $\mathbb{E}(W_t - W_s | \mathcal{F}_s) = 0$ oraz $\mathbb{E}((W_t - W_s)^2 | \mathcal{F}_s) = t - s$ dla $0 \leq s < t$. Własności te można formalnie wyprowadzić z faktu, że procesy (W_t) i $(W_t^2 - t)$ są martyngalami względem (\mathcal{F}_t) .

8.3. Martyngały ciągłe, całkwalne z kwadratem

Definicja 8.4. Przez $\mathcal{M}_T^{2,c}$ oznaczamy przestrzeń martyngałów $(M_t)_{0 \leq t \leq T}$ względem filtracji $(\mathcal{F}_t)_{t \in [0, T]}$ o trajektoriach ciągłych takich, że $\mathbb{E}M_T^2 < \infty$.

Uwaga 8.3. i) Jeśli $M \in \mathcal{M}_T^{2,c}$, to z nierówności Jensena wynika, że $\mathbb{E}M_t^2 \leq \mathbb{E}M_T^2 < \infty$, więc $(M_t^2)_{0 \leq t \leq T}$ jest podmartyngałem.

ii) Przestrzeń $\mathcal{M}_T^{2,c}$ można utożsamić z przestrzenią martyngałów ciągłych $(M_t)_{0 \leq t < T}$ takich, że $\sup_{t < T} \mathbb{E}M_t^2 < \infty$. Możemy bowiem określić M_T jako granicę p.n. M_t przy $t \rightarrow T$ (zob. Twierdzenie 6.5 dla $p = 2$).

iii) Z nierówności Dooba (Twierdzenie 5.1) wynika, że dla $M = (M_t) \in \mathcal{M}_T^{2,c}$,

$$\mathbb{E} \sup_{t \leq T} M_t^2 \leq 4 \mathbb{E}M_T^2.$$

Twierdzenie 8.1. Przestrzeń $\mathcal{M}_T^{2,c}$ jest przestrzenią Hilberta (tzn. zupełną przestrzenią euklidesową) z iloczynem skalarnym

$$(M, N) = (M, N)_T = \mathbb{E}M_T N_T, \quad M, N \in \mathcal{M}_T^{2,c}$$

oraz normą

$$\|M\|_T = \sqrt{(M, M)_T} = \sqrt{\mathbb{E}M_T^2} = \|M_T\|_{L_2(\Omega)}.$$

Uwaga 8.4. i) Przy rozważaniach dotyczących całki stochastycznej utożsamiamy procesy nieodróżnialne. Formalnie rzecz biorąc elementy $\mathcal{M}_T^{2,c}$ to klasy abstrakcji martyngałów ciągłych względem relacji nieodróżnialności.

ii) Przekształcenie $M \rightarrow M_T$ jest izometrycznym włożeniem przestrzeni $\mathcal{M}_T^{2,c}$ w $L_2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$.

Dowód Twierdzenia. Oczywiście $\mathcal{M}_T^{2,c}$ jest przestrzenią liniową, zaś (M, N) jest iloczynem skalarnym, bo jest dwuliniowy, symetryczny, $(M, M) \geq 0$ oraz jeśli $(M, M) = 0$, to $\mathbb{E}M_T^2 = 0$, czyli $M_T = 0$ p.n., co z własności martyngału implikuje, że $M_t = 0$ p.n., więc z ciągłości M , $\mathbb{P}(\forall_{t \leq T} M_t = 0) = 1$.

Musimy jeszcze udowodnić zupełność. Niech $M^{(n)} = (M_t^{(n)}) \in \mathcal{M}_T^{2,c}$ będzie ciągiem Cauchy'ego, czyli

$$\|M^{(n)} - M^{(m)}\|_T^2 = \mathbb{E}(M_T^{(n)} - M_T^{(m)})^2 \rightarrow 0 \quad \text{dla } m, n \rightarrow \infty.$$

Wówczas $M_T^{(n)}$ jest ciągiem Cauchy'ego w $L_2(\Omega, \mathcal{F}_T, \mathbb{P})$, zatem z zupełności L_2 istnieje całkowalna z kwadratem zmienna M_T taka, że $\mathbb{E}|M_T^{(n)} - M_T|^2 \rightarrow 0$ przy $n \rightarrow \infty$.

Możemy położyć $\tilde{M}_t := \mathbb{E}(M_T | \mathcal{F}_t)$, ale taka definicja nie gwarantuje ciągłości \tilde{M} . Udowodnimy, że można znaleźć martyngał M , który jest ciągłą modyfikacją \tilde{M} .

Zauważmy, że na mocy nierówności Dooba,

$$\mathbb{E} \sup_{t \leq T} (M_t^{(n)} - M_t^{(m)})^2 \leq 4\mathbb{E}|M_T^{(n)} - M_T^{(m)}|^2,$$

więc możemy wybrać podciąg n_k taki, że

$$\forall_{l > k} \mathbb{E} \sup_{t \leq T} (M_t^{(n_k)} - M_t^{(n_l)})^2 \leq 8^{-k}.$$

Wówczas

$$\mathbb{P}\left(\sup_{t \leq T} |M_t^{(n_k)} - M_t^{(n_{k+1})}| \geq 2^{-k}\right) \leq 2^{-k}.$$

Zatem, jeśli określimy

$$A_k := \left\{ \sup_{t \leq T} |M_t^{(n_k)} - M_t^{(n_{k+1})}| \geq 2^{-k} \right\},$$

to $\sum_k \mathbb{P}(A_k) < \infty$, czyli na mocy lematu Borela-Cantelli, $\mathbb{P}(\limsup A_k) = 0$.

Jeśli $\omega \notin \limsup A_k$, to $\omega \notin A_k$ dla $k \geq k_0 = k_0(\omega)$, czyli $\sup_{t \leq T} |M_t^{(n_k)} - M_t^{(n_{k+1})}| \leq 2^{-k}$ dla $k \geq k_0$. Ciąg $(M_t^{(n_k)}(\omega))_{0 \leq t \leq T}$ jest zatem zbieżny jednostajnie na $[0, T]$ do pewnej funkcji $M_t(\omega)$. Kładziemy dodatkowo $M(\omega) = 0$ dla $\omega \in \limsup A_k$.

Z ciągłości $M^{(n_k)}$ wynika ciągłość M . Ponieważ $M_T^{(n_k)} \rightarrow M_T$ w L_2 więc również w L_1 , czyli $M_t^{(n_k)} = \mathbb{E}(M_T^{(n_k)} | \mathcal{F}_t) \rightarrow \mathbb{E}(M_T | \mathcal{F}_t)$ w L_1 , a że $M_t^{(n_k)} \rightarrow M_t$ p.n., więc $M_t = \mathbb{E}(M_T | \mathcal{F}_t) = \tilde{M}_t$ p.n., czyli $(M_t)_{0 \leq t \leq T}$ jest martyngałem ciągłym. \square

8.4. Całka izometryczna Itô. Procesy prognozowalne

Każdemu procesowi elementarnemu X przyporządkowaliśmy martyngał ciągły $I(X)$, co więcej przekształcenie I

$$L_2([0, T] \times \Omega, \mathcal{B}([0, T]) \otimes \mathcal{F}, \lambda \otimes \mathbb{P}) \leftrightarrow \mathcal{E} \xrightarrow{I} \mathcal{M}_T^{2,c}$$

jest liniową izometrią. Przekształcenie I możemy więc rozszerzyć do liniowej izometrii (którą też będziemy oznaczać literą I) z $\bar{\mathcal{E}}$ w $\mathcal{M}_T^{2,c}$, gdzie $\bar{\mathcal{E}}$ oznacza domknięcie przestrzeni procesów elementarnych w $L_2([0, T] \times \Omega, \mathcal{B}([0, T]) \otimes \mathcal{F}, \lambda \otimes \mathbb{P})$.

Definicja 8.5. Tak zdefiniowane przekształcenie I przyporządkowujące każdemu procesowi $X = (X_t)_{0 \leq t \leq T}$ z przestrzeni $\bar{\mathcal{E}}$ ciągły, całkowny z kwadratem martyngał $I(X)$ nazywamy *izometryczną całką stochastyczną Itô z procesu X* i oznaczamy

$$I(X)_t =: \int_0^t X_s dW_s, \quad 0 \leq t \leq T.$$

Oczywiście natychmiast powstaje pytanie jak wygląda przestrzeń $\bar{\mathcal{E}}$, czyli jakie procesy stochastyczne umiemy całkować.

Definicja 8.6. σ -ciało *zbiorów prognozowalnych* \mathcal{P} , to σ -ciało podzbiorów $[0, T] \times \Omega$ generowane przez zbiory postaci $\{0\} \times A$, $(s, t] \times A$, $s < t < T$, $A \in \mathcal{F}_s$.

Proces $X = (X_t)_{0 \leq t < T}$ jest *prognozowalny*, jeśli traktowany jako funkcja $X : [0, T] \times \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ jest mierzalny względem \mathcal{P} .

Z definicji natychmiast wynika, że $X_t(\omega) = I_A(\omega)I_{(u,v]}(t)$ jest prognozowalny, jeśli $A \in \mathcal{F}_u$ oraz $u \leq v < T$.

Ponieważ każdą ograniczoną zmienną ξ , \mathcal{F}_u -mierzalną można aproksymować jednostajnie przez zmienne postaci $\sum a_i I_{A_i}$, $A_i \in \mathcal{F}_u$, więc proces $\xi(\omega)I_{(u,v]}(t)$ jest prognozowalny dla dowolnej ograniczonej zmiennej ξ , \mathcal{F}_u -mierzalnej.

Zatem dowolny proces $Y \in \mathcal{E}$ jest prognozowalny, czyli $\mathcal{E} \subset L_2([0, T] \times \Omega, \mathcal{P}, \lambda \otimes \mathbb{P})$, stąd

$$\bar{\mathcal{E}} \subset L_2([0, T] \times \Omega, \mathcal{P}, \lambda \otimes \mathbb{P}).$$

W szczególności każdy proces z $\bar{\mathcal{E}}$ jest nieodróżnialny od procesu prognozowalnego. Okazuje się, że zachodzi również odwrotne zawieranie.

Stwierdzenie 8.5. *Mamy $\bar{\mathcal{E}} = L^2([0, T] \times \Omega, \mathcal{P}, \lambda \otimes \mathbb{P})$.*

Dowód. Wobec poprzednich rozważań musimy tylko pokazać, że $\bar{\mathcal{E}} \supset L_2([0, T] \times \Omega, \mathcal{P}, \lambda \otimes \mathbb{P})$. Rozważymy dwa przypadki.

Przypadek I: $T < \infty$.

Najpierw pokażemy, że jeśli $\Gamma \in \mathcal{P}$, to $I_\Gamma \in \bar{\mathcal{E}}$. W tym celu okreśmy $\mathcal{A} := \{\Gamma \in \mathcal{P} : I_\Gamma \in \bar{\mathcal{E}}\}$ oraz

$$\mathcal{B} := \{\{0\} \times A : A \in \mathcal{F}_0\} \cup \{(u, v] \times A : 0 \leq u < v < T, A \in \mathcal{F}_u\}.$$

Łatwo sprawdzić, że \mathcal{B} jest π -układem, ponadto jeśli $\Gamma \in \mathcal{B}$, to $I_\Gamma \in \mathcal{E} \subset \bar{\mathcal{E}}$, a zatem $\mathcal{B} \subset \mathcal{A}$. Co więcej \mathcal{A} jest λ -układem dla $T < \infty$, bo

i) $\Gamma = [0, T] \times \Omega \in \mathcal{A}$, czyli $I_\Gamma = 1 \in \bar{\mathcal{E}}$, gdyż biorąc ciąg $T_n \nearrow T$, otrzymujemy $\mathcal{E} \ni I_{\{0\} \times \Omega} + I_{(0, T_n] \times \Omega} = I_{[0, T_n] \times \Omega} \xrightarrow{L_2} I_{[0, T] \times \Omega} \in \bar{\mathcal{E}}$.

ii) $\Gamma_1, \Gamma_2 \in \mathcal{A}$, $\Gamma_1 \subset \Gamma_2$, $I_{\Gamma_2 \setminus \Gamma_1} = I_{\Gamma_2} - I_{\Gamma_1} \in \bar{\mathcal{E}}$ z liniowości $\bar{\mathcal{E}}$, czyli $\Gamma_2 \setminus \Gamma_1 \in \mathcal{A}$.

iii) $\Gamma_n \in \mathcal{A}$ wstępujący, wówczas $I_{\Gamma_n} \xrightarrow{L_2} I_{\bigcup \Gamma_n} \in \bar{\mathcal{E}}$, czyli $\bigcup \Gamma_n \in \mathcal{A}$.

Zatem dla $T < \infty$, z twierdzenia o π - i λ -układach $\mathcal{A} \supset \sigma(\mathcal{B}) = \mathcal{P}$.

Dalej, jeśli $\Gamma_i \in \mathcal{P}$, $a_i \in \mathbb{R}$, to $\sum_{i=1}^n a_i I_{\Gamma_i} \in \bar{\mathcal{E}}$ (z liniowości). Ponadto funkcje proste $\sum_{i \leq n} a_i I_{\Gamma_i}$ są gęste w $L^2([0, T] \times \Omega, \mathcal{P}, \lambda \otimes \mathbb{P})$, czyli $\bar{\mathcal{E}} = L^2([0, T] \times \Omega, \mathcal{P}, \lambda \otimes \mathbb{P})$.

Przypadek II: $T = \infty$.

Niech $X \in L_2([0, \infty) \times \Omega, \mathcal{P}, \lambda \otimes \mathbb{P})$ oraz $X_t^{(n)}(\omega) := X_t(\omega)I_{[0, n] \times \Omega}(t, \omega)$. Wówczas procesy $X^{(n)}$ są prognozowalne, należą do $L_2([0, n] \times \Omega, \mathcal{P}, \lambda \otimes \mathbb{P})$, zatem $X^{(n)} \in \bar{\mathcal{E}}$ na mocy przypadku I.

Ponadto $X^{(n)} \rightarrow X$ w $L_2([0, \infty) \times \Omega, \lambda \otimes \mathbb{P})$ (tw. Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej), czyli $X \in \bar{\mathcal{E}}$. \square

Określiliśmy zatem $\int_0^t X_s dW_s$ dla procesów prognozowalnych całkowalnych z kwadratem względem miary $\lambda \otimes \mathbb{P}$ na $[0, T] \times \Omega$. Od tej pory przyjmujemy następujące oznaczenie

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_2^T &= L_2([0, T] \times \Omega, \mathcal{P}, \lambda \otimes \mathbb{P}) \\ &= \left\{ X = (X_t)_{0 \leq t < T} \text{ prognozowalny} : \mathbb{E} \int_0^T X_s^2 ds < \infty \right\}. \end{aligned}$$

Dobrze by było jeszcze wiedzieć, że klasa procesów prognozowalnych jest dostatecznie duża, wynika to z następującego faktu:

Stwierdzenie 8.6. *Jeśli $X = (X_t)_{t \in [0, T]}$ jest procesem adaptowalnym i lewostronnie ciągłym, to X jest prognozowalny.*

Dowód. Dla $T < \infty$ określmy

$$X_t^{(n)} := X_0 \mathbf{I}_{\{0\}} + \sum_{k=1}^{2^n-1} X_{\frac{k-1}{2^n} T} \mathbf{I}_{(\frac{k-1}{2^n} T, \frac{k}{2^n} T]},$$

zaś w przypadku $T = \infty$ niech

$$X_t^{(n)} := X_0 \mathbf{I}_{\{0\}} + \sum_{k=1}^{n2^n} X_{\frac{k-1}{2^n}} \mathbf{I}_{(\frac{k-1}{2^n}, \frac{k}{2^n}]}$$

Łatwo zauważyć, że procesy $X^{(n)}$ są prognozowalne oraz z lewostronnej ciągłości X wynika, że $X_t^{(n)} \rightarrow X_t$ punktowo. Prognozowalność X wynika z faktu, że granica punktowa ciągu funkcji mierzalnych jest mierzalna. \square

Uwaga 8.5. Można udowodnić, że dla (\mathcal{F}_t) -adaptowalnego procesu $X = (X_t)_{t \in [0, T]}$ takiego, że $\mathbb{E} \int_0^T X_s^2 ds < \infty$ istnieje proces prognozowalny Y taki, że $X_t(\omega) = Y_t(\omega)$ dla $\lambda \otimes \mathbb{P}$ prawie wszystkich $(t, \omega) \in [0, T] \times \Omega$. Pozwala to określić $\int X dW$ dla procesów adaptowalnych z $L_2([0, T] \times \Omega)$.

8.5. Zadania

Ćwiczenie 8.1. Oblicz $\text{Cov}(\int_0^s h_1(t) dW_t, \int_0^s h_2(t) dW_t)$ dla $h_1, h_2 \in L_2([0, s])$.

Ćwiczenie 8.2. Wykaż, że dla $0 \leq u < t$ i $h \in L_2([0, t])$ zachodzi

$$\int_0^u h(s) dW_s = \int_0^t h \mathbf{I}_{[0, u]}(s) dW_s \quad \text{p.n.}$$

Ćwiczenie 8.3. Wykaż, że dla $h \in C^1[0, t]$ zachodzi

$$\int_0^t h(s) dW_s = h(t)W_t - \int_0^t h'(s)W_s ds \quad \text{p.n.}$$

Ćwiczenie 8.4. Niech $C_p := (\mathbb{E}|W_1|^p)^{1/p}$. Wykaż, że dla $0 < p < \infty$, przekształcenie $h \rightarrow C_p^{-1} \int_0^T h(t) dW_t$ jest izometrycznym włożeniem $L_2([0, T])$ w $L_p(\Omega)$.

Ćwiczenie 8.5. Wykaż, że proces

$$Y_t = \begin{cases} (1-t) \int_0^t \frac{1}{1-s} dW_s & 0 \leq t < 1, \\ 0 & t = 1 \end{cases}$$

ma takie same rozkłady skończenie wymiarowe co proces $Z_t = W_t - tW_1$ (most Browna).

Ćwiczenie 8.6. Wykaż, że jeśli $X \in \mathcal{L}_T^2$, $0 \leq t \leq s \leq T$ oraz ξ jest ograniczoną zmienną losową \mathcal{F}_t mierzalną to $\xi X I_{(t,s]} \in \mathcal{L}_T^2$ oraz $\int_t^s \xi X dW = \xi \int_t^s X dW$ (Uwaga: $\int_t^s X dW$ definiujemy jako $\int_0^T I_{(s,t]} X dW$).

Ćwiczenie 8.7. Wykaż, że jeśli $0 < t_1 < \dots < t_m < T$ oraz ξ_k są zmiennymi losowymi w $L^2(\Omega)$, \mathcal{F}_{t_k} mierzalnymi to proces $X := \sum_{k=1}^{m-1} \xi_k I_{(t_k, t_{k+1}]}$ należy do \mathcal{L}_T^2 oraz $\int_0^t X dW = \sum_{k=1}^{m-1} \xi_k (W_{t_{k+1} \wedge t} - W_{t_k \wedge t})$.

Ćwiczenie 8.8. Załóżmy, że X jest procesem prognozowalnym, ciągłym w L_2 (tzn. $t \rightarrow X_t$ jest ciągła z $[0, T]$ w $L_2(\Omega)$). Wykaż, że wówczas $X \in \mathcal{L}_T^2$ oraz dla dowolnego ciągu podziałów $0 = t_0^{(n)} \leq t_1^{(n)} \leq \dots \leq t_{k_n}^{(n)} = T$ o średnicy zbiegającej do zera zachodzi dla $t \leq T$,

$$\sum_{k=0}^{k_n-1} X_{t_k^{(n)}} (W_{t_{k+1}^{(n)}} - W_{t_k^{(n)}}) \rightarrow \int_0^T X dW$$

w $L_2(\Omega)$ przy $n \rightarrow \infty$.

Ćwiczenie 8.9. Oblicz $\int_0^t W_s dW_s$.

9. Własności całki izometrycznej. Uogólnienie definicji całki stochastycznej

Poprzednio zdefiniowaliśmy całkę $\int X dW$ dla $X \in \mathcal{L}_T^2$. Czasami jednak potrzeba zdefiniować całkę względem procesu Wienera z procesu ciągłego X dla którego $\int \mathbb{E}X_t^2 dt = \infty$. Podczas tego wykładu pokażemy jak określić taką całkę.

9.1. Twierdzenie o zatrzymaniu całki stochastycznej

Zacznijmy od prostej obserwacji.

Stwierdzenie 9.1. *Jeśli $X \in \mathcal{L}_T^2$, to dla dowolnego $u < T$, $I_{[0,u]}X \in \mathcal{L}_T^2$ i*

$$\int_0^t I_{[0,u]}(s)X_s dW_s = \int_0^{t \wedge u} X_s dW_s \quad \text{dla } 0 \leq t \leq T.$$

Dowód. Funkcja $(t, \omega) \rightarrow I_{[0,u]}(t)$ jest deterministyczna, więc prognozowalna, zatem proces $I_{[0,u]}X$ jest prognozowalny jako iloczyn procesów prognozowalnych, stąd $I_{[0,u]}X \in \mathcal{L}_T^2$.

Jeśli X jest procesem elementarnym postaci $X = \xi_0 I_{\{0\}} + \sum_k \xi_k I_{(t_{k-1}, t_k]}$, to $X I_{[0,u]} = \xi_0 I_{\{0\}} + \sum_k \xi_k I_{(t_{k-1} \wedge u, t_k \wedge u]}$ $\in \mathcal{E}$ oraz

$$\int_0^t I_{[0,u]}(s)X_s dW_s = \sum \xi_k (W_{t_k \wedge u \wedge t} - W_{t_{k-1} \wedge u \wedge t}) = \int_0^{t \wedge u} X_s dW_s.$$

Dla $X \in \mathcal{L}_T^2$ weźmy $X^{(n)} \in \mathcal{E}$ takie, że $X^{(n)} \rightarrow X$ w \mathcal{L}_T^2 . Wówczas oczywiście również $X^{(n)} I_{[0,u]} \rightarrow X I_{[0,u]}$ w \mathcal{L}_T^2 . Stąd

$$\int_0^t X_s I_{[0,u]}(s) dW_s \leftarrow \int_0^t X_s^{(n)} I_{[0,u]}(s) dW_s = \int_0^{t \wedge u} X_s^{(n)} dW_s \rightarrow \int_0^{t \wedge u} X_s dW_s.$$

□

Uogólnieniem faktu jest ważne twierdzenie o zatrzymaniu całki stochastycznej.

Twierdzenie 9.1. *Niech $X \in \mathcal{L}_T^2$ oraz τ będzie momentem zatrzymania. Wówczas $I_{[0,\tau]}X \in \mathcal{L}_T^2$ oraz*

$$\int_0^t I_{[0,\tau]}(s)X_s dW_s = \int_0^{t \wedge \tau} X_s dW_s \quad \text{dla } 0 \leq t \leq T. \quad (9.1)$$

Dowód. Biorąc $\tau \wedge T$ zamiast T możemy zakładać, że $\tau \leq T$ p.n..

Proces $I_{[0,\tau]}(t)$ jest lewostronnie ciągły i adaptowalny, a zatem jest prognozowalny, czyli $I_{[0,\tau]}X$ jest prognozowalny (iloczyn funkcji mierzalnych jest funkcją mierzalną). Stąd $I_{[0,\tau]}X \in \mathcal{L}_T^2$.

Wzór (9.1) udowodnimy w trzech krokach.

Krok 1. $X \in \mathcal{E}$, τ przyjmuje skończenie wiele wartości.

Ewentualnie powiększając ciąg t_i możemy zakładać, że τ przyjmuje wartości $0 = t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_m \leq T$ oraz $X = \xi_0 I_{\{0\}} + \sum_{k=0}^{m-1} \xi_k I_{(t_k, t_{k+1}]}$. Mamy

$$\begin{aligned} I_{[0, \tau]}(t) &= \sum_{k=0}^m I_{\{\tau=t_k\}} I_{[0, t_k]}(t) = \sum_{k=0}^m \left(\sum_{j=0}^{k-1} I_{\{\tau=t_k\}} I_{(t_j, t_{j+1}]}(t) \right) + I_{\{\tau=t_k\}} I_{\{0\}} \\ &= I_{\Omega} I_{\{0\}}(t) + \sum_{j=0}^{m-1} \sum_{k=j+1}^m I_{\{\tau=t_k\}} I_{(t_j, t_{j+1}]}(t) \\ &= I_{\Omega} I_{\{0\}}(t) + \sum_{j=0}^{m-1} I_{\{\tau > t_j\}} I_{(t_j, t_{j+1}]}(t), \end{aligned}$$

zatem

$$I_{[0, \tau]}(t)X = \xi_0 I_{\{0\}}(t) + \sum_{j=0}^{m-1} \xi_j I_{\{\tau > t_j\}} I_{(t_j, t_{j+1}]}(t),$$

czyli $I_{[0, \tau]}(t)X \in \mathcal{E}$. Liczymy

$$\begin{aligned} \int_0^t I_{[0, \tau]}(s)X_s dW_s &= \sum_{j=0}^{m-1} \xi_j I_{\{\tau > t_j\}} (W_{t_{j+1} \wedge t} - W_{t_j \wedge t}) \\ &= \sum_{j=0}^{m-1} \sum_{k=j+1}^m \xi_j I_{\{\tau=t_k\}} (W_{t_{j+1} \wedge t} - W_{t_j \wedge t}) \\ &= \sum_{k=1}^m I_{\{\tau=t_k\}} \sum_{j=0}^{k-1} \xi_j (W_{t_{j+1} \wedge t} - W_{t_j \wedge t}) \\ &= \sum_{k=1}^m I_{\{\tau=t_k\}} \int_0^{t \wedge t_k} X_s dW_s = \int_0^{t \wedge \tau} X_s dW_s. \end{aligned}$$

Krok 2. τ dowolne oraz $X \in \mathcal{E}$.

Weźmy ciąg momentów zatrzymania τ_n przyjmujących skończenie wiele wartości taki, że $\tau_n \searrow \tau$. Na mocy kroku 1, para (τ_n, X) spełnia (9.1). Z ciągłości trajektorii całki stochastycznej, $\int_0^{t \wedge \tau_n} X_s dW_s \rightarrow \int_0^{t \wedge \tau} X_s dW_s$ p.n.. Mamy

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left(\int_0^t I_{[0, \tau_n]}(s)X_s dW_s - \int_0^t I_{[0, \tau]}(s)X_s dW_s \right)^2 &= \mathbb{E} \left(\int_0^t I_{(\tau, \tau_n]}(s)X_s dW_s \right)^2 \\ &= \mathbb{E} \int_0^t I_{(\tau, \tau_n]}(s)X_s^2 ds \rightarrow 0. \end{aligned}$$

Zbieżność wynika z twierdzenia Lebesgue'a, gdyż proces $I_{(\tau, \tau_n]}(s)X_s^2$ dąży punktowo do zera i jest majoryzowany przez X_s^2 . Stąd

$$\int_0^{t \wedge \tau} X dW \stackrel{p.n.}{\rightarrow} \int_0^{t \wedge \tau_n} X dW = \int_0^t I_{[0, \tau_n]} X dW \stackrel{L_2(\Omega)}{\rightarrow} \int_0^t I_{[0, \tau]} X dW,$$

czyli spełnione jest (9.1).

Krok 3. τ oraz $X \in \mathcal{L}_T^2$ dowolne.

Weźmy $X^{(n)} \in \mathcal{E}$ takie, że $X^{(n)} \rightarrow X$ w \mathcal{L}_T^2 . Z kroku 2, para $(\tau, X^{(n)})$ spełnia (9.1). Mamy

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left(\int_0^{t \wedge \tau} (X_s - X_s^{(n)}) dW_s\right)^2 &\leq \mathbb{E}\left(\int_0^T (X - X^{(n)}) dW\right)^2 \\ &= \mathbb{E}\int_0^T (X - X^{(n)})^2 ds \rightarrow 0, \end{aligned}$$

gdzie pierwsza nierówność wynika z nierówności Jensena oraz Twierdzenia Dooba 6.3 dla martynału $(\int (X - X^{(n)}) dW)$. Ponadto

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left(\int_0^t \mathbb{I}_{[0, \tau]}(s) (X_s - X_s^{(n)}) dW_s\right)^2 &= \mathbb{E}\int_0^t \mathbb{I}_{[0, \tau]}(s) (X_s - X_s^{(n)})^2 ds \\ &\leq \mathbb{E}\int_0^T (X_s - X_s^{(n)})^2 ds \rightarrow 0. \end{aligned}$$

Stąd

$$\int_0^{t \wedge \tau} X_s dW_s \xrightarrow{L_2(\Omega)} \int_0^{t \wedge \tau} X_s^{(n)} dW_s = \int_0^t \mathbb{I}_{[0, \tau]} X_s^{(n)} dW_s \xrightarrow{L_2(\Omega)} \int_0^t \mathbb{I}_{[0, \tau]} X_s dW_s,$$

czyli (9.1) spełnione jest i w tym przypadku. \square

Wniosek 9.1. Dla $X \in \mathcal{L}_T^2$, proces $M := ((\int_0^t X dW)^2 - \int_0^t X^2 ds)_{t \leq T}$ jest martynałem.

Dla $X \equiv 1$ otrzymujemy znany fakt, że $W_t^2 - t$ jest martynałem.

Dowód wniosku oparty jest na następującej prostej obserwacji.

Stwierdzenie 9.2. Załóżmy, że M jest adaptowalnym, prawostronnie ciągłym procesem takim, że $M_0 = 0$ i dla wszystkich t , $\mathbb{E}|M_t| < \infty$. Wówczas M jest martynałem wtedy i tylko wtedy gdy $\mathbb{E}M_\tau = 0$ dla wszystkich ograniczonych momentów zatrzymania τ .

Dowód. \Rightarrow : Z Twierdzenia Dooba 6.3, $\mathbb{E}M_\tau = \mathbb{E}M_0 = 0$.

\Leftarrow : Musimy pokazać, że dla $s < t$, $\mathbb{E}(M_t | \mathcal{F}_s) = M_s$ p.n., czyli $\mathbb{E}M_t \mathbb{I}_A = \mathbb{E}M_s \mathbb{I}_A$ dla wszystkich $A \in \mathcal{F}_s$. Określmy

$$\tau := \begin{cases} s & \text{dla } \omega \in A, \\ t & \text{dla } \omega \notin A. \end{cases}$$

Jak łatwo sprawdzić τ jest momentem zatrzymania, stąd

$$0 = \mathbb{E}M_\tau = \mathbb{E}M_s \mathbb{I}_A + \mathbb{E}M_t \mathbb{I}_{A^c} = \mathbb{E}M_s \mathbb{I}_A - \mathbb{E}M_t \mathbb{I}_A,$$

gdzie ostatnia równość wynika z faktu, że

$$\mathbb{E}M_t \mathbb{I}_{A^c} = \mathbb{E}M_t - \mathbb{E}M_t \mathbb{I}_A = 0 - \mathbb{E}M_t \mathbb{I}_A.$$

\square

Dowód Wniosku. Jak wiemy $\int X dW \in M_T^{2,c}$, czyli proces M jest ciągle, adaptowalny i całkowny oraz $M_0 = 0$. Dla ograniczonego momentu zatrzymania $\tau \leq T$ otrzymujemy na mocy twierdzenia o zatrzymaniu całki stochastycznej

$$\mathbb{E}\left(\int_0^\tau X dW\right)^2 = \mathbb{E}\left(\int_0^T \mathbb{I}_{[0, \tau]} X dW\right)^2 = \mathbb{E}\int_0^T \mathbb{I}_{[0, \tau]}(s) X_s^2 ds = \mathbb{E}\int_0^\tau X_s^2 ds.$$

Zatem

$$\mathbb{E}M_\tau = \mathbb{E}\left[\left(\int_0^\tau X dW\right)^2 - \int_0^\tau X_s^2 ds\right] = 0.$$

Teza Wniosku wynika ze Stwierdzenia 9.2. \square

9.2. Uogólnienie definicji całki stochastycznej

Definicja 9.1. Dla $T \leq \infty$ określamy przestrzeń procesów prognozowalnych, lokalnie całkowalnych z kwadratem

$$\Lambda_T^2 = \left\{ (X_t)_{t < T} - \text{prognozowalny} : \int_0^t X_s^2 ds < \infty \text{ p.n. dla } 0 < t < T \right\}.$$

Zatem proces prognozowalny X należy do przestrzeni Λ_T^2 wtedy i tylko wtedy, gdy

$$\mathbb{P}\left(\forall t < T \int_0^t X_s^2 ds < \infty\right) = 1.$$

Przestrzeń Λ_T^2 jest liniowa, ale nie jest przestrzenią Hilberta.

Lemat 9.1. Dla $X \in \Lambda_T^2$ określmy

$$\tau_n := \inf \left\{ t \geq 0 : \int_0^t X_s^2 ds \geq n \right\} \wedge T \wedge n, \quad n = 1, 2, \dots$$

Wówczas (τ_n) jest rosnącym ciągiem momentów zatrzymania, $\tau_n \nearrow T$ p.n. Ponadto dla wszystkich n , $I_{[0, \tau_n]} X \in \mathcal{L}_T^2$.

Dowód. τ_n jest momentem zatrzymania gdyż jest definiowany poprzez moment dojścia przez adaptowalny proces ciągły $\int_0^t X_s^2 ds$ do zbioru domkniętego $[n, \infty)$. Z założenia o skończoności $\int X_s^2 ds$ wynika, że $\tau_n \nearrow T$ p.n..

Proces $I_{[0, \tau_n]} X$ jest prognozowalny jako iloczyn procesów prognozowalnych, ponadto na mocy nierówności Schwarz'a i definicji τ_n ,

$$\mathbb{E}\left(\int_0^T I_{[0, \tau_n]}(s) X_s ds\right)^2 = \mathbb{E}\left(\int_0^{\tau_n} X_s ds\right)^2 \leq \mathbb{E}\left[\tau_n \int_0^{\tau_n} X_s^2 ds\right] \leq n^2 < \infty.$$

□

Załóżmy, że mamy dany rosnący ciąg momentów zatrzymania $\tau_n \nearrow T$ p.n. taki, że $I_{[0, \tau_n]} X \in \mathcal{L}_T^2$ dla wszystkich n . Niech $M_n(t) := \int_0^t I_{[0, \tau_n]} X_s dW_s$. Przypomnijmy też, że przez X^τ oznaczamy proces X zatrzymany w chwili τ (zob. Definicja 4.9).

Lemat 9.2. Dla $m \geq n$, procesy $M_m^{\tau_n}$ i M_n są nierozróżnialne, czyli

$$\mathbb{P}(\forall t \leq T \ M_m(t \wedge \tau_n) = M_n(t)) = 1.$$

Dowód. Na mocy twierdzenia o zatrzymaniu całki stochastycznej dla ustalonego $t \leq T$,

$$\begin{aligned} M_m(\tau_n \wedge t) &= \int_0^{\tau_n \wedge t} I_{[0, \tau_m]} X dW = \int_0^t I_{[0, \tau_n]} I_{[0, \tau_m]} X dW \\ &= \int_0^t I_{[0, \tau_n]} X dW = M_n(t). \end{aligned}$$

Zatem $M_m^{\tau_n}$ jest modyfikacją M_n . Teza lematu wynika z ciągłości obu procesów. □

Definicja 9.2. Niech $X \in \Lambda_T^2$ oraz τ_n będzie rosnącym do T ciągiem momentów zatrzymania takich, że $I_{[0, \tau_n]} X \in \mathcal{L}_T^2$ dla wszystkich n . Całką stochastyczną $\int X dW$ dla $X \in \Lambda_T^2$ nazywamy taki proces $(M_t)_{t < T} = (\int_0^t X dW)_{t < T}$, że $M_t^{\tau_n} = \int_0^{t \wedge \tau_n} X dW = \int_0^t I_{[0, \tau_n]} X dW$ dla $n = 1, 2, \dots$

Stwierdzenie 9.3. Proces M zdefiniowany powyżej jest ciągły i jednoznacznie określony w klasie procesów nieodróżnialnych.

Dowód. Na mocy Lematu 9.2 dla każdego $m > n$ istnieje zbiór $N_{n,m}$ taki, że $\mathbb{P}(N_{n,m}) = 0$ oraz dla $\omega \notin N_{n,m}$ zachodzi $M_n(t, \omega) = M_m(t \wedge \tau_n(\omega), \omega)$ dla wszystkich $t < T$. Niech $N := \bigcup_{m > n} N_{n,m}$, wówczas $\mathbb{P}(N) = 0$ oraz dla $\omega \notin N$, $t \leq \tau_n(\omega)$ ciąg $(M_m(t, \omega))_{m \geq n}$ jest stały. Zatem możemy (i musimy) położyć $M(t, \omega) := M_n(t, \omega)$ dla $t \leq \tau_n(\omega)$. \square

Stwierdzenie 9.4. *Definicja $\int X dW$ nie zależy od wyboru ciągu τ_n dla $X \in \Lambda_T^2$. Dokładniej, jeśli $\tau_n, \bar{\tau}_n$ - momenty zatrzymania, $\tau_n \nearrow T, \bar{\tau}_n \nearrow T, I_{[0, \tau_n]} X \in \mathcal{L}_T^2$ i $I_{[0, \bar{\tau}_n]} X \in \mathcal{L}_T^2$ oraz M, \bar{M} określone jak w Definicji 9.2 za pomocą $\tau_n, \bar{\tau}_n$ odpowiednio, to procesy M i \bar{M} są nierozróżnialne.*

Dowód. Mamy

$$M_{t \wedge \tau_n} = \int_0^t I_{[0, \tau_n]} X dW, \quad \bar{M}_{t \wedge \bar{\tau}_n} = \int_0^t I_{[0, \bar{\tau}_n]} X dW.$$

Na mocy twierdzenia o zatrzymaniu całki stochastycznej,

$$M_{t \wedge \tau_n \wedge \bar{\tau}_n} = \int_0^t I_{[0, \tau_n]} I_{[0, \bar{\tau}_n]} X dW = \bar{M}_{t \wedge \tau_n \wedge \bar{\tau}_n}.$$

Ponadto $\tau_n \wedge \bar{\tau}_n \nearrow T$, więc $t \wedge \tau_n \wedge \bar{\tau}_n = t$ dla $n \geq n(\omega)$ i stąd $M_t = \bar{M}_t$ p.n., a że są to procesy ciągłe, to są nierozróżnialne. \square

Sformułujemy teraz uogólnienie twierdzenia o zatrzymaniu całki stochastycznej.

Twierdzenie 9.2. *Jeśli $X \in \Lambda_T^2$, to dla dowolnego momentu zatrzymania $\tau, I_{[0, \tau]} X \in \Lambda_T^2$ oraz*

$$\int_0^{t \wedge \tau} X dW = \int_0^t I_{[0, \tau]} X dW.$$

Dowód. Proces $I_{[0, \tau]} X$ jest prognozowalny jako iloczyn procesów prognozowalnych, jest majoryzowany przez X , stąd $I_{[0, \tau]} X \in \Lambda_T^2$. Proces $X \in \Lambda_T^2$, więc istnieje ciąg $\tau_n \nearrow T$ taki, że $I_{[0, \tau_n]} X \in \mathcal{L}_T^2$. Wtedy też $I_{[0, \tau_n]} I_{[0, \tau]} X \in \mathcal{L}_T^2$. Niech

$$M := \int X dW, \quad N := \int I_{[0, \tau]} X dW.$$

Na mocy definicji,

$$M_{t \wedge \tau_n} = \int_0^t I_{[0, \tau_n]} X dW, \quad N_{t \wedge \tau_n} = \int_0^t I_{[0, \tau_n]} I_{[0, \tau]} X dW.$$

Z udowodnionego wcześniej Twierdzenia 9.1 o zatrzymaniu całki izometrycznej,

$$M_{t \wedge \tau \wedge \tau_n} = \int_0^t I_{[0, \tau]} I_{[0, \tau_n]} X dW = N_{t \wedge \tau_n}.$$

Biorąc $n \rightarrow \infty$ dostajemy $M_t^\tau = M_{t \wedge \tau} = N_t$, czyli $M^\tau = N$. \square

9.3. Martynały lokalne

Definicja 9.3. Jeżeli dla procesu adaptowanego $M = (M_t)_{t < T}$, istnieje ciąg momentów zatrzymania $\tau_n \nearrow T$ taki, że M^{τ_n} jest martynałem, to M nazywamy *martynałem lokalnym*. Jeśli dodatkowo $M^{\tau_n} \in \mathcal{M}_T^{2,c}$, to mówimy, że M jest *ciągłym martynałem lokalnym całkowalnym z kwadratem*. Klasę takich procesów oznaczamy $\mathcal{M}_{T, \text{loc}}^{2,c}$ ($\mathcal{M}_{\text{loc}}^{2,c}$ jeśli wartość T jest jasna z kontekstu).

Uwaga 9.1. $M - M_0 \in \mathcal{M}_{T,\text{loc}}^c$ wtedy i tylko wtedy, gdy $M - M_0 \in \mathcal{M}_{T,\text{loc}}^{2,c}$, gdzie $\mathcal{M}_{T,\text{loc}}^c$ oznacza rodzinę ciągłych martyngałów lokalnych.

Stwierdzenie 9.5. *Załóżmy, że $M = \int X dW$ dla $X \in \Lambda_T^T$. Wówczas*

- i) M jest procesem ciągłym, $M_0 = 0$,
- ii) $M \in \mathcal{M}_{T,\text{loc}}^{2,c}$,
- iii) Przekształcenie $X \rightarrow \int X dW$ jest liniowe.

Dowód. Punkty i), ii) wynikają z definicji. By udowodnić iii) weźmy $X, Y \in \Lambda_T^2$. Istnieją wówczas momenty zatrzymania $\tau_n \nearrow T$ i $\bar{\tau}_n \nearrow T$ takie, że $I_{[0,\tau_n]}X \in \mathcal{L}_T^2$ oraz $I_{[0,\bar{\tau}_n]}Y \in \mathcal{L}_T^2$. Przyjmując $\sigma_n := \bar{\tau}_n \wedge \tau_n \nearrow T$ otrzymujemy $I_{[0,\sigma_n]}X, I_{[0,\sigma_n]}Y \in \mathcal{L}_T^2$, a zatem $I_{[0,\sigma_n]}(aX + bY) \in \mathcal{L}_T^2$ dla dowolnych $a, b \in \mathbb{R}$. Stąd na mocy definicji otrzymujemy, że $\int_0^{t \wedge \sigma_n} (aX + bY) dW = a \int_0^{t \wedge \sigma_n} X dW + b \int_0^{t \wedge \sigma_n} Y dW$ i biorąc granicę $n \rightarrow \infty$, $\int (aX + bY) dW = a \int X dW + b \int Y dW$. \square

Uwaga 9.2. Martyngał lokalny $M = \int X dW$ dla $X \in \Lambda_T^2$ nie musi być martyngałem, M_t nie musi być nawet całkowne. Ale, jeśli $\mathbb{E} \int_0^t X_s^2 ds < \infty$ dla wszystkich $t < T$, to M jest martyngałem, bo możemy przyjąć $\tau_n = t_n$, gdzie t_n jest ciągiem rosnącym zbieżnym do T i wtedy $M_{t \wedge \tau_n} = M_{t \wedge t_n} \in \mathcal{M}_T^{2,c}$.

Uwaga 9.3. Przykłady ciągłych martyngałów lokalnych, które nie są martyngałami są podane w Ćwiczeniach 13.4 i 13.6.

Mimo, że w przypadku ogólnym $\int X dW$ nie musi być martyngałem, to zachodzi dla tego procesu nierówność Dooba.

Twierdzenie 9.3 (Nierówność Dooba). *Dla dowolnego procesu $X \in \Lambda_T^T$ oraz momentu zatrzymania $\tau \leq T$,*

$$\mathbb{E} \sup_{t < \tau} \left(\int_0^t X dW \right)^2 \leq 4 \mathbb{E} \int_0^\tau X_s^2 ds.$$

Dowód. Weźmy $\tau_n \nearrow T$ takie, że $I_{[0,\tau_n]}X \in \mathcal{L}_T^2$. Mamy

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \sup_{t < \tau} \left(\int_0^{t \wedge \tau_n} X dW \right)^2 &= \mathbb{E} \sup_{t < \tau} \left(\int_0^t I_{[0,\tau_n]}X dW \right)^2 \\ &= \mathbb{E} \sup_{t < T} \left(\int_0^{t \wedge \tau} I_{[0,\tau_n]}X dW \right)^2 = \mathbb{E} \sup_{t \leq T} \left(\int_0^t I_{[0,\tau]}I_{[0,\tau_n]}X dW \right)^2, \end{aligned}$$

$I_{[0,\tau]}I_{[0,\tau_n]}X \in \mathcal{M}_T^{2,c}$, więc $t < T$ można zamienić na $t \leq T$. Na mocy nierówności Dooba dla martyngałów,

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \sup_{t \leq T} \left(\int_0^t I_{[0,\tau]}I_{[0,\tau_n]}X dW \right)^2 &\leq 4 \mathbb{E} \left(\int_0^T I_{[0,\tau]}I_{[0,\tau_n]}X dW \right)^2 \\ &= 4 \mathbb{E} \int_0^T (I_{[0,\tau]}I_{[0,\tau_n]}X_s)^2 ds = 4 \mathbb{E} \int_0^{\tau \wedge \tau_n} X_s^2 ds \\ &\leq 4 \mathbb{E} \int_0^\tau X_s^2 ds. \end{aligned}$$

Wykazaliśmy zatem, że

$$\mathbb{E} \sup_{t < \tau} \left(\int_0^{t \wedge \tau_n} X dW \right)^2 \leq 4 \mathbb{E} \int_0^\tau X_s^2 ds.$$

Ponieważ

$$\sup_{t < \tau} \left(\int_0^{t \wedge \tau_n} X dW \right)^2 = \sup_{t < \tau \wedge \tau_n} \left(\int_0^t X dW \right)^2 \nearrow \sup_{t < \tau} \left(\int_0^t X dW \right)^2,$$

więc teza wynika z twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności monotonicznej. \square

Stwierdzenie 9.6. a) *Każdy ograniczony martyngał lokalny jest martyngałem.*
b) *Każdy nieujemny martyngał lokalny jest nadmartyngałem.*

Dowód. Załóżmy, że $\tau_n \nearrow T$ jest ciągiem momentów zatrzymania takim, że dla każdego n , M^{τ_n} jest martyngałem. Ustalmy $s < t < T$ oraz $A \in \mathcal{F}_s$.

a) Jeśli M jest ograniczony, to z twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej,

$$\mathbb{E}M_t \mathbf{I}_A \leftarrow \mathbb{E}M_{\tau_n \wedge t} \mathbf{I}_A = \mathbb{E}M_t^{\tau_n} \mathbf{I}_A = \mathbb{E}M_s^{\tau_n} \mathbf{I}_A = \mathbb{E}M_{\tau_n \wedge s} \mathbf{I}_A \rightarrow \mathbb{E}M_s \mathbf{I}_A,$$

stąd M jest martyngałem.

b) Jeśli M jest nieujemny, to

$$\begin{aligned} \mathbb{E}M_s \mathbf{I}_A &= \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}M_s \mathbf{I}_{A \cap \{\tau_n > s\}} = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}M_s^{\tau_n} \mathbf{I}_{A \cap \{\tau_n > s\}} = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}M_t^{\tau_n} \mathbf{I}_{A \cap \{\tau_n > s\}} \\ &\geq \mathbb{E} \lim_{n \rightarrow \infty} M_t^{\tau_n} \mathbf{I}_{A \cap \{\tau_n > s\}} = \mathbb{E}M_t \mathbf{I}_A, \end{aligned}$$

gdzie korzystaliśmy z twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności monotonicznej, tego, że M^{τ_n} jest martyngałem i $A \cap \{\tau_n > s\} \in \mathcal{F}_s$ oraz z lematu Fatou. \square

9.4. Zadania

Ćwiczenie 9.1. Niech τ będzie momentem zatrzymania takim, że $\mathbb{E}\tau < \infty$. Wykaż, że $\mathbf{I}_{[0, \tau]} \in \mathcal{L}_\infty^2$ oraz $\int_0^\infty \mathbf{I}_{[0, \tau]}(s) dW_s = W_\tau$. Wywnioskuj stąd, że $\mathbb{E}W_\tau = 0$ oraz $\mathbb{E}W_\tau^2 = \mathbb{E}\tau$.

Ćwiczenie 9.2. Dla $a, b > 0$ określmy $\tau := \inf\{t : |W_t| = a\sqrt{b+t}\}$. Wykaż, że $\tau < \infty$ p.n. oraz $\mathbb{E}\tau < \infty$ wtedy i tylko wtedy gdy $a < 1$. Ponadto dla $a < 1$, $\mathbb{E}\tau = \frac{a^2 b}{1-a^2}$.

Ćwiczenie 9.3. Wykaż, że dla $X \in \Lambda_T^2$, $(\int X dW)^2 - \int X^2 ds$ jest ciągłym martyngałem lokalnym.

Ćwiczenie 9.4. Niech $X \in \Lambda_T^2$, $0 \leq t < s \leq T$ oraz ξ będzie zmienną losową \mathcal{F}_t -mierzalną (niekoniecznie ograniczoną). Wykaż, że $\xi X \mathbf{I}_{(t, s]} \in \Lambda_T^2$ oraz $\int_t^s \xi X dW = \xi \int_t^s X dW$.

Ćwiczenie 9.5. Znajdź proces $X \in \Lambda_T^2$ taki, że $\int_0^t X_s dW_s$ nie jest martyngałem.

Ćwiczenie 9.6. Wykaż, że $M - M_0 \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$ wtedy i tylko wtedy, gdy $M - M_0 \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^{2,c}$.

Ćwiczenie 9.7. Niech X będzie martyngałem lokalnym takim, że $|X_t| \leq Y$ dla wszystkich t oraz $\mathbb{E}Y < \infty$. Wykaż, że X jest martyngałem.

Ćwiczenie 9.8. Podaj przykład nieujemnego całkowalnego ciągłego martyngału lokalnego, który nie jest martyngałem.

10. Całka względem ciągłych martyngałów

Podczas wcześniejszych wykładów zdefiniowaliśmy całkę $\int X dW$. Okazuje się, że bez większych trudności definicję tę daje się uogólnić na $\int X dM$, gdzie M jest ciągłym martyngałem (a nawet ciągłym martyngałem lokalnym).

10.1. Rozkład Dooba-Meyera

Podstawą konstrukcji całki stochastycznej względem procesu Wienera jest to, że W_t i $W_t^2 - t$ są martyngałami. Okazuje się, że dla dowolnego całkownego z kwadratem ciągłego martyngału M znajdzie się proces niemalejący X taki, że $M^2 - X$ jest martyngałem.

Twierdzenie 10.1 (rozkład Dooba-Meyera). *Dla $M \in \mathcal{M}_T^{2,c}$ istnieje proces $\langle M \rangle = (\langle M \rangle_t)_{0 \leq t \leq T}$ o trajektoriach ciągłych, niemalejących taki, że $\langle M \rangle_0 = 0$ oraz $(M_t^2 - \langle M \rangle_t)_{0 \leq t \leq T}$ jest martyngałem. Co więcej proces $\langle M \rangle$ jest wyznaczony jednoznacznie.*

Udowodnimy jednoznaczność rozkładu, dowód istnienia można znaleźć w [6].

Dowód Jednoznaczności. Załóżmy, że procesy Y_t, Z_t są niemalejące oraz $M_t^2 - Y_t$ i $M_t^2 - Z_t$ są martyngałami o ciągłych trajektoriach. Trajektorie procesu $Y_t - Z_t$ mają wahanie skończone, ponadto $Y_t - Z_t = (M_t^2 - Z_t) - (M_t^2 - Y_t)$ jest martyngałem ciągłym. Stąd, na podstawie Twierdzenia 7.3, $Y - Z \equiv 0$. \square

Przykład 10.1. Dla procesu Wienera $\langle W \rangle_t = t$.

Ogólniej, Wniosek 9.1 implikuje, że $\langle \int X_s dW_s \rangle_t = \int_0^t X_s^2 ds$ dla $X \in \mathcal{L}_T^2$.

10.2. Całka izometryczna

Ponieważ dla wszystkich ω , $t \rightarrow \langle M \rangle_t(\omega)$ jest niemalejące, zatem ma wahanie skończone, czyli można określić skończoną miarę $d\langle M \rangle_t(\omega)$ na $[0, T]$. Z uwagi na ciągłość $\langle M \rangle$ miara ta jest bezatomowa. Następną definicją jest naturalnym uogólnieniem definicji dla procesu Wienera.

Definicja 10.1. Dla procesu elementarnego X postaci

$$X = \xi_0 I_{\{0\}} + \sum_{k=0}^{m-1} \xi_k I_{(t_k, t_{k+1}]},$$

gdzie $0 = t_0 \leq t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_m < T$, ξ_k ograniczone, \mathcal{F}_{t_k} -mierzalne oraz $M \in \mathcal{M}_T^{2,c}$ określamy

$$\int_0^t X dM := \sum_{k=0}^{m-1} \xi_k (M_{t_{k+1} \wedge t} - M_{t_k \wedge t}) \text{ dla } 0 \leq t \leq T.$$

Definiujemy też dla $M \in \mathcal{M}_T^{2,c}$,

$$\mathcal{L}_T^2(M) = \left\{ X = (X_t)_{t < T} \text{ prognozowalne takie, że } \mathbb{E} \int_0^T X_s^2 d\langle M \rangle_s < \infty \right\}.$$

Stwierdzenie 10.1. Niech $M \in \mathcal{M}^{2,c}$ oraz $X \in \mathcal{E}$. Wówczas $I(X) := \int X dM \in \mathcal{M}_T^{2,c}$, $I(X)_0 = 0$ oraz

$$\|I(X)\|_{\mathcal{M}_T^{2,c}}^2 = \mathbb{E} \left(\int_0^T X_s dM_s \right)^2 = \mathbb{E} \int_0^T X_s^2 d\langle M \rangle_s = \|X\|_{\mathcal{L}_T^2(M)}^2.$$

Dowód. Ciągłość $I(X)$, warunek $I(X)_0 = 0$ oraz to, że $I(X)_t \in L_2$ dla wszystkich t są oczywiste. Dla $t_j \leq t \leq t_{j+1}$ mamy

$$I(X)_t = \xi_0(M_{t_1} - M_{t_0}) + \xi_1(M_{t_2} - M_{t_1}) + \dots + \xi_j(M_t - M_{t_j}).$$

Dla $t_j \leq t \leq s \leq t_{j+1}$ otrzymujemy zatem

$$\mathbb{E}(I(X)_s | \mathcal{F}_t) - I(X)_t = \mathbb{E}(\xi_j(M_s - M_t) | \mathcal{F}_t) = \xi_j(\mathbb{E}(M_s | \mathcal{F}_t) - M_t) = 0,$$

czyli $I(X)$ jest martyngałem. Ponadto

$$\begin{aligned} \mathbb{E}I(X)_T^2 &= \sum_{k=0}^{m-1} \mathbb{E}[\xi_k^2(M_{t_{k+1}} - M_{t_k})^2] \\ &\quad + 2 \sum_{j < k} \mathbb{E}[\xi_{k-1}\xi_{j-1}(M_{t_k} - M_{t_{k-1}})(M_{t_j} - M_{t_{j-1}})] =: I_1 + I_2. \end{aligned}$$

Zauważmy, że dla $s < t$,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}((M_t - M_s)^2 | \mathcal{F}_s) &= \mathbb{E}(M_t^2 - \langle M \rangle_t | \mathcal{F}_s) + \mathbb{E}(\langle M \rangle_t | \mathcal{F}_s) - 2M_s \mathbb{E}(M_s | \mathcal{F}_s) + M_s^2 \\ &= M_s^2 - \langle M \rangle_s + \mathbb{E}(\langle M \rangle_t | \mathcal{F}_s) - M_s^2 = \mathbb{E}(\langle M \rangle_t - \langle M \rangle_s | \mathcal{F}_s). \end{aligned}$$

Stąd

$$\begin{aligned} I_1 &= \sum_k \mathbb{E}[\xi_k^2 \mathbb{E}((M_{t_{k+1}} - M_{t_k})^2 | \mathcal{F}_{t_k})] = \sum_k \mathbb{E}[\xi_k^2 \mathbb{E}(\langle M \rangle_{t_{k+1}} - \langle M \rangle_{t_k} | \mathcal{F}_{t_k})] \\ &= \mathbb{E} \sum_k \xi_k^2 (\langle M \rangle_{t_{k+1}} - \langle M \rangle_{t_k}) = \mathbb{E} \sum_k \int_{t_k}^{t_{k+1}} \xi_k^2 d\langle M \rangle_s = \mathbb{E} \int_0^T X_s^2 d\langle M \rangle_s. \end{aligned}$$

Ponadto

$$I_2 = 2 \sum_{j < k} \mathbb{E}[\xi_{k-1}\xi_{j-1}(M_{t_j} - M_{t_{j-1}})\mathbb{E}(M_{t_k} - M_{t_{k-1}} | \mathcal{F}_{t_{k-1}})] = 0.$$

□

Tak jak dla procesu Wienera dowodzimy, że domknięcie \mathcal{E} w przestrzeni $L_2([0, T] \times \Omega, d\langle M \rangle \otimes \mathbb{P})$ jest równe $\bar{\mathcal{E}} = \mathcal{L}_T^2(M)$. Izometrię $I(X)$ możemy przedłużyć do $\bar{\mathcal{E}}$, w ten sposób otrzymujemy izometryczną definicję całki $I(X) = \int X dM$ dla $X \in \mathcal{L}_T^2(M)$. Mamy zatem następujący fakt.

Stwierdzenie 10.2. Niech $M \in \mathcal{M}_T^{2,c}$. Wówczas

a) Dla $X \in \mathcal{L}_T^2(M)$ proces $\int X dM \in \mathcal{M}_T^{2,c}$ oraz

$$\left\| \int X dM \right\|_{\mathcal{M}_T^{2,c}}^2 = \mathbb{E} \left(\int_0^T X_s dM_s \right)^2 = \mathbb{E} \int_0^T X_s^2 d\langle M \rangle_s = \|X\|_{\mathcal{L}_T^2(M)}^2.$$

b) Jeśli $X, Y \in \mathcal{L}_T^2(M)$, to $aX + bY \in \mathcal{L}_T^2(M)$ dla $a, b \in \mathbb{R}$ oraz $\int (aX + bY) dM = a \int X dM + b \int Y dM$.

10.3. Uogólnienie definicji całki

Zacznijmy od prostego faktu.

Stwierdzenie 10.3. *Załóżmy, że $M \in \mathcal{M}_T^{2,c}$, wówczas dla dowolnego momentu zatrzymania τ , $M^\tau \in \mathcal{M}_T^{2,c}$ oraz $\langle M^\tau \rangle = \langle M \rangle^\tau$.*

Dowód. Wiemy, że M^τ jest ciągłym martyngałem. Na mocy nierówności Jensena

$$\mathbb{E}|M_T^\tau|^2 = \mathbb{E}M_{\tau \wedge T}^2 = \mathbb{E}[\mathbb{E}(M_T | \mathcal{F}_{\tau \wedge T})]^2 \leq \mathbb{E}M_T^2,$$

zatem $M^\tau \in \mathcal{M}_T^{2,c}$. Proces $\langle M \rangle^\tau$ startuje z zera, ma trajektorie ciągłe, ponadto $(M^\tau)^2 - \langle M \rangle^\tau = (M^2 - \langle M \rangle)^\tau$ jest martyngałem, więc $\langle M \rangle^\tau$ spełnia wszystkie warunki definicji $\langle M^\tau \rangle$. \square

Możemy uogólnić rozkład Dooba-Meyera na przypadek ciągłych martyngałów lokalnych.

Wniosek 10.1. *Załóżmy, że $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, wówczas istnieje dokładnie jeden proces $\langle M \rangle = (\langle M \rangle_t)_{0 \leq t < T}$ o trajektoriach ciągłych, niemalejących taki, że $\langle M \rangle_0 = 0$ oraz $M^2 - \langle M \rangle \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$.*

Dowód. Istnienie. Niech τ_n będzie rosnącym do T ciągiem momentów zatrzymania takim, że $M^{\tau_n} \in \mathcal{M}_T^{2,c}$. Określmy $Y_n := \langle M^{\tau_n} \rangle$, wówczas dla $n \leq m$,

$$Y_m^{\tau_n} = \langle M^{\tau_m} \rangle^{\tau_n} = \langle (M^{\tau_m})^{\tau_n} \rangle = \langle M^{\tau_n \wedge \tau_m} \rangle = \langle M^{\tau_n} \rangle = Y_n.$$

Stąd istnieje proces ciągły $Y = (Y_t)_{0 \leq t < T}$ taki, że $Y^{\tau_n} = Y_n$, oczywiście $Y_0 = Y_{n,0} = 0$, ponadto Y ma trajektorie niemalejące oraz

$$(M^2 - Y)^{\tau_n} = (M^{\tau_n})^2 - Y^{\tau_n} = (M^{\tau_n})^2 - \langle M^{\tau_n} \rangle \in \mathcal{M}^c,$$

zatem $M^2 - Y$ jest ciągłym martyngałem lokalnym na $[0, T)$.

Jednoznaczność. Niech Y i \bar{Y} procesy ciągłe o niemalejących trajektoriach takie, że $Y_0 = \bar{Y}_0 = 0$ oraz $M^2 - Y$ i $M^2 - \bar{Y}$ są martyngałami lokalnymi. Wówczas istnieją momenty zatrzymania $\tau_n \nearrow T$ i $\bar{\tau}_n \nearrow T$ takie, że $(M^2 - Y)^{\tau_n}$ oraz $(M^2 - \bar{Y})^{\bar{\tau}_n}$ są martyngałami. Biorąc $\sigma_n = \tau_n \wedge \bar{\tau}_n \nearrow T$ dostajemy martyngały $(M^2 - Y)^{\sigma_n} = ((M^2 - Y)^{\tau_n})^{\bar{\tau}_n}$ oraz $(M^2 - \bar{Y})^{\sigma_n} = ((M^2 - \bar{Y})^{\bar{\tau}_n})^{\tau_n}$, proces $(Y - \bar{Y})^{\sigma_n}$ jest więc martyngałem o ograniczonym wahanii, czyli jest stały, zatem $Y^{\sigma_n} = \bar{Y}^{\sigma_n}$. Przechodząc z $n \rightarrow \infty$ otrzymujemy $Y = \bar{Y}$. \square

Podobnie jak dla procesu Wienera dowodzimy twierdzenie o zatrzymaniu całki stochastycznej względem martyngałów całkowalnych z kwadratem.

Twierdzenie 10.2. *Załóżmy, że $M \in \mathcal{M}_T^{2,c}$, $X \in \mathcal{L}_T^2(M)$ oraz τ jest momentem zatrzymania. Wówczas $I_{[0,\tau]} X \in \mathcal{L}_T^2(M)$, $X \in \mathcal{L}_T^2(M^\tau)$ oraz*

$$\int_0^t I_{[0,\tau]}(s) X_s dM_s = \int_0^{t \wedge \tau} X_s dM_s = \int_0^t X_s dM_s^\tau \quad \text{dla } 0 \leq t \leq T.$$

Definicja 10.2. Dla $T \leq \infty$, $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$ określamy przestrzeń procesów prognozowalnych, lokalnie całkowalnych z kwadratem względem $\langle M \rangle$

$$\Lambda_T^2(M) = \left\{ (X_t)_{t < T} - \text{prognozowalny} : \int_0^t X_s^2 d\langle M \rangle_s < \infty \text{ p.n. dla } t < T \right\}.$$

Ponieważ $\int X dM = \int X d(M - M_0)$ oraz $\langle M - M_0 \rangle = \langle M \rangle$, więc bez straty ogólności przy uogólnianiu definicji całki będziemy zakładać, że $M_0 = 0$.

Definicja 10.3. Niech $M = (M_t)_{t < T} \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, $M_0 = 0$, $X = (X_t)_{t < T} \in \Lambda_T^2(M)$ oraz τ_n będzie rosnącym do T ciągiem momentów zatrzymania takich, że $M^{\tau_n} \in \mathcal{M}_T^{2,c}$ i $I_{[0, \tau_n]} X \in \mathcal{L}_T^2(M^{\tau_n})$ dla wszystkich n . Całką stochastyczną $\int X dM$ nazywamy taki proces $(N_t)_{t < T} = (\int_0^t X dM)_{t < T}$, że $N_t^{\tau_n} = \int_0^t I_{[0, \tau_n]} X dM^{\tau_n}$ dla $n = 1, 2, \dots$

Nietrudno udowodnić (naśladując dowód dla całki względem procesu Wienera), że całka $\int X dM$ dla $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$ i $X \in \Lambda_T^2(M)$ jest zdefiniowana poprawnie i jednoznacznie (z dokładnością do nieodróżnialności procesów) oraz nie zależy od wyboru ciągu momentów zatrzymania τ_n .

Następujący fakt przedstawia podstawowe własności $\int X dM$.

Stwierdzenie 10.4. Niech $M, N \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$. Wówczas

a) Dla $X \in \Lambda_T^2(M)$ proces $\int X dM \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$.

b) Jeśli $X, Y \in \Lambda_T^2(M)$, to $aX + bY \in \Lambda_T^2(M)$ dla $a, b \in \mathbb{R}$ oraz $\int (aX + bY) dM = a \int X dM + b \int Y dM$.

c) Jeśli $X \in \Lambda_T^2(M) \cap \Lambda_T^2(N)$ oraz $a, b \in \mathbb{R}$, to $X \in \Lambda_T^2(aM + bN)$ oraz $\int X d(aM + bN) = a \int X dM + b \int X dN$.

Można również sformułować twierdzenie o zatrzymaniu całki stochastycznej w ogólnym przypadku.

Twierdzenie 10.3. Załóżmy, że $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, $X \in \Lambda_T^2(M)$ oraz τ będzie momentem zatrzymania. Wówczas $I_{[0, \tau]} X \in \Lambda_T^2(M)$, $X \in \Lambda_T^2(M^\tau)$ oraz

$$\int_0^t I_{[0, \tau]}(s) dM_s = \int_0^{t \wedge \tau} X_s dM_s = \int_0^t X_s dM_s^\tau \quad \text{dla } 0 \leq t < T.$$

10.4. Zadania

Ćwiczenie 10.1. Niech $M = \int W_t^2 dW_t$. Oblicz $\mathbb{E}M_s^2$. Jak wygląda przestrzeń $\mathcal{L}_T^2(M)$? Czy W_t^{-1} należy do tej przestrzeni?

Ćwiczenie 10.2. Udowodnij Twierdzenia 10.2 i 10.3.

Ćwiczenie 10.3. Udowodnij Stwierdzenie 10.4.

Ćwiczenie 10.4. Załóżmy, że X jest procesem ciągłym, a M ciągłym martyngałem lokalnym. Wykaż, że jeśli $t < T$, $\Pi_n = (t_0^{(n)}, t_1^{(n)}, \dots, t_{k_n}^{(n)})$ jest ciągiem podziałów $[0, t]$ takim, że $0 = t_0^{(n)} \leq t_1^{(n)} \leq \dots \leq t_{k_n}^{(n)} = t$ oraz $\text{diam}(\Pi_n) \rightarrow 0$, to

$$\sum_{k=0}^{k_n-1} X_{t_k^{(n)}} (M_{t_{k+1}^{(n)}} - M_{t_k^{(n)}}) \rightarrow \int_0^t X_s dM_s \quad \text{według prawdopodobieństwa.}$$

Ćwiczenie 10.5. Wykaż, że każdy ciągły martyngał lokalny $M = (M_t)_{t < T}$, którego trajektorie mają skończone wahanie na każdym przedziale $[0, t]$ jest stale równy M_0 .

11. Własności nawiasu skośnego

Podczas tego wykładu zajmiemy się interpretacją procesu $\langle M \rangle$. Wprowadzimy też definicję nawiasu skośnego pary ciągłych martynałów lokalnych.

11.1. Nawias skośny jako wariacja kwadratowa

Niech $\Pi = (t_0, t_1, \dots, t_k)$ będzie podziałem $[0, t]$ takim, że $0 = t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_k = t$. Definiujemy wówczas

$$V_{\Pi, t}^M := \sum_{i=1}^k (M_{t_i} - M_{t_{i-1}})^2.$$

Będziemy też czasem pisać $V_{\Pi, t}(M)$ zamiast $V_{\Pi, t}^M$. Pokażemy, że $\langle M \rangle_t$ jest granicą $V_{\Pi, t}^M$ przy $\text{diam}(\Pi) \rightarrow 0$, dlatego też $\langle M \rangle$ nazywa się często *wariacją kwadratową* M .

Zacznijmy od najprostszej sytuacji martynałów ograniczonych, tzn. takich, że $\sup_t \|M_t\|_\infty < \infty$.

Twierdzenie 11.1. *Załóżmy, że M jest ograniczonym martynałem ciągłym. Wówczas $V_{\Pi, t}^M \rightarrow \langle M \rangle_t$ w $L_2(\Omega)$ dla $t \leq T$, gdy $\text{diam}(\Pi) \rightarrow 0$.*

Dowód. Możemy założyć, rozpatrując zamiast M proces $M - M_0$, że $M_0 = 0$, bo $V_{\Pi, t}(M - M_0) = V_{\Pi, t}(M)$ oraz $\langle M - M_0 \rangle = \langle M \rangle$ ($(M - M_0)^2 - \langle M \rangle = (M^2 - \langle M \rangle) - 2MM_0 + M_0^2$ jest martynałem, czyli, z jednoznaczności $\langle \cdot \rangle$, mamy $\langle M - M_0 \rangle = \langle M \rangle$).

Niech $\Pi_n = (0 = t_0^{(n)} \leq t_1^{(n)} \leq \dots \leq t_{k_n}^{(n)} = t)$ będzie ciągiem podziałów $[0, t]$ takim, że $\text{diam}(\Pi_n) \rightarrow 0$.

Położymy $C = \sup_{s \leq T} \|M_s\|_\infty$. Liczymy

$$\begin{aligned} M_t^2 &= \left(\sum_{k=1}^{k_n} (M_{t_k^{(n)}} - M_{t_{k-1}^{(n)}}) \right)^2 \\ &= \sum_k (M_{t_k^{(n)}} - M_{t_{k-1}^{(n)}})^2 + 2 \sum_{k < j} (M_{t_k^{(n)}} - M_{t_{k-1}^{(n)}})(M_{t_j^{(n)}} - M_{t_{j-1}^{(n)}}) \\ &= V_{\Pi_n, t}^M + 2 \sum_j (M_{t_j^{(n)}} - M_{t_{j-1}^{(n)}}) M_{t_{j-1}^{(n)}} = V_{\Pi_n, t}^M + 2N_n(t). \end{aligned}$$

Niech

$$X_n(s) := \sum_{j=1}^{k_n} M_{t_{j-1}^{(n)}} \mathbf{I}_{(t_{j-1}^{(n)}, t_j^{(n)}]} \in \mathcal{E},$$

wówczas $N_n(t) = \int_0^t X_n(s) dM_s$. Z ciągłości M dostajemy $X_n(s) \rightarrow M_s$ dla wszystkich $s \leq t$. Ponadto $|X_n| \leq C$, stąd $|X_n - M|^2 \leq 4C^2$ i na mocy twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności zmajorzowanej,

$$\mathbb{E} \int_0^t |X_n - M|^2 d\langle M \rangle_s \rightarrow 0.$$

Zatem $X_n \rightarrow M$ w $\mathcal{L}_t^2(M)$, czyli $N_n \rightarrow \int M dM$ w $\mathcal{M}_t^{2,c}$, to znaczy $N_n(t) \rightarrow \int_0^t M_s dM_s$ w $L_2(\Omega)$. Wykazaliśmy zatem, iż

$$V_{\Pi_n,t}^M = M_t^2 - 2N_n(t) \rightarrow M_t^2 - 2 \int M dM \text{ w } L_2(\Omega).$$

Proces $Y := M^2 - 2 \int M dM$ jest ciągły, $Y_0 = 0$ oraz $M^2 - Y = 2 \int M dM$ jest martyngałem. By zakończyć dowód, że $Y = \langle M \rangle$ musimy wykazać monotoniczność trajektorii Y . Wybierzmy $s < t$ i rozpatrzmy taki ciąg podziałów Π_n odcinka $[0, t]$, że s jest jednym z punktów każdego z podziałów. Wówczas Π_n można też traktować jako ciąg podziałów $[0, s]$ i określić $V_{\Pi_n,s}^M$. Mamy

$$Y_s \xleftarrow{L_2} V_{\Pi_n,s}^M \leq V_{\Pi_n,t}^M \xrightarrow{L_2} Y_t,$$

czyli proces Y ma trajektorie monotoniczne. \square

Uwaga 11.1. W szczególności przedstawiony dowód pokazuje, że dla martyngału jednostajnie ograniczonego M , takiego, że $M_0 = 0$, zachodzi $M^2 = 2 \int M dM + \langle M \rangle$.

By uogólnić Twierdzenie 11.1 na przypadek martyngałów całkowalnych z kwadratem będziemy potrzebowali dwóch faktów.

Lemat 11.1. *Niech (ξ_n) będzie ciągiem zmiennych losowych, a (A_k) wstępującym ciągiem zdarzeń takim, że $\mathbb{P}(\bigcup A_k) = 1$. Załóżmy, że dla wszystkich k , zmienne $\xi_n \mathbf{I}_{A_k}$ zbiegają według prawdopodobieństwa (przy $n \rightarrow \infty$) do zmiennej η_k . Wówczas ξ_n zbiega według prawdopodobieństwa do zmiennej η takiej, że $\eta \mathbf{I}_{A_k} = \eta_k$ p.n. dla $k = 1, 2, \dots$*

Dowód. Dla $k \leq l$ mamy $\eta \mathbf{I}_{A_k} = \eta_k$ p.n., gdyż pewien podciąg $\xi_{n_s} \mathbf{I}_{A_l} \rightarrow \eta_l$ p.n., a zatem $\xi_{n_s} \mathbf{I}_{A_l} = \xi_{n_s} \mathbf{I}_{A_l} \mathbf{I}_{A_k} \rightarrow \eta_l \mathbf{I}_{A_k}$ p.n. (czyli również wg \mathbb{P}). Stąd istnieje zmienna losowa η taka, że $\eta \mathbf{I}_{A_k} = \eta_k$ p.n..

Zauważmy, że $\mathbb{P}(A_k^c) \leq \varepsilon/2$ dla dużego k oraz przy ustalonym k , $\mathbb{P}(|\xi_n \mathbf{I}_{A_k} - \eta_k| \geq \varepsilon) \leq \varepsilon/2$ dla dużych n , stąd

$$\mathbb{P}(|\xi_n - \eta| \geq \varepsilon) \leq \mathbb{P}(A_k^c) + \mathbb{P}(|\xi_n \mathbf{I}_{A_k} - \eta \mathbf{I}_{A_k}| \geq \varepsilon) \leq \varepsilon$$

dla dostatecznie dużych n . \square

Kolejny lemat pokazuje, że przy pewnych prostych założeniach można ze zbieżności według prawdopodobieństwa wyprowadzić zbieżność w L_1 .

Lemat 11.2. *Załóżmy, że $\xi_n \geq 0$, $\xi_n \rightarrow \xi$ według \mathbb{P} oraz dla wszystkich n , $\mathbb{E}\xi_n = \mathbb{E}\xi < \infty$. Wówczas $\xi_n \rightarrow \xi$ w L_1 .*

Dowód. Mamy

$$\begin{aligned} \mathbb{E}|\xi - \xi_n| &= \mathbb{E}(|\xi - \xi_n| - (\xi - \xi_n)) = 2\mathbb{E}(\xi - \xi_n)\mathbf{I}_{\{\xi \geq \xi_n\}} \\ &\leq \frac{\varepsilon}{2} + 2\mathbb{E}(\xi - \xi_n)\mathbf{I}_{\{\xi \geq \xi_n + \frac{\varepsilon}{4}\}} \leq \frac{\varepsilon}{2} + 2\mathbb{E}\xi\mathbf{I}_{\{\xi \geq \xi_n + \frac{\varepsilon}{4}\}}. \end{aligned}$$

Na mocy zbieżności według prawdopodobieństwa, $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\xi \geq \xi_n + \varepsilon/4) = 0$. Ponadto $\mathbb{E}|\xi| = \mathbb{E}\xi < \infty$, zatem $\{\xi\}$ jest jednostajnie całkowalna, czyli $|\mathbb{E}\xi \mathbf{I}_A| \leq \varepsilon/2$ dla odpowiednio małego $\mathbb{P}(A)$. Stąd $\mathbb{E}\xi \mathbf{I}_{\{\xi \geq \xi_n + \varepsilon/4\}} \leq \varepsilon/2$ dla dużych n , a więc $\mathbb{E}|\xi - \xi_n| \leq \varepsilon$. \square

Twierdzenie 11.2. *Załóżmy, że $M \in \mathcal{M}_T^{2,c}$, wówczas dla $t < T$, $V_{\Pi,t}^M \rightarrow \langle M \rangle_t$ w $L_1(\Omega)$, gdy $\text{diam}(\Pi) \rightarrow 0$.*

Dowód. Jak poprzednio możemy zakładać, że $M_0 = 0$. Ustalmy ciąg podziałów Π_n taki, że $\text{diam}(\Pi_n) \rightarrow 0$.

Istnieje ciąg momentów zatrzymania $\tau_k \nearrow T$ taki, że M^{τ_k} jest jednostajnie ograniczony (np. $\tau_k = \inf\{t: |M_t| \leq k\}$). Na mocy Twierdzenia 11.1, dla ustalonego k , mamy przy $n \rightarrow \infty$,

$$V_{\Pi_n, t}(M^{\tau_k}) \xrightarrow{L_2} \langle M^{\tau_k} \rangle_t = \langle M \rangle_t^{\tau_k}.$$

Stąd

$$\mathbb{I}_{\{t \leq \tau_k\}} V_{\Pi_n, t}(M) = \mathbb{I}_{\{t \leq \tau_k\}} V_{\Pi_n, t}(M^{\tau_k}) \xrightarrow{L_2} \mathbb{I}_{\{t \leq \tau_k\}} \langle M \rangle_t^{\tau_k} = \mathbb{I}_{\{t \leq \tau_k\}} \langle M \rangle_t.$$

Zbieżność w L_2 implikuje zbieżność według prawdopodobieństwa, zatem możemy stosować Lemat 11.1 do $\xi_n = V_{\Pi_n, t}(M)$ i $A_k = \{t \leq \tau_k\}$, by otrzymać $V_{\Pi_n, t}(M) \rightarrow \langle M \rangle_t$ według \mathbb{P} . Mamy jednak

$$\mathbb{E} \langle M \rangle_t = \mathbb{E} M_t^2 = \mathbb{E} [V_{\Pi_n, t}(M) + 2 \sum_j M_{t_{j-1}^{(n)}} (M_{t_j^{(n)}} - M_{t_{j-1}^{(n)}})] = \mathbb{E} V_{\Pi_n, t}(M),$$

a zatem na mocy Lematu 11.2, $V_{\Pi_n, t}(M) \rightarrow \langle M \rangle_t$ w L_1 . \square

Dla martynałów lokalnych zachodzi zbliżone twierdzenie, tylko zbieżność w L_1 musimy zastąpić zbieżnością według prawdopodobieństwa.

Wniosek 11.1. *Załóżmy, że $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, wówczas dla $t < T$, $V_{\Pi, t}^M \rightarrow \langle M \rangle_t$ według prawdopodobieństwa, gdy $\text{diam}(\Pi) \rightarrow 0$.*

Dowód. Bez straty ogólności możemy założyć, że $M_0 = 0$, wówczas $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^{2,c}$. Niech Π_n będą podziałami $[0, t]$ o średnicy zbieżnej do zera oraz $\tau_k \nearrow T$ takie, że $M^{\tau_k} \in \mathcal{M}^{2,c}$. Na podstawie Twierdzenia 11.2 otrzymujemy, że dla ustalonego k ,

$$V_{\Pi_n, t}(M^{\tau_k}) \xrightarrow{L_1} \langle M^{\tau_k} \rangle = \langle M \rangle^{\tau_k}.$$

Stąd

$$V_{\Pi_n, t}(M) \mathbb{I}_{\{\tau_k \geq t\}} = V_{\Pi_n, t}(M^{\tau_k}) \mathbb{I}_{\{\tau_k \geq t\}} \xrightarrow{L_1} \langle M \rangle^{\tau_k} \mathbb{I}_{\{\tau_k \geq t\}} = \langle M \rangle \mathbb{I}_{\{\tau_k \geq t\}}.$$

Teza wynika z Lematu 11.1. \square

11.2. Uogólnienie definicji nawiasu skośnego

Nawias skośny określa się nie tylko dla pojedynczego martynału, ale też i dla pary martynałów.

Definicja 11.1. Nawiasem skośnym dwóch ciągłych martynałów lokalnych M i N nazywamy proces $\langle M, N \rangle$ zdefiniowany wzorem

$$\langle M, N \rangle = \frac{1}{4} [\langle M + N \rangle - \langle M - N \rangle].$$

Stwierdzenie 11.1. *a) Załóżmy, że $M, N \in \mathcal{M}_T^{2,c}$, wówczas $\langle M, N \rangle$ to jedyny proces o trajektoriach ciągłych mających wahanie skończone na $[0, T]$ taki, że $\langle M, N \rangle_0 = 0$ oraz $MN - \langle M, N \rangle$ jest martynałem na $[0, T]$.*

b) Załóżmy, że $M, N \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, wówczas $\langle M, N \rangle$ to jedyny proces o trajektoriach ciągłych mających wahanie skończone na $[0, t]$ dla $t < T$ taki, że $\langle M, N \rangle_0 = 0$ oraz $MN - \langle M, N \rangle$ jest martynałem lokalnym na $[0, T)$.

Dowód. Jednoznaczność dowodzimy jak dla $\langle M \rangle$, zaś wymienione własności wynikają z tożsamości

$$MN - \langle M, N \rangle = \frac{1}{4} \left[\left((M+N)^2 - \langle M+N \rangle \right) - \left((M-N)^2 - \langle M-N \rangle \right) \right].$$

□

Stwierdzenie 11.2. Niech $\Pi_n = (t_0^{(n)}, t_1^{(n)}, \dots, t_{k_n}^{(n)})$ będzie ciągiem podziałów $[0, t]$ takim, że $0 = t_0^{(n)} \leq t_1^{(n)} \leq \dots \leq t_{k_n}^{(n)} = t$ oraz $\text{diam}(\Pi_n) \rightarrow 0$.

a) Jeśli $M, N \in \mathcal{M}_T^{2,c}$, to dla $t < T$,

$$\sum_{k=0}^{k_n-1} (M_{t_{k+1}^{(n)}} - M_{t_k^{(n)}})(N_{t_{k+1}^{(n)}} - N_{t_k^{(n)}}) \rightarrow \langle M, N \rangle_t \quad \text{w } L_1(\Omega).$$

b) Jeśli $M, N \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^{2,c}$, to dla $t < T$,

$$\sum_{k=0}^{k_n-1} (M_{t_{k+1}^{(n)}} - M_{t_k^{(n)}})(N_{t_{k+1}^{(n)}} - N_{t_k^{(n)}}) \rightarrow \langle M, N \rangle_t \quad \text{według prawdopodobieństwa.}$$

Dowód. Wystarczy zauważyć, że

$$(M_t - M_s)(N_t - N_s) = \frac{1}{4} \left[\left((M_t + N_t) - (M_s + N_s) \right)^2 - \left((M_t - N_t) - (M_s - N_s) \right)^2 \right]$$

i skorzystać z Twierdzenia 11.1 i Wniosku 11.1. □

Stwierdzenie 11.3. Dla dowolnych ciągłych martyngałów lokalnych M i N ,

a) $\langle M, M \rangle = \langle M \rangle = \langle -M \rangle$,

b) $\langle M, N \rangle = \langle N, M \rangle$,

c) $\langle M - M_0, N \rangle = \langle M, N - N_0 \rangle = \langle M - M_0, N - N_0 \rangle = \langle M, N \rangle$,

d) $\langle N, M \rangle \rightarrow \langle M, N \rangle$ jest przekształceniem dwuliniowym,

e) $\langle M^\tau, N^\tau \rangle = \langle M^\tau, N \rangle = \langle M, N^\tau \rangle = \langle M, N \rangle^\tau$ dla każdego momentu zatrzymania τ ,

f) jeśli $X \in \Lambda_T^2(M)$ oraz $Y \in \Lambda_T^2(N)$, to $\langle \int X dM, \int Y dN \rangle = \int XY d\langle M, N \rangle$.

Szkic dowodu. Punkty a), b) i c) wynikają natychmiast z definicji, punkt d) z Wniosku 11.1. To, że $\langle M^\tau, N^\tau \rangle = \langle M, N \rangle^\tau$ dowodzimy jak w Stwierdzeniu 10.3 (wykorzystując Stwierdzenie 11.1). Pozostałe równości w e) wynikają ze Stwierdzenia 11.2. Punkt f) dowodzimy najpierw dla przypadku, gdy M i N są martyngałami, zaś X i Y procesami elementarnymi, następnie dla $X \in \mathcal{L}_T^2(M)$ oraz $Y \in \mathcal{L}_T^2(N)$ i wreszcie, wykorzystując własność e), dla przypadku ogólnego. □

11.3. Zadania

Ćwiczenie 11.1. Oblicz $\langle W^1, W^2 \rangle$, gdzie W^1, W^2 są niezależnymi procesy Wienera.

Ćwiczenie 11.2. Wykaż, że

a) $|\langle M, N \rangle| \leq \langle M \rangle \langle N \rangle$

b) $\text{Wah}_{[s,t]}(\langle M, N \rangle) \leq \frac{1}{2} [\langle M \rangle_t - \langle M \rangle_s + \langle N \rangle_t - \langle N \rangle_s]$.

Ćwiczenie 11.3. Uzupełnij dowód Stwierdzenia 11.3.

Ćwiczenie 11.4. Wykaż, że dla dowolnego procesu $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, $X \in \Lambda_T^2(M)$ oraz momentu zatrzymania $\tau \leq T$,

$$\mathbb{E} \sup_{t < \tau} \left(\int_0^t X dM \right)^2 \leq 4 \mathbb{E} \int_0^\tau X_s^2 d\langle M \rangle_s.$$

Ćwiczenie 11.5. Załóżmy, że $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, $M_0 = 0$ oraz τ jest momentem zatrzymania takim, że $\mathbb{E}\langle M \rangle_\tau < \infty$. Wykaż, że M^τ jest martyngałem.

Ćwiczenie 11.6. Określamy

$$S_n(\alpha) = \sum_{k=n}^{3n-1} \left| \int_{k/n}^{(k+1)/n} W_s^4 dW_s \right|^\alpha.$$

- a) Wykaż, że ciąg $S_n(2)$ jest zbieżny w L_1 i zidentyfikuj jego granicę.
- b) Co można powiedzieć o zbieżności według prawdopodobieństwa ciągu $S_n(\alpha)$ dla $\alpha \neq 2$?

12. Dalsze własności całki stochastycznej

Podczas tego wykładu wykażemy szereg ważnych własności całki stochastycznej, które pozwolą nam później udowodnić wzór Itô.

12.1. Zbieżność zmajoryzowana dla całek stochastycznych

Zacznijmy od wersji stochastycznej twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej.

Twierdzenie 12.1. *Załóżmy, że $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^{2,c}$ oraz X_n są procesami prognozowalnymi takimi, że $\lim_{n \rightarrow \infty} X_{n,t}(\omega) = X_t(\omega)$ dla wszystkich $t < T, \omega \in \Omega$. Jeśli dla wszystkich $t < T$ i $\omega \in \Omega$, $|X_{n,t}(\omega)| \leq Y_t(\omega)$ dla pewnego procesu $Y \in \Lambda_T^2(M)$, to $X_n, X \in \Lambda_T^2(M)$ oraz*

$$\int_0^t X_n dM \rightarrow \int_0^t X dM \quad \text{według prawdopodobieństwa przy } n \rightarrow \infty.$$

Dowód. Proces X jest prognozowalny jako granica procesów prognozowalnych. Ponadto dla $t < T$,

$$\int_0^t X_s^2 d\langle M \rangle_s, \int_0^t X_{n,s}^2 d\langle M \rangle_s \leq \int_0^t Y_s^2 d\langle M \rangle_s < \infty \text{ p.n.,}$$

więc $X_n, X \in \Lambda_T^2(M)$. Bez straty ogólności możemy też założyć, że $M_0 = 0$.

Niech $\tau_k \nearrow T$ takie, że $M^{\tau_k} \in \mathcal{M}_T^{2,c}$ oraz $I_{[0,\tau_k]} Y \in \mathcal{L}_T^2(M^{\tau_k})$. Ponieważ $I_{[0,\tau_k]} X_n \leq I_{[0,\tau_k]} Y$, więc $I_{[0,\tau_k]} X_n \in \mathcal{L}_T^2(M^{\tau_k})$. Z twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej łatwo wykazać, że $I_{[0,\tau_k]} X_n \rightarrow I_{[0,\tau_k]} X$ w $\mathcal{L}_T^2(M^{\tau_k})$. Stąd dla ustalonego k ,

$$\int_0^{t \wedge \tau_k} X_n dM = \int_0^t I_{[0,\tau_k]} X_n dM^{\tau_k} \xrightarrow{L_2(\Omega)} \int_0^t I_{[0,\tau_k]} X dM^{\tau_k} = \int_0^{t \wedge \tau_k} X dM,$$

czyli

$$I_{\{\tau_k \geq t\}} \int_0^t X_n dM \xrightarrow{L_2} I_{\{\tau_k \geq t\}} \int_0^t X dM \text{ przy } n \rightarrow \infty.$$

Zbieżność w L_2 implikuje zbieżność według prawdopodobieństwa, by zakończyć dowód wystarczy skorzystać z Lematu 11.1. \square

12.2. Całkowanie przez podstawienie

Definicja 12.1. Mówimy, że proces X jest lokalnie ograniczony, jeśli istnieją momenty zatrzymania $\tau_n \nearrow T$ takie, że procesy $X^{\tau_n} - X_0$ są ograniczone.

Uwaga 12.1. Każdy proces ciągły, adaptowalny jest lokalnie ograniczony.

Kolejne twierdzenie podaje wzór na całkowanie przez podstawienie.

Twierdzenie 12.2. a) Załóżmy, że $N \in \mathcal{M}_T^{2,c}$, $X \in \mathcal{L}_T^2(N)$, Y jest procesem prognozowalnym ograniczonym oraz $M = \int X dN$. Wówczas $Y \in \mathcal{L}_T^2(M)$, $XY \in \mathcal{L}_T^2(N)$ oraz $\int Y dM = \int XY dN$.

b) Załóżmy, że $N \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, $X \in \Lambda_T^2(N)$, Y jest procesem prognozowalnym lokalnie ograniczonym oraz $M = \int X dN$. Wówczas $Y \in \Lambda_T^2(M)$, $XY \in \Lambda_T^2(N)$ oraz $\int Y dM = \int XY dN$.

Dowód. a) Załóżmy wpieryw, że Y jest procesem elementarnym postaci

$$Y = \xi_0 \mathbf{I}_{\{0\}} + \sum_{j=0}^{n-1} \xi_j \mathbf{I}_{(t_j, t_{j+1}]},$$

gdzie $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_k < T$, zaś ξ_k są ograniczonymi zmiennymi \mathcal{F}_{t_k} -mierzalnymi. Wówczas

$$\begin{aligned} \int_0^t Y dM &= \sum_j \xi_j (M_{t_{j+1} \wedge t} - M_{t_j \wedge t}) \\ &= \sum_j \xi_j \left(\int_0^t \mathbf{I}_{[0, t_{j+1}]} X dN - \int_0^t \mathbf{I}_{[0, t_j]} X dN \right) \\ &= \sum_j \xi_j \int_0^t \mathbf{I}_{(t_j, t_{j+1}]} X dN = \sum_j \int_0^t \xi_j \mathbf{I}_{(t_j, t_{j+1}]} X dN \\ &= \int_0^t \sum_j \xi_j \mathbf{I}_{(t_j, t_{j+1}]} X dN = \int_0^t Y X dN. \end{aligned}$$

Jeśli Y jest dowolnym ograniczonym procesem prognozowalnym, to

$$\mathbb{E} \int_0^T Y_s^2 d\langle M \rangle_s \leq \|Y\|_\infty^2 \mathbb{E} \int_0^T d\langle M \rangle_s = \|Y\|_\infty^2 \mathbb{E} \langle M \rangle_T = \|Y\|_\infty^2 \mathbb{E} M_T^2 < \infty,$$

więc $Y \in \mathcal{L}_T^2(M)$. Nietrudno też sprawdzić, że $XY \in \mathcal{L}_T^2(N)$. Możemy znaleźć procesy elementarne Y_n zbieżne do Y w $\mathcal{L}_T^2(M)$, co więcej możemy założyć, że $\|Y_n\|_\infty \leq \|Y\|_\infty$. Zauważmy, że

$$\begin{aligned} \|XY - XY_n\|_{\mathcal{L}_T^2(N)}^2 &= \mathbb{E} \int_0^T (XY - XY_n)_s^2 d\langle N \rangle_s = \mathbb{E} \int_0^T (Y - Y_n)_s^2 X_s^2 d\langle N \rangle_s \\ &= \mathbb{E} \int_0^T (Y - Y_n)_s^2 d\langle M \rangle_s = \|Y - Y_n\|_{\mathcal{L}_T^2(M)}^2 \rightarrow 0, \end{aligned}$$

więc $Y_n X \rightarrow YX$ w $\mathcal{L}_T^2(N)$. Stąd dla $t \leq T$,

$$\int_0^t XY dN \xrightarrow{L_2} \int_0^t XY_n dN = \int Y_n dM \xrightarrow{L_2} \int_0^t Y dM.$$

b) Mamy $\int_0^t Y_0 dM = Y_0 M_t = Y_0 \int_0^t X dN = \int_0^t Y_0 X dN$, zatem rozpatrując $Y - Y_0$ zamiast Y możemy zakładać, że $Y_0 = 0$. Niech $\tau_n \nearrow T$ takie, że Y^{τ_n} jest ograniczone, $N^{\tau_n} \in \mathcal{M}_T^{2,c}$ oraz $X \mathbf{I}_{[0, \tau_n]} \in \mathcal{L}_T^2(N^{\tau_n})$. Zauważmy, że

$$M^{\tau_n} = \left(\int X dN \right)^{\tau_n} = \int X \mathbf{I}_{[0, \tau_n]} dN^{\tau_n},$$

zatem na mocy części a),

$$\begin{aligned} \left(\int Y dM \right)^{\tau_n} &= \int Y I_{[0, \tau_n]} dM^{\tau_n} = \int Y I_{[0, \tau_n]} X I_{[0, \tau_n]} dN^{\tau_n} \\ &= \int XY I_{[0, \tau_n]} dN^{\tau_n} = \left(\int XY dN \right)^{\tau_n}. \end{aligned}$$

Biorąc $n \rightarrow \infty$ dostajemy tezę. □

12.3. Całkowanie przez części

Sformułujemy teraz pierwsze twierdzenie o całkowaniu przez części.

Twierdzenie 12.3. *Niech $M, N \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, wówczas*

$$M_t N_t = M_0 N_0 + \int_0^t M_s dN_s + \int_0^t N_s dM_s + \langle M, N \rangle_t. \quad (12.1)$$

Stosując twierdzenie do $M = N$ dostajemy natychmiast.

Wniosek 12.1. *Jeśli $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, to*

$$\int_0^t M_s dM_s = \frac{1}{2}(M_t^2 - M_0^2) - \frac{1}{2}\langle M \rangle_t.$$

Wniosek 12.2. *Niech $X, Y \in \Lambda_T^2$, $M = \int X dW$ oraz $N = \int Y dW$, wówczas*

$$\begin{aligned} M_t N_t &= \int_0^t M_s dN_s + \int_0^t N_s dM_s + \langle M, N \rangle_t \\ &= \int_0^t M_s Y_s dW_s + \int_0^t N_s X_s dW_s + \int_0^t X_s Y_s ds. \end{aligned}$$

Dowód. Pierwsza równość wynika z Twierdzenia 12.3, druga z Twierdzenia 12.2 oraz tego, że $\langle M, N \rangle = \int XY ds$. □

Dowód Twierdzenia 12.3. Całki $\int M dN$ i $\int N dM$ są dobrze określone, gdyż procesy M i N są ciągle, zatem lokalnie ograniczone.

Możemy założyć, iż $M_0 = N_0 = 0$, gdyż $\langle M, N \rangle = \langle M - N_0, N - N_0 \rangle$,

$$\begin{aligned} \int M dN &= \int M d(N - N_0) = \int (M - M_0) d(N - N_0) + \int M_0 d(N - N_0) \\ &= \int (M - M_0) d(N - N_0) + M_0(N - N_0), \end{aligned}$$

zatem

$$\begin{aligned} M_0 N_0 + \int_0^t M dN + \int_0^t N dM + \langle M, N \rangle_t - M_t N_t \\ = \int_0^t (M - M_0) d(N - N_0) + \int_0^t (N - M_0) d(M - M_0) \\ + \langle M - N_0, N - N_0 \rangle_t - (M_t - M_0)(N_t - N_0). \end{aligned}$$

Wystarczy udowodnić, że teza zachodzi dla $M = N$, tzn.

$$M_t^2 = 2 \int_0^t M_s dM_s + \langle M \rangle_t \quad \text{dla } M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c, \quad M_0 = 0. \quad (12.2)$$

Jeśli bowiem zastosujemy (12.2) dla $M + N$ i $M - N$, odejmiemy stronami i podzielimy przez 4, to dostaniemy (12.1).

Wiemy (zob. Uwaga 11.1), że (12.2) zachodzi przy dodatkowym założeniu ograniczoności M . W ogólnym przypadku określamy

$$\tau_n := \inf\{t > 0: |M_t| \geq n\} \wedge T,$$

wtedy $\tau_n \nearrow T$. Ponadto M^{τ_n} jest ograniczonym martyngałem lokalnym, zatem ograniczonym martyngałem, więc

$$\begin{aligned} (M^2)^{\tau_n} &= (M^{\tau_n})^2 = 2 \int M^{\tau_n} dM^{\tau_n} + \langle M^{\tau_n} \rangle = 2 \int M^{\tau_n} \mathbf{I}_{[0, \tau_n]} dM + \langle M \rangle^{\tau_n} \\ &= 2 \int M \mathbf{I}_{[0, \tau_n]} dM + \langle M \rangle^{\tau_n} = \left(2 \int M dM + \langle M \rangle \right)^{\tau_n}. \end{aligned}$$

Przechodząc z $n \rightarrow \infty$ dostajemy (12.2). □

Definicja 12.2. Przez \mathcal{V}^c oznaczamy procesy ciągłe, adaptowalne, których trajektorie mają wahanie skończone na każdym przedziale $[0, t]$ dla $t < T$.

Udowodnimy teraz kolejne twierdzenie o całkowaniu przez części.

Stwierdzenie 12.1. Załóżmy, że $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$, $A \in \mathcal{V}^c$, wówczas

$$M_t A_t = M_0 A_0 + \int_0^t A_s dM_s + \int_0^t M_s dA_s.$$

Dowód. Jak w dowodzie Twierdzenia 12.3 możemy założyć, że $M_0 = A_0 = 0$.

Założmy wpraw, że M i N są ograniczone. Zauważmy, że

$$\begin{aligned} M_t A_t &= \sum_{j=1}^n (M_{t_j/n} - M_{t_{(j-1)}/n}) \sum_{k=1}^n (A_{t_k/n} - A_{t_{(k-1)}/n}) \\ &= \sum_{j=1}^n (M_{t_j/n} - M_{t_{(j-1)}/n}) (A_{t_j/n} - A_{t_{(j-1)}/n}) \\ &\quad + \sum_{j=1}^n M_{t_{(j-1)}/n} (A_{t_j/n} - A_{t_{(j-1)}/n}) + \sum_{j=1}^n (M_{t_j/n} - M_{t_{(j-1)}/n}) A_{t_{(j-1)}/n} \\ &=: a_n + b_n + c_n. \end{aligned}$$

Składnik b_n dąży prawie na pewno do $\int_0^t M dA$ (definicja całki Riemanna-Stieltjesa). Nietrudno sprawdzić, że procesy elementarne

$$A_n = \sum_{j=1}^n A_{t_{(j-1)}/n} \mathbf{I}_{(t_{(j-1)}/n, t_j/n]}$$

zbiegają w $\mathcal{L}_t^2(M)$ do A , stąd $c_n = \int_0^t A_n dM$ zbiega w L_2 do $\int_0^t A dM$. Zauważmy też, że

$$\begin{aligned} |a_n|^2 &\leq \sum_{j=1}^n (M_{t_j/n} - M_{t_{(j-1)}/n})^2 \sum_{j=1}^n (A_{t_j/n} - A_{t_{(j-1)}/n})^2 \\ &\leq \sum_{j=1}^n (M_{t_j/n} - M_{t_{(j-1)}/n})^2 \sup_{1 \leq j \leq n} |A_{t_j/n} - A_{t_{(j-1)}/n}| \text{Wah}_{[0, t]}(A). \end{aligned}$$

Pierwszy czynnik powyżej dąży do $\langle M \rangle_t$ w L_2 (w szczególności jest więc ograniczony w L_2), drugi zaś dąży do zera p.n. (proces A jest ciągły), stąd a_n dąży do 0 według prawdopodobieństwa. Zatem

$$M_t A_t = a_n + b_n + c_n \xrightarrow{\mathbb{P}} \int_0^t M dA + \int_0^t A dM.$$

Jeśli M i A nie są ograniczone, to określamy

$$\tau_n = \inf\{t > 0: |M_t| \geq n\} \wedge \inf\{t > 0: |A_t| \geq n\} \wedge T.$$

Mamy $|A^{\tau_n}| \leq n$, $|M^{\tau_n}| \leq n$, więc z poprzednio rozważonego przypadku

$$(MA)^{\tau_n} = \int A^{\tau_n} dM^{\tau_n} + \int M^{\tau_n} dA^{\tau_n} = \left(\int A dM + \int M dA \right)^{\tau_n},$$

przechodząc z $n \rightarrow \infty$ dostajemy tezę. □

Ostatnie twierdzenie o całkowaniu przez części jest nietrudną konsekwencją definicji całki Riemanna-Stieltjesa.

Stwierdzenie 12.2. *Załóżmy, że $A, B \in \mathcal{V}^c$, wówczas*

$$A_t B_t = A_0 B_0 + \int_0^t A_s dB_s + \int_0^t B_s dA_s.$$

12.4. Ciągłe semimartynały

Definicja 12.3. Proces $Z = (Z_t)_{t < T}$ nazywamy *ciągłym semimartynałem*, jeśli da się przedstawić w postaci $Z = Z_0 + M + A$, gdzie Z_0 jest zmienną \mathcal{F}_0 -mierzalną, $M \in \mathcal{M}_{loc}^2$, $A \in \mathcal{V}^c$ oraz $A_0 = M_0 = 0$.

Uwaga 12.2. Rozkład semimartynału jest jednoznaczny (modulo procesy nieodróżnialne).

Dowód. Jeśli $Z = Z_0 + M + A = Z_0 + M' + A'$, to $M - M' = A' - A$ jest ciągłym martynałem lokalnym, startującym z zera o ograniczonym wahaniami na $[0, t]$ dla $t < T$, zatem jest stale równy 0. □

Przykład 12.1. Proces Itô, tzn. proces postaci $Z = Z_0 + \int X dW + \int Y ds$, gdzie $X \in \Lambda_T^2$, Y prognozowalny taki, że $\int_0^t |Y_s| ds < \infty$ p.n. dla $t < T$ jest semimartynałem.

Przykład 12.2. Z twierdzenia Dooba-Meyera wynika, że kwadrat martynału jest semimartynałem.

Definicja 12.4. Jeśli $Z = Z_0 + M + A$ jest ciągłym semimartynałem, to określamy $\int X dZ := \int X dM + \int X dA$, gdzie pierwsza całka to całka stochastyczna, a druga całka Stieltjesa.

Twierdzenie 12.4. *Jeśli $Z = Z_0 + M + A$ oraz $Z' = Z'_0 + M' + A'$ są ciągłymi semimartynałami, to ZZ' też jest semimartynałem oraz*

$$ZZ' = Z_0 Z'_0 + \int Z dZ' + \int Z' dZ + \langle M, M' \rangle.$$

Dowód. Mamy $ZZ' = Z_0 Z'_0 + MM' + MA' + AM' + AA'$ i stosujemy twierdzenia o całkowaniu przez części (Twierdzenie 12.3, Stwierdzenia 12.1 i 12.2). □

Dla semimartyngałów wygodnie jest też wprowadzić następującą definicję:

Definicja 12.5. Jeśli $Z = Z_0 + M + A$, $Z' = Z'_0 + M' + A'$ są ciągłymi semimartyngałami, to przyjmujemy $\langle Z, Z' \rangle = \langle M, M' \rangle$.

12.5. Zadania

Ćwiczenie 12.1. Udowodnij Stwierdzenie 12.2.

Ćwiczenie 12.2. Korzystając ze wzoru na całkowanie przez części przedstaw $\int W_s^2 dW_s$ jako wyrażenie nie zawierające całek stochastycznych.

Ćwiczenie 12.3. Załóżmy, że X jest procesem ciągłym, a Z ciągłym martyngałem lokalnym. Wykaż, że jeśli $t < T$, $\Pi_n = (t_0^{(n)}, t_1^{(n)}, \dots, t_{k_n}^{(n)})$ jest ciągiem podziałów $[0, t]$ takim, że $0 = t_0^{(n)} \leq t_1^{(n)} \leq \dots \leq t_{k_n}^{(n)} = t$ oraz $\text{diam}(\Pi_n) \rightarrow 0$, to

$$\sum_{k=0}^{k_n-1} X_{t_k^{(n)}} (Z_{t_{k+1}^{(n)}} - Z_{t_k^{(n)}}) \rightarrow \int_0^t X_s dZ_s \quad \text{według prawdopodobieństwa.}$$

Ćwiczenie 12.4. Niech $\Pi_n = (t_0^{(n)}, t_1^{(n)}, \dots, t_{k_n}^{(n)})$ będzie ciągiem podziałów $[0, t]$ takim, że $0 = t_0^{(n)} \leq t_1^{(n)} \leq \dots \leq t_{k_n}^{(n)} = t$ oraz $\text{diam}(\Pi_n) \rightarrow 0$. Wykaż, że dla dowolnych ciągłych semimartyngałów X i Y ,

$$\sum_{k=0}^{k_n-1} (X_{t_{k+1}^{(n)}} - X_{t_k^{(n)}})(Y_{t_{k+1}^{(n)}} - Y_{t_k^{(n)}}) \rightarrow \langle X, Y \rangle_t \quad \text{według prawdopodobieństwa.}$$

13. Wzór Itô

Podczas tego wykładu udowodnimy fundamentalne twierdzenie dla analizy stochastycznej. Pokazuje ono, że klasa semimartyngałów ciągłych jest zamknięta ze względu na funkcje gładkie oraz podaje wzór na różniczkę stochastyczną $df(X)$.

13.1. Podstawowe twierdzenie analizy stochastycznej

Twierdzenie 13.1 (Wzór Itô). *Załóżmy, że $Z = Z_0 + M + A$ jest ciągłym semimartyngałem, f funkcją klasy C^2 na \mathbb{R} . Wówczas $f(Z)$ też jest semimartyngałem oraz*

$$f(Z_t) = f(Z_0) + \int_0^t f'(Z_s) dZ_s + \frac{1}{2} \int_0^t f''(Z_s) d\langle M \rangle_s. \quad (13.1)$$

Dowód. Wszystkie całki w (13.1) są dobrze zdefiniowane, bo procesy $f'(Z_s)$ i $f''(Z_s)$ są ciągłe, zatem $f'(Z_s) \in \Lambda_T^2(M)$ oraz $f''(Z_s)$ jest całkowne względem $\langle M \rangle$.

Wzór Itô (13.1) będziemy dowodzić poczynając od najprostszyc przypadków.

Przypadek I. Z jest semimartyngałem ograniczonym, a f wielomianem.

Z liniowości obu stron (13.1) wystarczy rozpatrywać przypadek, gdy $f(x) = x^n$. Pokażemy ten wzór przez indukcję po n .

Dla $n = 0$ teza jest oczywista. Załóżmy więc, że (13.1) zachodzi dla $f(x) = x^n$ pokażemy go dla $g(x) = xf(x)$. Zauważmy, że $g'(x) = f(x) + xf'(x)$ oraz $g''(x) = 2f'(x) + xf''(x)$. Ze wzoru na całkowanie przez części,

$$\begin{aligned} g(Z_t) &= Z_t f(Z_t) = Z_0 f(Z_0) + \int_0^t Z_s df(Z)_s + \int_0^t f(Z) dZ_s \\ &\quad + \left\langle \int_0^t f'(Z) dM, M \right\rangle_t \\ &= g(Z_t) + \int_0^t (Z_s f'(Z_s) dZ_s + \frac{1}{2} Z_s f''(Z_s) d\langle M \rangle_s) + \int_0^t f(Z) dZ_s \\ &\quad + \int_0^t f'(Z_s) d\langle M \rangle_s \\ &= g(Z_t) + \int_0^t g'(Z_t) dZ_t + \frac{1}{2} \int_0^t g''(Z_t) d\langle M \rangle_s. \end{aligned}$$

Przypadek II. Z jest semimartyngałem ograniczonym (a f jest dowolną funkcją klasy C^2).

Niech $C := \|Z\|_\infty < \infty$, istnieje ciąg wielomianów f_n taki, że

$$|f_n(x) - f(x)|, |f'_n(x) - f'(x)|, |f''_n(x) - f''(x)| \leq \frac{1}{n} \quad \text{dla } x \in [-C, C].$$

Wtedy $f_n(Z_s) \rightarrow f(Z_s), f'_n(Z_s) \rightarrow f'(Z_s), f''_n(Z_s) \rightarrow f''(Z_s)$ jednostajnie oraz $|f'_n(Z_s)| \leq \sup_n \sup_{|x| \leq C} |f'_n(x)| \leq \sup_{|x| \leq C} |f'(x)| + 1 < \infty$, więc z twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej (dla całki zwykłej i stochastycznej),

$$\begin{aligned} f(Z_s) - f_n(Z_s) &= f_n(Z_0) + \int_0^t f'_n(Z_s) dZ_s + \frac{1}{2} \int_0^t f''_n(Z_s) d\langle M \rangle_s \\ &\rightarrow f(Z_0) + \int_0^t f'(Z_s) dZ_s + \frac{1}{2} \int_0^t f''(Z_s) d\langle M \rangle_s. \end{aligned}$$

Przypadek III. Zmienna Z_0 jest ograniczona.

Położmy w tym przypadku

$$\tau_n := \inf\{t > 0: |Z_t| \geq n\} \wedge T,$$

wówczas $Z^{(n)} := Z_0 + M^{\tau_n} + A^{\tau_n}$ jest ciągłym ograniczonym semimartyngeałem oraz $Z_t^{(n)} \rightarrow Z_t$ p.n.. Na mocy przypadku II, (13.1) zachodzi dla $Z^{(n)}$, więc

$$\begin{aligned} f(Z_t^{(n)}) &= f(Z_0) + \int_0^t f'(Z_s^{(n)}) dZ_s^{(n)} + \frac{1}{2} \int_0^t f''(Z_s^{(n)}) d\langle M^{\tau_n} \rangle_s \\ &= f(Z_0) + \int_0^{t \wedge \tau_n} f'(Z_s^{(n)}) I_{[0, \tau_n]} dZ_s + \frac{1}{2} \int_0^{t \wedge \tau_n} f''(Z_s^{(n)}) I_{[0, \tau_n]} d\langle M \rangle_s^{\tau_n} \\ &= f(Z_0) + \int_0^{t \wedge \tau_n} f'(Z_s) I_{[0, \tau_n]} dZ_s + \frac{1}{2} \int_0^{t \wedge \tau_n} f''(Z_s) I_{[0, \tau_n]} d\langle M \rangle_s \\ &= f(Z_0) + \int_0^{t \wedge \tau_n} f'(Z_s) dZ_s + \frac{1}{2} \int_0^{t \wedge \tau_n} f''(Z_s) d\langle M \rangle_s. \end{aligned}$$

Biorąc $n \rightarrow \infty$ dostajemy (13.1).

Przypadek IV. Z jest dowolnym semimartyngeałem ciągłym.

Położmy $Z_0^{(n)} := (Z_0 \wedge n) \vee -n$ oraz $Z^{(n)} := Z_0^{(n)} + M + A$. Zauważmy, że $\int X dZ = \int X dZ^{(n)}$, więc, ponieważ wiemy już, iż (13.1) zachodzi, gdy Z_0 ograniczone, to

$$f(Z_t^{(n)}) = f(Z_0^{(n)}) + \int_0^t f'(Z_s^{(n)}) dZ_s + \frac{1}{2} \int_0^t f''(Z_s^{(n)}) d\langle M \rangle_s. \quad (13.2)$$

Mamy

$$|f'(Z_s^{(n)})| \leq \sup_n |f'(Z_s^{(n)})| := Y_s,$$

proces Y jest prognozowalny jako supremum procesów prognozowalnych, ponadto

$$\sup_n \sup_{s \leq t} |Z_s^{(n)}| \leq |Z_0| + \sup_{s \leq t} |M_s| + \sup_{s \leq t} |A_s| < \infty \text{ p.n..}$$

Zatem z ciągłości f' , $\sup_{s \leq t} |Y_s| < \infty$ p.n., skąd $Y \in \Lambda_T^2(M)$. Z twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej dla całek stochastycznych,

$$\int_0^t f'(Z_s^{(n)}) dM_s \xrightarrow{\mathbb{P}} \int_0^t f'(Z_s) dM_s,$$

ponadto z twierdzenia Lebesgue'a dla zwykłej całki,

$$\int_0^t f'(Z_s^{(n)}) dA_s \rightarrow \int_0^t f'(Z_s) dA_s \quad \text{p.n..}$$

Podobnie $\sup_n \sup_{s \leq t} |f''(Z_s^{(n)})| < \infty$ p.n. i ponownie stosując twierdzenie Lebesgue'a dostajemy

$$\int_0^t f''(Z_s^{(n)}) d\langle M \rangle_s \rightarrow \int_0^t f''(Z_s) d\langle M \rangle_s \quad \text{p.n.}$$

Oczywiście $f(Z_t^{(n)}) \rightarrow f(Z_t)$ p.n., więc możemy przejść w (13.2) z n do ∞ , by dostać (13.1). \square

Wniosek 13.1. Dla $f \in C^2(\mathbb{R})$,

$$f(W_t) = f(0) + \int_0^t f'(W_s) dW_s + \frac{1}{2} \int_0^t f''(W_s) ds.$$

W podobny sposób jak w przypadku jednowymiarowym możemy udowodnić wielowymiarową wersję twierdzenia Itô.

Twierdzenie 13.2. Załóżmy, że $f: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ jest funkcją klasy C^2 oraz $Z = (Z^{(1)}, \dots, Z^{(d)})$, gdzie $Z^{(i)} = Z_0^{(i)} + M^{(i)} + A^{(i)}$ są ciągłymi semimartynałami dla $i = 1, \dots, d$. Wówczas $f(Z)$ jest semimartynałem oraz

$$f(Z_t) = f(Z_0) + \sum_{i=1}^d \int_0^t \frac{\partial f}{\partial x_i}(Z_s) dZ_s^{(i)} + \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^d \int_0^t \frac{\partial^2 f}{\partial x_i \partial x_j}(Z_s) d\langle M^{(i)}, M^{(j)} \rangle_s.$$

13.2. Twierdzenie Levy'ego

Twierdzenie 13.3 (Levy). Załóżmy, że M jest ciągłym martynałem lokalnym takim, że $M_0 = 0$ oraz $M_t^2 - t$ jest martynałem lokalnym. Wówczas M jest procesem Wienera.

Dowód. Musimy wykazać, że dla $s < t$, $M_t - M_s$ jest niezależne od \mathcal{F}_s oraz ma rozkład $\mathcal{N}(0, t-s)$. W tym celu wystarczy wykazać, że

$$\mathbb{E}(e^{ih(M_t - M_s)} | \mathcal{F}_s) = e^{-\frac{1}{2}(t-s)h^2} \quad \text{dla } t > s \geq 0, h \in \mathbb{R}. \quad (13.3)$$

Istotnie (13.3) implikuje, że $\mathbb{E}e^{ih(M_t - M_s)} = \exp(-\frac{1}{2}(t-s)h^2)$ dla $h \in \mathbb{R}$, czyli $M_t - M_s \sim \mathcal{N}(0, t-s)$. Ponadto dla dowolnej \mathcal{F}_s -mierzalnej zmiennej η oraz $h_1, h_2 \in \mathbb{R}$,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}e^{ih_1(M_t - M_s) + ih_2\eta} &= \mathbb{E}[e^{ih_2\eta} \mathbb{E}(e^{ih_1(M_t - M_s)} | \mathcal{F}_s)] \\ &= \mathbb{E}[e^{ih_2\eta} e^{-\frac{1}{2}(t-s)h_1^2}] = \mathbb{E}e^{ih_2\eta} \mathbb{E}e^{ih_1(M_t - M_s)}. \end{aligned}$$

Zatem $M_t - M_s$ jest niezależne od zmiennych \mathcal{F}_s -mierzalnych, czyli jest niezależne od \mathcal{F}_s .

Zastosujmy wzór Itô dla $f(x) = e^{ihx}$ (wzór Itô zachodzi też dla funkcji zespolonych, wystarczy dodać odpowiednie równości dla części rzeczywistej i urojonej),

$$\begin{aligned} e^{ihM_t} &= f(M_t) = f(M_0) + \int_0^t f'(M_u) dM_u + \frac{1}{2} \int_0^t f''(M_u) d\langle M \rangle_u \\ &= 1 + ih \int_0^t e^{ihM_u} dM_u - \frac{h^2}{2} \int_0^t e^{ihM_u} du \\ &= e^{ihM_s} + ih \int_s^t e^{ihM_u} dM_u - \frac{h^2}{2} \int_s^t e^{ihM_u} du. \end{aligned}$$

Niech $N := \int_0^t e^{ihM} dM$, wówczas N jest martyngałem lokalnym oraz z nierówności Dooba (Twierdzenie 9.3),

$$\mathbb{E} \sup_{0 \leq s \leq t} N_s^2 \leq 4\mathbb{E} \int_0^t |e^{ihM_u}|^2 du = 4t,$$

czyli N jest na każdym przedziale skończonym majoryzowany przez zmienną całkowalną, zatem jest martyngałem. Ustalmy $A \in \mathcal{F}_s$, wtedy

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[e^{ihM_t} \mathbf{I}_A] &= \mathbb{E}[e^{ihM_s} \mathbf{I}_A] + \mathbb{E}[(N_t - N_s) \mathbf{I}_A] - \frac{h^2}{2} \mathbb{E} \left[\int_s^t e^{ihM_u} du \mathbf{I}_A \right] \\ &= \mathbb{E}[e^{ihM_s} \mathbf{I}_A] - \frac{h^2}{2} \int_s^t \mathbb{E}[e^{ihM_u} \mathbf{I}_A] du. \end{aligned}$$

Zdefiniujmy $g(u) = \mathbb{E}[e^{ihM_{s+u}} \mathbf{I}_A]$, wtedy

$$g(t-s) = g(0) - \frac{h^2}{2} \int_s^t g(u-s) du,$$

czyli

$$g(r) = g(0) - \frac{h^2}{2} \int_0^r g(u) du.$$

Funkcja g jest ciągła, a zatem z powyższego wzoru jest różniczkowalna i spełnia równanie różniczkowe

$$g'(r) = -\frac{h^2}{2} g(r).$$

Zatem $g(r) = g(0) \exp(-\frac{1}{2}h^2 r)$ dla $r \geq 0$, czyli

$$\mathbb{E}[e^{ihM_t} \mathbf{I}_A] = \mathbb{E}[e^{ihM_s} \mathbf{I}_A] e^{-\frac{1}{2}h^2(t-s)} = \mathbb{E}[e^{ihM_s - \frac{1}{2}h^2(t-s)} \mathbf{I}_A],$$

stąd $\mathbb{E}(e^{ihM_t} | \mathcal{F}_s) = \exp(ihM_s - \frac{1}{2}h^2(t-s))$ p.n. i

$$\mathbb{E}(e^{ih(M_t - M_s)} | \mathcal{F}_s) = e^{-ihM_s} \mathbb{E}(e^{ihM_t} | \mathcal{F}_s) = e^{-\frac{1}{2}h^2(t-s)}.$$

□

Uwaga 13.1. Równoważnie Twierdzenie Levy'go można sformułować w następujący sposób: Jeśli $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$ oraz $\langle M \rangle = t$, to $M - M_0$ jest procesem Wienera.

Uwaga 13.2. Założenie ciągłości M jest fundamentalne. Jeśli położymy $M_t = N_t - t$, gdzie N jest procesem Poissona z parametrem 1, to $M_t^2 - t$ jest martyngałem, a oczywiście M nie jest procesem Wienera.

Można też udowodnić wielowymiarową wersję twierdzenia Levy'ego.

Twierdzenie 13.4. Załóżmy, że $M^{(1)}, \dots, M^{(d)}$ są ciągłymi martyngałami lokalnymi takimi, że $M_0^{(i)} = 0$ oraz $M_t^{(i)} M_t^{(j)} - \delta_{i,j} t$ są martyngałami lokalnymi dla $1 \leq i, j \leq d$. Wówczas $M = (M^{(1)}, \dots, M^{(d)})$ jest d -wymiarowym procesem Wienera.

13.3. Charakteryzacja procesu Wienera za pomocą martyngałów wykładniczych

Twierdzenie 13.5. *Załóżmy, że proces M jest ciągły, adaptowalny oraz $M_0 = 0$. Wówczas M jest procesem Wienera wtedy i tylko wtedy, gdy dla wszystkich $\lambda \in \mathbb{R}$, $\exp(\lambda M_t - \lambda^2 t/2)$ jest martyngałem lokalnym.*

Dowód. To, że $\exp(\lambda W_t - \lambda^2 t/2)$ jest martyngałem jest prostym i dobrze znanym faktem. Wystarczy więc udowodnić implikację " \Leftarrow ".

Określmy $\tau_n := \inf\{t > 0: |M_t| \geq n\} \wedge n$, wówczas $\tau_n \nearrow \infty$ oraz dla wszystkich λ proces $X_t(\lambda) = \exp(\lambda M_{t \wedge \tau_n} - \lambda^2 t \wedge \tau_n/2)$ jest ograniczonym martyngałem lokalnym (z dołu przez 0, z góry przez $e^{|\lambda|n}$), a więc martyngałem. Stąd

$$\mathbb{E}[X_t(\lambda)I_A] = \mathbb{E}[X_s(\lambda)I_A] \quad \text{dla } s < t, A \in \mathcal{F}_s.$$

Zauważmy, że $X_t(0) = 1$ oraz

$$\left| \frac{dX_t(\lambda)}{d\lambda} \right| = |X_t(\lambda)(M_{t \wedge \tau_n} - \lambda t \wedge \tau_n)| \leq e^{\lambda_0 n}(n + \lambda_0 n) \quad \text{dla } |\lambda| \leq \lambda_0.$$

Stąd, z Twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej dla $t < s$, $A \in \mathcal{F}_s$,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X_t(\lambda)(M_{t \wedge \tau_n} - \lambda t \wedge \tau_n)I_A] &= \lim_{h \rightarrow 0} \mathbb{E}\left[\frac{1}{h}(X_t(\lambda+h) - X_t(\lambda))I_A\right] \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \mathbb{E}\left[\frac{1}{h}(X_s(\lambda+h) - X_s(\lambda))I_A\right] = \mathbb{E}[X_s(\lambda)(M_{s \wedge \tau_n} - \lambda s \wedge \tau_n)I_A]. \end{aligned}$$

Biorąc $\lambda = 0$ dostajemy $\mathbb{E}[M_{t \wedge \tau_n} I_A] = \mathbb{E}[M_{s \wedge \tau_n} I_A]$, czyli M^{τ_n} jest martyngałem, a więc $M \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^{2,c}$.

By skorzystać z twierdzenia Levy'ego i zakończyć dowód musimy jeszcze wykazać, że $M_t^2 - t \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^{2,c}$. Szacujemy dla $|\lambda| \leq \lambda_0$,

$$\left| \frac{d^2 X_t(\lambda)}{d\lambda^2} \right| = |X_t(\lambda)[(M_{t \wedge \tau_n} - \lambda t \wedge \tau_n)^2 - t \wedge \tau_n]| \leq e^{\lambda_0 n}[(n + \lambda_0 n)^2 + n],$$

skąd w podobny sposób jak dla pierwszych pochodnych dowodzimy, że dla $t < s$, $A \in \mathcal{F}_s$,

$$\mathbb{E}[X_t(\lambda)((M_{t \wedge \tau_n} - \lambda t \wedge \tau_n)^2 - t \wedge \tau_n)I_A] = \mathbb{E}[X_s(\lambda)((M_{s \wedge \tau_n} - \lambda s \wedge \tau_n)^2 - s \wedge \tau_n)I_A].$$

Podstawiając $\lambda = 0$ dostajemy

$$\mathbb{E}[(M_{t \wedge \tau_n}^2 - t \wedge \tau_n)I_A] = \mathbb{E}[(M_{s \wedge \tau_n}^2 - s \wedge \tau_n)I_A],$$

czyli $(M_t^2 - t)^{\tau_n}$ jest martyngałem, więc $M_t^2 - t \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^{2,c}$. □

13.4. Zadania

Ćwiczenie 13.1. Korzystając ze wzoru Itô oblicz $\langle W_t^2 \rangle$ oraz $\langle W_t, e^{W_t} \rangle$.

Ćwiczenie 13.2. Niech $Z_t = \exp(\lambda W_t - \lambda^2 t/2)$. Wykaż, że $dZ_t = \lambda Z_t dW_t$ tzn. $Z_t = 1 + \lambda \int_0^t Z_s dW_s$.

Ćwiczenie 13.3. Niech f będzie funkcją klasy C^2 na \mathbb{R}^2 , korzystając z wzoru Itô oblicz $df(t, W_t)$.

Ćwiczenie 13.4. Niech M będzie ciągłym martyngałem lokalnym. Wykaż, że proces $N_t = \exp(M_t - \frac{1}{2}\langle M \rangle_t)$ jest ciągłym martyngałem lokalnym oraz nadmartyngałem. Ponadto jeśli M jest ograniczony, to N jest martyngałem.

Ćwiczenie 13.5. Niech $g: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ będzie funkcją klasy C^2 , G zbiorem otwartym ograniczonym w \mathbb{R}^d oraz $x \in G$. Określmy $\tau := \inf\{t: W_t + x \notin G\}$. Korzystając ze wzoru Itô wykaż, że jeśli g jest harmoniczna w G , to $h(W_t^\tau + x)$ jest martyngałem. Pokaż, że wystarczy zakładać, iż g jest klasy C^2 w pewnym otoczeniu domknięcia G .

Ćwiczenie 13.6. Wykaż, że dla 3-wymiarowego ruchu Browna W_t i $a \in \mathbb{R}^3, a \neq 0$ proces $X_t = |W_t - a|^{-1}$ jest martyngałem lokalnym, ale nie jest martyngałem. Ponadto X_t jest nadmartyngałem oraz zbiega do 0 w L_1 i prawie na pewno.

Ćwiczenie 13.7. Wykaż, że 2-wymiarowego ruchu Browna W_t i $a \in \mathbb{R}^2, a \neq 0$ proces $X_t = \ln |W_t - a|$ jest martyngałem lokalnym. Wywnioskuj stąd, że z prawdopodobieństwem 1 proces W_t omija punkt a , ale trajektoria procesu jest dowolnie bliska punktu a .

Ćwiczenie 13.8. Załóżmy, że $W = (W^{(1)}, W^{(2)}, W^{(3)})$ jest trójwymiarowym procesem Wienera oraz

$$X_t := \int_0^t \sin(W_t^{(3)}) dW_t^{(1)} + \int_0^t \cos(W_t^{(3)}) dW_t^{(2)}.$$

Wykaż, że X jest procesem Wienera.

Ćwiczenie 13.9. Udowodnij Twierdzenie 13.4.

Ćwiczenie 13.10. Niech $T < \infty$ oraz $X = (X_t)_{0 \leq t < T}$ będzie procesem prognozowalnym takim, że dla pewnej liczby całkowitej $m \geq 1$ zachodzi

$$\mathbb{E} \int_0^T X^{2m}(s) ds < \infty.$$

Wykaż, że $X \in \mathcal{L}_T^2$ oraz $M = \int X dW$ jest martyngałem takim, że

$$\mathbb{E} M_T^{2m} \leq (m(2m-1))^m T^{m-1} \mathbb{E} \int_0^T X_s^{2m} ds.$$

Wskazówka. Zastosuj wzór Itô i nierówność Höldera.

Ćwiczenie 13.11. Niech $W = (W^1, \dots, W^d)$ będzie d -wymiarowym ruchem Browna, a $R_t = \|W_t\|$. Wykaż, że

a) $B_t := \sum_{j=1}^d \int_0^t \frac{W_s^{(j)}}{R_s} dW_s^j$ jest jednowymiarowym procesem Wienera;

b) $R_t = \int_0^t \frac{d-1}{2R_s} ds + B_t$ (R_t jest nazywane procesem Bessela).

Ćwiczenie 13.12. Niech $Z = Z_0 + A + M, Y = Y_0 + B + N$ będą ciągłymi semimartyngałami. Definiujemy całkę Stratonowicza wzorem

$$\int_0^t Y_s \circ dZ_s := \int_0^t Y_s dZ_s + \frac{1}{2} \langle M, N \rangle.$$

Pokazać, że jeśli f jest funkcją klasy C^3 na \mathbb{R} , to

$$f(Z_t) = f(Z_0) + \int_0^t f'(Z_s) \circ dZ_s.$$

Ćwiczenie 13.13. Pokazać, że przy oznaczeniach poprzedniego zadania oraz dowolnym ciągu $\pi_n = \{t_0^{(n)}, t_1^{(n)}, \dots, t_{k_n}^{(n)}\}$ podziałów odcinka $[0, t]$ takim, że $\text{diam}(\pi_n) \rightarrow 0$ zachodzi

$$\sum_{j=1}^{k_n} \frac{Y_{t_{j+1}^{(n)}} + Y_{t_j^{(n)}}}{2} (Z_{t_{j+1}^{(n)}} - Z_{t_j^{(n)}}) \rightarrow \int_0^t Y_s \circ dZ_s$$

przy $n \rightarrow \infty$ według prawdopodobieństwa.

14. Stochastyczne Równania Różniczkowe

Z całą stochastyczną wiąże się pojęcie równania stochastycznego. Podamy kryteria istnienia i jednoznaczności rozwiązań takich równań oraz omówimy kilka przykładów.

14.1. Jednorodne równania stochastyczne

Definicja 14.1. Załóżmy, że $b, \sigma: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ są funkcjami ciągłymi, a ξ zmienną losową \mathcal{F}_s -mierzalną. Mówimy, że proces $X = (X_t)_{t \in [s, T]}$ rozwiązuje *jednorodne równanie stochastyczne*

$$dX_t = b(X_t)dt + \sigma(X_t)dW_t, \quad X_s = \xi, \quad (14.1)$$

jeśli

$$X_t = \xi + \int_s^t b(X_r)dr + \int_s^t \sigma(X_r)dW_r, \quad t \in [s, T].$$

Uwaga 14.1. Przyjeliśmy, że b i σ są funkcjami ciągłymi, by uniknąć problemów związanych z mierzalnością i lokalną ograniczonością procesów $b(X_r)$ i $\sigma(X_r)$. Rozważa się jednak również stochastyczne równania różniczkowe z nieciągłymi współczynnikami.

Uwaga 14.2. Wprowadzając nowy proces $\tilde{X}_t := X_{t+s}$, $t \in [0, T-s)$ oraz filtrację $\tilde{\mathcal{F}}_t := \mathcal{F}_{t+s}$ zamieniamy równanie różniczkowe (14.1) na podobne równanie dla \tilde{X} z warunkiem początkowym $\tilde{X}_0 = \xi$.

Definicja 14.2. Proces X rozwiązujący równanie (14.1) nazywamy *dyfuzją startującą z ξ* . Funkcję σ nazywamy *współczynnikiem dyfuzji*, a funkcję b *współczynnikiem dryfu*.

Przypomnijmy, że funkcja $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ jest lipschitzowska ze stałą L , jeśli $|f(x) - f(y)| \leq L|x - y|$ dla wszystkich x, y . Lipschitzowskość implikuje też, że

$$|f(x)| \leq |f(0)| + L|x| \leq \tilde{L}\sqrt{1+x^2}$$

gdzie można przyjąć np. $\tilde{L} = 2 \max\{|f(0)|, L\}$.

Twierdzenie 14.1. *Załóżmy, że funkcje b i σ są lipschitzowskie na \mathbb{R} , wówczas równanie stochastyczne (14.1) ma co najwyżej jedno rozwiązanie (z dokładnością do nierozróżnialności).*

Dowód. Bez straty ogólności możemy zakładać, że $s = 0$ oraz σ, b są lipschitzowskie z tą samą stałą L .

Załóżmy, że X i Y są rozwiązaniami (14.1), wówczas

$$X_t - Y_t = \int_0^t (b(X_r) - b(Y_r))dr + \int_0^t (\sigma(X_r) - \sigma(Y_r))dW_r, \quad 0 \leq t < T.$$

Krok I. Załóżmy dodatkowo, że funkcja $u \mapsto \mathbb{E}|X_u - Y_u|^2$ jest skończona i ograniczona na przedziałach $[0, t]$, $t < T$.

Mamy

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_t - Y_t)^2 &\leq 2\mathbb{E}\left(\int_0^t (b(X_r) - b(Y_r))dr\right)^2 + 2\mathbb{E}\left(\int_0^t (\sigma(X_r) - \sigma(Y_r))dW_r\right)^2 \\ &=: I_1 + I_2. \end{aligned}$$

Z warunku Lipschitza i nierówności Schwarzera,

$$I_1 \leq 2L^2\mathbb{E}\left(\int_0^t |X_r - Y_r|dr\right)^2 \leq 2L^2t \int_0^t \mathbb{E}(X_r - Y_r)^2 dr.$$

By oszacować I_2 zauważmy, że $|\sigma(X_r) - \sigma(Y_r)| \leq L|X_r - Y_r|$, więc $\sigma(X_r) - \sigma(Y_r) \in \mathcal{L}_t^2$. Stąd

$$I_2 = 2\mathbb{E} \int_0^t (\sigma(X_r) - \sigma(Y_r))^2 dr \leq 2L^2 \int_0^t \mathbb{E}(X_r - Y_r)^2 dr.$$

Ustalmy $t_0 < T$, wówczas z powyższych oszacowań wynika, że

$$\mathbb{E}(X_t - Y_t)^2 \leq C \int_0^t \mathbb{E}(X_r - Y_r)^2 dr \quad \text{dla } t \leq t_0,$$

gdzie $C = C(t_0) = 2L^2(t_0 + 1)$. Iterując powyższą nierówność dostajemy dla $t \leq t_0$,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_t - Y_t)^2 &\leq C \int_0^t \mathbb{E}(X_{r_1} - Y_{r_1})^2 dr_1 \leq C^2 \int_0^t \int_0^{r_1} \mathbb{E}(X_{r_2} - Y_{r_2})^2 dr_2 dr_1 \\ &\leq \dots \leq C^k \int_0^t \int_0^{r_1} \dots \int_0^{r_{k-1}} \mathbb{E}(X_{r_k} - Y_{r_k})^2 dr_k \dots dr_1 \\ &\leq C^k \sup_{r \leq t} \mathbb{E}(X_r - Y_r)^2 \int_0^t \int_0^{r_1} \dots \int_0^{r_{k-1}} dr_k \dots dr_1 \\ &= C^k \sup_{r \leq t} \mathbb{E}(X_r - Y_r)^2 \frac{t^k}{k!} \xrightarrow{k \rightarrow \infty} 0. \end{aligned}$$

Stąd dla wszystkich $t < T$, $\mathbb{E}(X_t - Y_t)^2 = 0$, czyli $X_t = Y_t$ p.n., a więc z ciągłości obu procesów, X i Y są nieodróżnialne.

Krok II. X i Y dowolne. Określmy

$$\tau_n := \inf\{t \geq s : |X_t| + |Y_t| \geq n\}$$

i zauważmy, że $|X_t|I_{(0, \tau_n]}, |X'_t|I_{(0, \tau_n]} \leq n$. Ponieważ w zerze oba procesy się pokrywają, więc $|X_t^{\tau_n} - Y_t^{\tau_n}| \leq 2n$, stąd $|\sigma(X_t^{\tau_n}) - \sigma(Y_t^{\tau_n})| \leq 2Ln$ i $\sigma(X^{\tau_n}) - \sigma(Y^{\tau_n}) \in \mathcal{L}_t^2$ dla $t < T$. Mamy

$$\begin{aligned} X_{t \wedge \tau_n} - Y_{t \wedge \tau_n} &= \int_0^{t \wedge \tau_n} (b(X_r) - b(Y_r))dr + \int_0^{t \wedge \tau_n} (\sigma(X_r) - \sigma(Y_r))dW_r \\ &= \int_0^{t \wedge \tau_n} (b(X_r^{\tau_n}) - b(Y_r^{\tau_n}))dr + \int_0^{t \wedge \tau_n} (\sigma(X_r^{\tau_n}) - \sigma(Y_r^{\tau_n}))dW_r. \end{aligned}$$

Naśladując rozumowanie z kroku I dostajemy $X_{t \wedge \tau_n} = Y_{t \wedge \tau_n}$ p.n., przechodząc z $n \rightarrow \infty$ mamy $X_t = Y_t$ p.n. \square

Twierdzenie 14.2. Załóżmy, że funkcje b i σ są lipschitzowskie na \mathbb{R} oraz $\mathbb{E}\xi^2 < \infty$, wówczas równanie stochastyczne (14.1) ma dokładnie jedno rozwiązanie $X = (X_t)_{t \geq s}$. Co więcej $\mathbb{E}X_t^2 < \infty$ oraz funkcja $t \rightarrow \mathbb{E}X_t^2$ jest ograniczona na przedziałach ograniczonych.

Dowód. Jak w poprzednim twierdzeniu zakładamy, że $s = 0$. Jednoznaczność rozwiązania już znamy. By wykazać jego istnienie posłużymy się konstrukcją z użyciem metody kolejnych przybliżeń. Określamy $X_t^{(0)}(\omega) := \xi(\omega)$ oraz indukcyjnie

$$X_t^{(n)} := \xi + \int_0^t b(X_r^{(n-1)})dr + \int_0^t \sigma(X_r^{(n-1)})dW_r. \quad (14.2)$$

Definicja jest poprawna (tzn. całki są dobrze określone), gdyż $X_t^{(n)}$ są procesami ciągłymi, adaptowanymi. Ponadto indukcyjnie pokazujemy, że funkcja $r \rightarrow \mathbb{E}|X_r^{(n)}|^2$ jest ograniczona na przedziałach skończonych:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}|X_t^{(n)}|^2 &\leq 3 \left[\mathbb{E}\xi^2 + \mathbb{E} \left(\int_0^t |b(X_r^{(n-1)})|dr \right)^2 + \mathbb{E} \left(\int_0^t \sigma(X_r^{(n-1)})dW_r \right)^2 \right] \\ &\leq 3 \left[\mathbb{E}\xi^2 + t \mathbb{E} \int_0^t |b(X_r^{(n-1)})|^2 dr + \mathbb{E} \int_0^t |\sigma(X_r^{(n-1)})|^2 dr \right] \\ &\leq 3 \left[\mathbb{E}\xi^2 + \tilde{L}^2(1+t) \sup_{0 \leq r \leq t} \mathbb{E}|X_r^{(n-1)}|^2 \right]. \end{aligned}$$

Zatem $X^{(n)} \in \mathcal{L}_t^2$, a więc również $\sigma(X^{(n)}) \in \mathcal{L}_t^2$.

Zauważmy, że wobec nierówności $(a+b)^2 \leq 2a^2 + 2b^2$ i niezależności ξ i W_t , dla $t \leq t_0$ zachodzi

$$\begin{aligned} \mathbb{E}|X_t^{(1)} - X_t^{(0)}|^2 &= \mathbb{E} \left(\int_0^t b(\xi)dr + \int_0^t \sigma(\xi)dW_r \right)^2 = \mathbb{E}(b(\xi)t + \sigma(\xi)W_t)^2 \\ &\leq 2t^2 \mathbb{E}b(\xi)^2 + 2\mathbb{E}\sigma(\xi)^2 \mathbb{E}W_t^2 \leq 2\tilde{L}^2(1 + \mathbb{E}\xi^2)(t + t^2) \leq C, \end{aligned}$$

gdzie $C = C(t_0) = 2\tilde{L}^2(1 + \mathbb{E}\xi^2)(t_0 + t_0^2)$. Podobnie szacujemy dla $t \leq t_0$,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}|X_t^{(n+1)} - X_t^{(n)}|^2 &= \mathbb{E} \left[\int_0^t (b(X_r^{(n)}) - b(X_r^{(n-1)}))dr + \int_0^t (\sigma(X_r^{(n)}) - \sigma(X_r^{(n-1)}))dW_r \right]^2 \\ &\leq 2\mathbb{E} \left[\int_0^t |b(X_r^{(n)}) - b(X_r^{(n-1)})|dr \right]^2 + 2\mathbb{E} \left[\int_0^t (\sigma(X_r^{(n)}) - \sigma(X_r^{(n-1)}))dW_r \right]^2 \\ &\leq 2\mathbb{E} \left[\int_0^t L|X_r^{(n)} - X_r^{(n-1)}|dr \right]^2 + 2\mathbb{E} \int_0^t |\sigma(X_r^{(n)}) - \sigma(X_r^{(n-1)})|^2 dr \\ &\leq 2L^2(t+1)\mathbb{E} \int_0^t |X_r^{(n)} - X_r^{(n-1)}|^2 dr \leq C_1 \int_0^t \mathbb{E}|X_r^{(n)} - X_r^{(n-1)}|^2 dr, \end{aligned}$$

gdzie $C_1 = C_1(t_0) = 2L^2(t_0 + 1)$. Iterując to szacowanie dostajemy

$$\begin{aligned} \mathbb{E}|X_t^{(n+1)} - X_t^{(n)}|^2 &\leq C_1^2 \int_0^t \int_0^{r_1} \mathbb{E}|X_{r_2}^{(n-1)} - X_{r_2}^{(n-2)}|^2 dr_2 dr_1 \\ &\leq \dots \leq C_1^n \int_0^t \int_0^{r_1} \dots \int_0^{r_{n-1}} \mathbb{E}|X_{r_n}^{(1)} - X_{r_n}^{(0)}|^2 dr_n \dots dr_1 \\ &\leq C_1^n C \int_0^t \int_0^{r_1} \dots \int_0^{r_{n-1}} dr_n \dots dr_1 = CC_1^n \frac{t^n}{n!}. \end{aligned}$$

Pokazaliśmy zatem, że $\|X_t^{(n+1)} - X_t^{(n)}\|_{L_2}^2 \leq CC_1^n \frac{t^n}{n!}$ dla $t \leq t_0$. Ponieważ szereg $\sum_n (CC_1^n \frac{t^n}{n!})^{1/2}$ jest zbieżny, więc $(X_t^{(n)})_{n \geq 0}$ jest ciągiem Cauchy'ego w L_2 , czyli jest zbieżny. Z uwagi na jednorodność szacowań wykazaliśmy istnienie X_t takiego, że

$$X_t^{(n)} \rightarrow X_t \text{ w } L_2 \text{ jednostajnie na przedziałach ograniczonych.}$$

Stąd też wynika, że $t \mapsto \mathbb{E}X_t^2$ jest ograniczona na przedziałach ograniczonych.

Wykażemy teraz, że $X_t^{(n)}$ z prawdopodobieństwem 1 zbiega do X_t niemal jednostajnie. Zauważmy, że dla $t_0 < \infty$,

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}\left(\sup_{t \leq t_0} |X_t^{(n+1)} - X_t^{(n)}| \geq \frac{1}{2^n}\right) \\ & \leq \mathbb{P}\left(\sup_{t \leq t_0} \int_0^t |b(X_r^{(n)}) - b(X_r^{(n-1)})| dr \geq \frac{1}{2^{n+1}}\right) \\ & \quad + \mathbb{P}\left(\sup_{t \leq t_0} \left| \int_0^t (\sigma(X_r^{(n)}) - \sigma(X_r^{(n-1)})) dW_r \right| \geq \frac{1}{2^{n+1}}\right) =: I_1 + I_2. \end{aligned}$$

Mamy

$$\begin{aligned} I_1 & \leq \mathbb{P}\left(\int_0^{t_0} |b(X_r^{(n)}) - b(X_r^{(n-1)})| dr \geq \frac{1}{2^{n+1}}\right) \\ & \leq 4^{n+1} \mathbb{E}\left(\int_0^{t_0} |b(X_r^{(n)}) - b(X_r^{(n-1)})| dr\right)^2 \\ & \leq 4^{n+1} L^2 \mathbb{E}\left(\int_0^{t_0} |X_r^{(n)} - X_r^{(n-1)}| dr\right)^2 \leq 4^{n+1} L^2 t_0 \mathbb{E} \int_0^{t_0} |X_r^{(n)} - X_r^{(n-1)}|^2 dr \\ & \leq 4^{n+1} L^2 t_0 \int_0^{t_0} C C_1^{n-1} \frac{r^{n-1}}{(n-1)!} dr = 4^{n+1} L^2 C C_1^{n-1} t_0^{n+1} \frac{1}{n!}. \end{aligned}$$

Z nierówności Dooba dla martyngału $\int (\sigma(X^{(n)}) - \sigma(X^{(n-1)})) dW$ dostajemy

$$\begin{aligned} I_2 & \leq 4^{n+1} \mathbb{E} \sup_{t \leq t_0} \left| \int_0^t (\sigma(X_r^{(n)}) - \sigma(X_r^{(n-1)})) dW_r \right|^2 \\ & \leq 4^{n+2} \mathbb{E} \left| \int_0^{t_0} (\sigma(X_r^{(n)}) - \sigma(X_r^{(n-1)})) dW_r \right|^2 \\ & = 4^{n+2} \mathbb{E} \int_0^{t_0} (\sigma(X_r^{(n)}) - \sigma(X_r^{(n-1)}))^2 dr \leq 4^{n+2} L^2 \mathbb{E} \int_0^{t_0} |X_r^{(n)} - X_r^{(n-1)}|^2 dr \\ & \leq 4^{n+2} L^2 C C_1^{n-1} t_0^n \frac{1}{n!}. \end{aligned}$$

Przyjmując

$$A_n := \left\{ \sup_{t \leq t_0} |X_t^{(n+1)} - X_t^{(n)}| \geq \frac{1}{2^n} \right\}$$

dostajemy

$$\sum_n \mathbb{P}(A_n) \leq \sum_n 4^{n+1} (4 + t_0) L^2 C C_1^{n-1} t_0^n \frac{1}{n!} < \infty,$$

więc $\mathbb{P}(\limsup A_n) = 0$. Zatem dla $t_0 < \infty$, ciąg procesów $X^{(n)}$ zbiega niemal jednostajnie na $[0, t_0]$ z prawdopodobieństwem 1, czyli z prawdopodobieństwem 1 zbiega niemal jednostajnie na $[0, \infty)$. Ewentualnie modyfikując X i $X^{(n)}$ na zbiorze miary zero widzimy, że X jest granicą niemal jednostajną $X^{(n)}$, czyli X ma trajektorie ciągłe.

Ze zbieżności $X_r^{(n)}$ do X_r w L_2 , jednostajnej na $[0, t]$ oraz lipschitzowskości b i σ łatwo wynika zbieżność w L_2 , $\int_0^t b(X_r^{(n)}) dr$ i $\int_0^t \sigma(X_r^{(n)}) dr$ do odpowiednio $\int_0^t b(X_r) dr$ i $\int_0^t \sigma(X_r) dW_r$, zatem możemy przejść w (14.2) do granicy by otrzymać dla ustalonego $t < T$

$$X_t := \xi + \int_0^t b(X_r) dr + \int_0^t \sigma(X_r) dW_r \quad \text{p.n..}$$

Oba procesy X i $\xi + \int b(X) dr + \int \sigma(X) dW$ są ciągłe, zatem są nierozróżnialne. \square

Przykład 14.1. Stosując wzór Itô łatwo sprawdzić, że proces $X_t = \xi \exp(\lambda W_t - \frac{\lambda^2}{2}t)$ jest rozwiązaniem równania

$$dX_t = \lambda X_t dW_t, \quad X_0 = \xi.$$

Jest to jedyne rozwiązanie tego równania, gdyż $b = 0$ oraz $\sigma(x) = \lambda x$ są funkcjami lipschitzowskimi.

Przykład 14.2. Proces

$$X_t = e^{bt}\xi + \sigma \int_0^t e^{b(t-s)} dW_s$$

jest rozwiązaniem równania

$$dX_t = bX_t dt + \sigma dW_t, \quad X_0 = \xi.$$

Jest to jedyne rozwiązanie, gdyż funkcje $b(x) = bx$ oraz $\sigma(x) = s^2$ są lipschitzowskie. Jeśli $b < 0$ oraz ξ ma rozkład $\mathcal{N}(0, -\frac{1}{2b}\sigma^2)$, to proces X jest stacjonarny (proces Ornsteina-Uhlenbecka).

14.2. Równania niejednorodne

Często współczynniki równania zależą nie tylko od x , ale i od czasu.

Definicja 14.3. Załóżmy, że $b, \sigma: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ są funkcjami ciągłymi, a ξ zmienną losową \mathcal{F}_s -mierzalną. Mówimy, że proces $X = (X_t)_{t \in [s, T]}$ rozwiązuje *równanie stochastyczne*

$$dX_t = b(t, X_t)dt + \sigma(t, X_t)dW_t, \quad X_s = \xi, \quad (14.3)$$

jeśli

$$X_t = \xi + \int_s^t b(r, X_r)dr + \int_s^t \sigma(r, X_r)dW_r, \quad t \in [s, T].$$

Dla równania niejednorodnego naturalne są następujące warunki Lipschitza

$$\begin{aligned} |b(t, x) - b(t, y)| &\leq L|x - y|, & |b(t, x)| &\leq \tilde{L}\sqrt{1 + x^2}, \\ |\sigma(t, x) - \sigma(t, y)| &\leq L|x - y|, & |\sigma(t, x)| &\leq \tilde{L}\sqrt{1 + x^2}. \end{aligned}$$

Twierdzenie 14.3. Załóżmy, że funkcje b i σ spełniają warunki Lipschitza. Wówczas dla dowolnej zmiennej ξ , \mathcal{F}_s -mierzalnej takiej, że $\mathbb{E}\xi^2 < \infty$ istnieje dokładnie jedno rozwiązanie (14.3). Co więcej rozwiązanie to daje się otrzymać metodą kolejnych przybliżeń jak w przypadku jednorodnym.

Przykład 14.3. Równanie

$$dX_t = \sigma(t)X_t dW_t, \quad X_0 = \xi. \quad (14.4)$$

spełnia założenia twierdzenia, jeśli $\sup_t |\sigma(t)| < \infty$. By znaleźć jego rozwiązanie sformułujmy ogólniejszy fakt.

Stwierdzenie 14.1. Załóżmy, że M jest ciągłym martyngałem lokalnym, zaś Z_0 zmienną \mathcal{F}_0 -mierzalną. Wówczas proces $Z_t = \exp(M_t - \frac{1}{2}\langle M \rangle_t)$ jest martyngałem lokalnym takim, że $dZ_t = Z_t dM_t$, tzn. $Z_t = Z_0 + \int_0^t Z_s dM_s$.

Proces Z bywa nazywany *eksponentą stochastyczną*.

Dowód. Z wzoru Itô dla semimartyngału $X_t = M_t - \frac{1}{2}\langle M \rangle_t$ dostajemy

$$dZ_t = d(Z_0 e^{X_t}) = Z_0 e^{X_t} dX_t + \frac{1}{2} Z_0 e^{X_t} d\langle M \rangle_t = Z_0 e^{X_t} dM_t = Z_t dM_t.$$

Proces Z jest martyngałem lokalnym na mocy konstrukcji całki stochastycznej. \square

Wracając do Przykładu 14.3 zauważamy, że $M_t = \int_0^t \sigma(s) dW_s$ jest martyngałem lokalnym, więc rozwiązanie równania (14.4) ma postać

$$X_t = \xi \exp\left(M_t - \frac{1}{2}\langle M \rangle_t\right) = \xi \exp\left(\int_0^t \sigma(s) dW_s - \frac{1}{2} \int_0^t \sigma(s)^2 ds\right).$$

Przykład 14.4. Rozpatrzmy niejednorodne równanie liniowe postaci

$$dY_t = b(t)Y_t dt + \sigma(t)Y_t dW_t, \quad X_0 = \xi.$$

Współczynniki $b(t, y) = b(t)y$ i $\sigma(t, y) = \sigma(t)y$ spełniają warunki Lipschitza, jeśli $\sup_t |b(t)| < \infty$ oraz $\sup_t |\sigma(t)| < \infty$. By znaleźć rozwiązanie założymy, że jest postaci $X_t = g(t)Y_t$, gdzie $dY_t = \sigma(t)Y_t dW_t$, $Y_0 = \xi$, postać Y znamy z Przykładu 3. Wówczas, z dwuwymiarowego wzoru Itô

$$dX_t = g'(t)Y_t dt + g(t)dY_t = g'(t)Y_t dt + \sigma(t)X_t dW_t.$$

Wystarczy więc rozwiązać zwyczajne równanie różniczkowe

$$g'(t) = b(t)g(t), \quad g(0) = 1,$$

by dostać

$$X_t = Y_t g(t) = \xi \exp\left(\int_0^t \sigma(s) dW_s - \frac{1}{2} \int_0^t \sigma(s)^2 ds + \int_0^t b(s) ds\right).$$

14.3. Przypadek wielowymiarowy

Zanim sformułujemy odpowiednik wcześniejszych wyników dla przypadku wielowymiarowego wprowadzimy wygodne ustalenia notacyjne.

Definicja 14.4. Niech $W = (W^{(1)}, \dots, W^{(d)})$ będzie d -wymiarowym procesem Wienera. Dla $X = [X^{(i,j)}]_{1 \leq i \leq m, 1 \leq j \leq d}$ macierzy $m \times d$ złożonej z procesów z Λ_T^2 określamy m -wymiarowy proces

$$M_t = (M_t^{(1)}, \dots, M_t^{(m)}) = \int_0^t X_s dW_s, \quad 0 \leq t < T$$

wzorem

$$M_t^{(i)} = \sum_{j=1}^d \int_0^t X_s^{(i,j)} dW_s^{(j)}, \quad 1 \leq i \leq m.$$

Przy powyżej wprowadzonej notacji możemy zdefiniować wielowymiarowe równania stochastyczne.

Definicja 14.5. Załóżmy, że $b: \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R}^m, \sigma: \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R}^{m \times d}$ są funkcjami ciągłymi, $W = (W^{(1)}, \dots, W^{(d)})$ jest d -wymiarowym procesem Wienera, a $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_m)$, m -wymiarowym, \mathcal{F}_s -mierzalnym wektorem losowym. Mówimy, że m -wymiarowy proces $X = (X_t^{(1)}, \dots, X_t^{(m)})_{t \in [s, T]}$ rozwiązuje *jednorodne wielowymiarowe równanie stochastyczne*

$$dX_t = b(X_t)dt + \sigma(X_t)dW_t, \quad X_s = \xi,$$

jeśli

$$X_t = \xi + \int_s^t b(X_r)dr + \int_s^t \sigma(X_r)dW_r, \quad t \in [s, T].$$

Tak jak w przypadku jednowymiarowym dowodzimy:

Twierdzenie 14.4. *Załóżmy, że $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_m)$ jest m -wymiarowym, \mathcal{F}_s -mierzalnym wektorem losowym takim, że $\mathbb{E}\xi_j^2 < \infty$ dla $1 \leq j \leq m$, $b: \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R}^m, \sigma: \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R}^{d \times m}$ są funkcjami lipschitzowskimi oraz W jest d -wymiarowym procesem Wienera. Wówczas równanie*

$$dX_t = b(X_t)dt + \sigma(X_t)dW_t, \quad X_s = \xi$$

ma dokładnie jedno rozwiązanie $X = (X_t^{(1)}, \dots, X_t^{(m)})_{t \geq s}$. Ponadto

$$\mathbb{E} \sup_{s \leq t \leq u} \mathbb{E}|X_t^{(i)}|^2 < \infty \quad \text{dla } u < \infty.$$

14.4. Generator procesu dyfuzji.

W tej części zakładamy, że $b = (b_i)_{i \leq m}: \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R}^m, \sigma = (\sigma_{i,j})_{i \leq m, j \leq d}: \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R}^{m \times d}$ są funkcjami ciągłymi, zaś $W = (W^{(1)}, \dots, W^{(d)})$ jest d -wymiarowym procesem Wienera.

Definicja 14.6. *Generatorem m -wymiarowego procesu dyfuzji spełniającego stochastyczne równanie różniczkowe*

$$dX_t = b(X_t)dt + \sigma(X_t)dW_t$$

nazywamy operator różniczkowy drugiego rzędu dany wzorem

$$Lf(x) = \sum_{i=1}^n b_i(x) \frac{\partial f}{\partial x_i}(x) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^d \sigma_{i,j}(x) \frac{\partial^2 f}{\partial x_i \partial x_j}(x), \quad f \in C^2(\mathbb{R}^m).$$

Definicja ta jest motywowana przez poniższy prosty, ale bardzo ważny fakt.

Stwierdzenie 14.2. *Załóżmy, że L jest generatorem procesu dyfuzji spełniającego równanie $dX_t = b(X_t)dt + \sigma(X_t)dW_t$. Wówczas dla dowolnej funkcji $f \in C^2(\mathbb{R}^m)$ takiej, że $f(X_0)$ jest całkowalne, proces $M_t^f := f(X_t) - \int_0^t Lf(X_s)ds$ jest ciągłym martyngałem lokalnym. Ponadto, jeśli f ma dodatkowo nośnik zwarty, to M_t^f jest martyngałem.*

Dowód. Ze wzoru Itô łatwo sprawdzić, że

$$M_t^f = f(X_0) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^d \int_0^t \sigma_{i,j}(X_s) \frac{\partial f}{\partial x_i}(X_s) dW_s^{(j)} \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c.$$

Jeśli $f \in C_{\text{zw}}^2(\mathbb{R}^m)$, to funkcje $\sigma_{i,j}(x) \frac{\partial f}{\partial x_i}(x)$ są ciągłe i mają nośnik zwarty w \mathbb{R}^m , więc są ograniczone, zatem procesy $\sigma_{i,j}(X_t) \frac{\partial f}{\partial x_i}(X_t)$ należą do \mathcal{L}_T^2 dla dowolnego $T < \infty$, więc M_t^f jest martyngałem (a nawet martyngałem całkowalnym z kwadratem). \square

Uwaga 14.3. Założenie o zwartym nośniku f można w wielu przykładach istotnie osłabić. Załóżmy, że współczynniki b i σ są lipschitzowskie oraz $X_0 \in L_2$. Wówczas, jak wiemy, X_t jest całkowalny z kwadratem oraz $\sup_{t \leq T} \mathbb{E}X_t^2 < \infty$ dla $T < \infty$. Stąd nietrudno sprawdzić (używając lipschitzowskości $\sigma_{i,j}$), że jeśli pochodne f są ograniczone, to $\sigma_{i,j}(X_t) \frac{\partial f}{\partial x_i}(X_t) \in \mathcal{L}_T^2$ dla $T < \infty$, zatem M_t^f jest martyngałem.

Przykład 14.5. Generatorem d -wymiarowego procesu Wienera jest operator $Lf = \frac{1}{2}\Delta f$. Jeśli $X = (X_1, \dots, X_d)$ spełnia

$$dX_t^{(i)} = bX_t^{(i)}dt + \sigma dW_t^{(i)}, \quad i = 1, \dots, m,$$

(m -wymiarowy proces Ornsteina-Uhlenbecka), to $Lf(x) = b\langle x, \nabla f(x) \rangle + \frac{1}{2}\sigma^2\Delta f$.

Wykład zakończymy przykładem pokazującym związek między stochastycznymi równaniami różniczkowymi a równaniami cząstkowymi. Dokładna analiza takich związków jest ważną dziedziną łączącą rozumowania analityczne i probabilistyczne. Nieco więcej na ten temat można się będzie dowiedzieć na przedmiocie Procesy Stochastyczne.

Przykład 14.6. Dla $x \in \mathbb{R}^m$ niech X_t^x będzie rozwiązaniem równania stochastycznego

$$dX_t^x = b(X_t^x)dt + \sigma(X_t^x)dW_t, \quad X_0^x = x,$$

zaś L odpowiadającym mu generatorem. Załóżmy, że D jest obszarem ograniczonym oraz f spełnia równanie cząstkowe

$$Lf(x) = 0, \quad x \in D, \quad f(x) = h(x), \quad x \in \partial D.$$

Założmy dodatkowo, że f daje się rozszerzyć do funkcji klasy C^2 na pewnym otoczeniu D . Wówczas f się rozszerza też do funkcji klasy $C_{zw}^2(\mathbb{R}^m)$. Wybierzmy $x \in D$ i określmy

$$\tau = \inf\{t > 0: X_t^x \notin D\}.$$

Wiemy, że proces $M_t = f(X_t^x) - \int_0^t Lf(X_s^x)ds$ jest martyngałem, zatem martyngałem jest również $M_{t \wedge \tau}$, ale

$$M_{t \wedge \tau} = f(X_{t \wedge \tau}^x) - \int_0^{t \wedge \tau} Lf(X_s^x)ds = f(X_{t \wedge \tau}^x),$$

w szczególności

$$\mathbb{E}f(X_{t \wedge \tau}^x) = \mathbb{E}M_{t \wedge \tau} = \mathbb{E}M_0 = f(x).$$

Jeśli dodatkowo $\tau < \infty$ p.n. (to założenie jest spełnione np. dla procesu Wienera), to z twierdzenia Lebesgue'a o zbieżności zmajoryzowanej

$$f(x) = \mathbb{E}f(X_{t \wedge \tau}^x) \rightarrow \mathbb{E}f(X_\tau^x) = \mathbb{E}h(X_\tau^x).$$

Otrzyaliśmy więc stochastyczną reprezentację rozwiązania eliptycznego równania cząstkowego.

Podobne rozumowanie pokazuje, że (przy pewnych dodatkowych założeniach) rozwiązanie równania

$$Lf(x) = g(x), \quad x \in D, \quad f(x) = h(x), \quad x \in \partial D$$

ma postać zadaną wzorem Feynmana-Kaca

$$f(x) = \mathbb{E}h(X_\tau^x) = \mathbb{E} \int_0^\tau g(X_s^x)ds, \quad x \in D.$$

14.5. Zadania

Ćwiczenie 14.1. Zweryfikuj rachunki dla procesu Ornsteina-Uhlenbecka z Przykładu 14.2.

Ćwiczenie 14.2. i) Wykaż, że dla $x, \sigma, b \in \mathbb{R}$ istnieje dokładnie jeden proces $X = (X_t)_{t \geq 0}$ taki, że

$$X_t = x + \sigma \int_0^t X_s dW_s + b \int_0^t X_s ds.$$

Ponadto $\sup_{t \leq u} \mathbb{E}X_t^2 < \infty$ dla $u < \infty$.

ii) Oblicz $\mathbb{E}X_t$.

iii) Znajdź stochastyczne równania różniczkowe spełnione przez X^2 i e^X .

Ćwiczenie 14.3. Wykaż, że rozwiązanie równania $dX = e^{-X} dW - \frac{1}{2} e^{-2X} dt$ eksploduje w skończonym czasie. *Wskazówka.* Rozpatrz proces $Y = e^X$.

Ćwiczenie 14.4. Wykaż, że rozwiązanie równania

$$dX_t = (1 + X_t)(1 + X_t^2)dt + (1 + X_t^2)dW_t$$

eksploduje w skończonym czasie. Ponadto wartość oczekiwana czasu do eksplozji jest skończona.

Ćwiczenie 14.5. Załóżmy, że $A(t)$ jest ciągłą funkcją na $[0, T]$ o wartościach w macierzach $m \times m$, $\sigma(t)$ jest ciągłą funkcją na $[0, T]$ o wartościach w macierzach $m \times d$, zaś $a(t)$ jest ciągłą funkcją na $[0, T]$ o wartościach w \mathbb{R}^m . Niech $S(t)$ będzie jedynym rozwiązaniem równania

$$\frac{dS(t)}{dt} = A(t)S(t), \quad S(0) = I.$$

Ponadto niech W będzie d -wymiarowym procesem Wienera, a ξ zmienną losową niezależną od W . Wykaż, że

$$a) \quad \xi(t) := S(t) \left(\xi + \int_0^t S^{-1}(s) a(s) ds \right)$$

jest rozwiązaniem równania deterministycznego

$$\frac{d\xi(t)}{dt} = A(t)\xi(t) + a(t), \quad \xi(0) = \xi,$$

$$b) \quad X(t) = S(t) \left(\xi + \int_0^t S^{-1}(s) a(s) ds + \int_0^t S^{-1}(s) \sigma(s) dW_s \right)$$

jest jedynym rozwiązaniem stochastycznego równania różniczkowego

$$dX_t = (A(t)X_t + a(t))dt + \sigma(t)dW_t, \quad X_0 = \xi.$$

15. Twierdzenie Girsanowa

W czasie tego wykładu przyjmujemy jak zwykle, że $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ jest ustaloną przestrzenią probabilistyczną. Będziemy konstruowali inne miary probabilistyczne na przestrzeni (Ω, \mathcal{F}) względem których proces Wienera z dryfem ma taki rozkład jak zwykły proces Wienera. Przez $\mathbb{E}X$ będziemy rozumieli zawsze wartość oczekiwaną względem \mathbb{P} , wartość oczekiwaną X względem innej miary \mathbb{Q} będziemy oznaczać $\mathbb{E}_{\mathbb{Q}}X$. Zauważmy, że jeśli $d\mathbb{Q} = Z d\mathbb{P}$, tzn. $\mathbb{Q}(A) = \int_A Z d\mathbb{P}$, to

$$\mathbb{E}_{\mathbb{Q}}X = \int X d\mathbb{Q} = \int X Z d\mathbb{P} = \mathbb{E}(XZ).$$

15.1. Przypadek dyskretny

Załóżmy, że zmienne Z_1, Z_2, \dots, Z_n są niezależne i mają standardowy rozkład normalny $\mathcal{N}(0, 1)$. Wprowadźmy nową miarę \mathbb{Q} na (Ω, \mathcal{F}) wzorem $d\mathbb{Q} = \exp(\sum_{i=1}^n \mu_i Z_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \mu_i^2) d\mathbb{P}$, tzn.

$$\mathbb{Q}(A) = \int_A \exp\left(\sum_{i=1}^n \mu_i Z_i(\omega) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \mu_i^2\right) d\mathbb{P}(\omega) \quad \text{dla } A \in \mathcal{F}.$$

Zauważmy, że

$$\mathbb{Q}(\Omega) = \mathbb{E} \exp\left(\sum_{i=1}^n \mu_i Z_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \mu_i^2\right) = \prod_{i=1}^n \mathbb{E} \exp\left(\mu_i Z_i - \frac{1}{2} \mu_i^2\right) = 1,$$

więc \mathbb{Q} jest miarą probabilistyczną na (Ω, \mathcal{F}) . Ponadto dla dowolnego zbioru $\Gamma \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$,

$$\begin{aligned} \mathbb{Q}((Z_1, \dots, Z_n) \in \Gamma) &= \mathbb{E} \exp\left(\sum_{i=1}^n \mu_i Z_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \mu_i^2\right) \mathbb{I}_{\{(Z_1, \dots, Z_n) \in \Gamma\}} \\ &= \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \int_{\Gamma} \exp\left(\sum_{i=1}^n \mu_i z_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \mu_i^2\right) \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n z_i^2\right) dz_1 \dots dz_n \\ &= \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \int_{\Gamma} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (z_i - \mu_i)^2\right) dz_1 \dots dz_n. \end{aligned}$$

Zatem względem miary \mathbb{Q} zmienne $Z_i - \mu_i$ są niezależne oraz mają rozkład $\mathcal{N}(0, 1)$.

Definiując $S_k = Z_1 + \dots + Z_k$ widzimy, że względem \mathbb{Q} zmienne $(S_k - \sum_{i=1}^k \mu_i)_{k \leq n}$ są sumami niezależnych standardowych zmiennych normalnych (czyli mają ten sam rozkład co $(S_k)_k$ względem \mathbb{P}). Podczas dalszej części wykładu pokażemy, że można podobny fakt sformułować w przypadku ciągłym, gdy S_k zastąpimy procesem Wienera, a sumy $\sum_{i=1}^k \mu_i$ całką $\int_0^t Y_s ds$.

15.2. Twierdzenie Girsanowa dla procesu Wienera

Załóżmy, że $T < \infty$, proces $Y = (Y_t)_{t < T}$ jest prognozowalny oraz $\int_0^T Y_t^2 < \infty$ p.n., wówczas $Y \in \Lambda_T^2$, proces $M_t = \int Y dW$ jest martyngałem lokalnym na $[0, T)$ oraz $\langle M \rangle = \int Y^2 dt$. Co

więcej można też określić wartość M i Z w punkcie T . Zatem jak wiemy (zob. Stwierdzenie 14.1) proces

$$Z_t := \exp\left(M_t - \frac{1}{2}\langle M \rangle_t\right) = \exp\left(\int_0^t Y_s dW_s - \frac{1}{2}\int_0^t Y_s^2 ds\right)$$

jest martyngałem lokalnym na $[0, T]$.

Lemat 15.1. *Jeśli M jest ciągłym martyngałem lokalnym na $[0, T]$, to proces $Z_t = \exp(M_t - \frac{1}{2}\langle M \rangle_t)$ jest martyngałem na przedziale skończonym $[0, T]$ wtedy i tylko wtedy, gdy $\mathbb{E}Z_T = 1$.*

Dowód. Implikacja "⇒" jest oczywista, bo $\mathbb{E}Z_T = \mathbb{E}Z_0 = 1$. Wystarczy więc udowodnić "⇐".

Wiemy, że Z jest nieujemnym martyngałem lokalnym, zatem jest nadmartyngałem (Stwierdzenie 9.6). Ustalmy $t \in [0, T]$, wówczas $Z_t \geq \mathbb{E}(Z_T | \mathcal{F}_t)$ p.n.. Ponadto $1 = \mathbb{E}Z_0 \geq \mathbb{E}Z_t \geq \mathbb{E}Z_T$, czyli, jeśli $\mathbb{E}Z_T = 1$, to $\mathbb{E}Z_t = 1$ i

$$\mathbb{E}(Z_t - \mathbb{E}(Z_T | \mathcal{F}_t)) = \mathbb{E}Z_t - \mathbb{E}Z_T = 0,$$

a więc $Z_t = \mathbb{E}(Z_T | \mathcal{F}_t)$ p.n.. □

Twierdzenie 15.1. *Załóżmy, że $T < \infty$, proces Y jest prognozowalny oraz $\int_0^T Y_s^2 ds < \infty$ p.n.. Niech $Z_t = \exp(\int_0^t Y_s dW_s - \frac{1}{2}\int_0^t Y_s^2 ds)$, wówczas, jeśli $\mathbb{E}Z_T = 1$ (czyli Z jest martyngałem na $[0, T]$), to proces*

$$V_t = W_t - \int_0^t Y_s ds, \quad t \in [0, T]$$

jest procesem Wienera na zmodyfikowanej przestrzeni propablistycznej $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{Q}_T)$, gdzie $d\mathbb{Q}_T = Z_T d\mathbb{P}$, tzn.

$$\mathbb{Q}_T(A) = \int_A Z_T d\mathbb{P}, \quad A \in \mathcal{F}.$$

Dowód. Zmienna Z_T jest nieujemna i $\mathbb{E}Z_T = 1$, więc \mathbb{Q}_T jest miarą probabilistyczną. Zauważmy też, że jeśli $\mathbb{P}(A) = 0$, to $\mathbb{Q}_T(A) = 0$, czyli zdarzenia, które zachodzą \mathbb{P} prawie na pewno, zachodzą też \mathbb{Q}_T prawie na pewno. Proces V jest ciągły, adaptowalny względem \mathcal{F}_t oraz $V_0 = 0$. Wystarczy zatem, na mocy Twierdzenia 13.5 wykazać, że dla $\lambda \in \mathbb{R}$, proces $U_t = U_t(\lambda) := \exp(\lambda V_t - \frac{1}{2}\lambda^2 t)$ jest martyngałem lokalnym względem \mathbb{Q}_T . Zauważmy, że

$$\begin{aligned} U_t Z_t &= \exp\left(\lambda V_t - \frac{1}{2}\lambda^2 t\right) \exp\left(\int_0^t Y_s dW_s - \frac{1}{2}\int_0^t Y_s^2 ds\right) \\ &= \exp\left(\lambda W_t + \int_0^t Y_s dW_s - \frac{1}{2}\int_0^t (2\lambda Y_s + \lambda^2 + Y_s^2) ds\right) \\ &= \exp\left(\int_0^t (\lambda + Y_s) dW_s - \frac{1}{2}\int_0^t (\lambda + Y_s)^2 ds\right) = \exp\left(N_t - \frac{1}{2}\langle N \rangle_t\right), \end{aligned}$$

gdzie $N = \int(\lambda + Y)dW \in \mathcal{M}_{\text{loc}}^c$. Zatem proces UZ jest martyngałem lokalnym względem \mathbb{P} , czyli istnieją $\tau_n \nearrow T$ takie, że $U^{\tau_n} Z^{\tau_n}$ jest martyngałem. Ustalmy n , wtedy dla dowolnego ograniczonego momentu zatrzymania τ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{\mathbb{Q}_T} U_0 &= \mathbb{E}(U_0 Z_T) = \mathbb{E}(U_0 \mathbb{E}(Z_T | \mathcal{F}_0)) = \mathbb{E}(U_0 Z_0) = \mathbb{E}(U_{\tau_n \wedge \tau} Z_{\tau_n \wedge \tau}) \\ &= \mathbb{E}(U_{\tau_n \wedge \tau} \mathbb{E}(Z_T | \mathcal{F}_{\tau_n \wedge \tau})) = \mathbb{E}(U_{\tau_n \wedge \tau} Z_T) = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}_T} U_{\tau_n \wedge \tau}, \end{aligned}$$

zatem z twierdzenia odwrotnego do twierdzenia Dooba wynika, że U^{τ_n} jest martyngałem względem \mathbb{Q}_T , czyli U jest \mathbb{Q}_T -martyngałem lokalnym. □

W pewnych zastosowaniach wygodnie jest mieć miarę względem której proces $W - \int Y ds$ jest procesem Wienera na całej półprostej $[0, \infty)$.

Twierdzenie 15.2. *Załóżmy, że $Y \in \Lambda_\infty^2$, zaś proces Z_t i miary \mathbb{Q}_T dla $T < \infty$ są określone jak poprzednio. Wówczas, jeśli $\mathbb{E}Z_t = 1$ dla wszystkich t (czyli Z jest martyngałem na $[0, \infty)$), to istnieje dokładnie jedna miara probabilistyczna \mathbb{Q} na $(\Omega, \mathcal{F}_\infty^W)$ taka, że $\mathbb{Q}(A) = \mathbb{Q}_T(A)$ dla $A \in \mathcal{F}_T^W$ i $T < \infty$. Proces $V = W - \int Y ds$ jest względem \mathbb{Q} procesem Wienera na $[0, \infty)$.*

Szkic Dowodu. Na zbiorach postaci $A = \{(W_{t_1}, W_{t_2}, \dots, W_{t_k}) \in \Gamma\}$, $0 \leq t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_k \leq T$, $\Gamma \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$ kładziemy $\mathbb{Q}(A) = \mathbb{Q}_T(A)$. Otrzymujemy w ten sposób zgodną rodzinę miar probabilistycznych, która na mocy twierdzenia Kołmogorowa przedłuża się w sposób jednoznaczny do miary \mathbb{Q} na \mathcal{F}_∞^W . \square

Uwaga 15.1. O ile miara \mathbb{Q}_T jest absolutnie ciągła względem \mathbb{P} (tzn. $\mathbb{Q}_T(A) = 0$, jeśli $\mathbb{P}(A) = 0$), to miara \mathbb{Q} zadana przez ostatnie twierdzenie taka być nie musi. Istotnie określmy $Y_t \equiv \mu \neq 0$, czyli $V_t = W_t - \mu t$. Niech

$$A := \left\{ \omega : \limsup \frac{1}{t} W_t(\omega) = 0 \right\},$$

$$B := \left\{ \omega : \limsup \frac{1}{t} V_t(\omega) = 0 \right\} = \left\{ \omega : \limsup \frac{1}{t} W_t(\omega) = \mu \right\}.$$

Wówczas z mocnego prawa wielkich liczb dla proceseu Wienera $\mathbb{P}(A) = 1$ oraz $\mathbb{P}(B) = 0$, z drugiej strony $\mathbb{Q}(B) = 1$, zatem miary \mathbb{P} i \mathbb{Q} są wzajemnie singularne na \mathcal{F}_∞^W , mimo, że po odcięciu do \mathcal{F}_T^W dla $T < \infty$ są względem siebie absolutnie ciągłe. Można pokazać, że albsolutna ciągłość \mathbb{Q} względem \mathbb{P} wiąże się z jednostajną całkowalnością martyngału Z .

Naturalne jest pytanie kiedy spełnione są założenia twierdzenia Girsanowa, czyli kiedy Z jest martyngałem. Użyteczne jest następujące kryterium.

Twierdzenie 15.3 (Kryterium Nowikowa). *Jeśli Y jest procesem prognozowalnym spełniającym warunek $\mathbb{E} \exp(\frac{1}{2} \int_0^T Y_s^2 ds) < \infty$, to spełnione są założenia twierdzenia Girsanowa, tzn. proces $Z = \exp(\int Y dW - \frac{1}{2} \int Y^2 dt)$ jest martyngałem na $[0, T]$.*

Kryterium Nowikowa jest konsekwencją silniejszego twierdzenia, które przedstawimy bez dowodu.

Twierdzenie 15.4. *Załóżmy, że M jest ciągłym martyngałem lokalnym takim, że dla wszystkich t , $\mathbb{E} \exp(\frac{1}{2} \langle M \rangle_t) < \infty$. Niech $Z_t = \exp(M_t - \frac{1}{2} \langle M \rangle_t)$, wówczas $\mathbb{E}Z_t = 1$ dla wszystkich t , czyli Z jest martyngałem.*

Twierdzenie Girsanowa można sformułować też w przypadku wielowymiarowym.

Twierdzenie 15.5. Załóżmy, że $Y = (Y^{(1)}, \dots, Y^{(d)})$ proces d -wymiarowy taki, że $Y^{(j)} \in \Lambda_T^2$ oraz $T < \infty$. Niech $W = (W^{(1)}, \dots, W^{(d)})$ będzie d -wymiarowym procesem Wienera oraz

$$Z_t = \exp \left(\sum_{i=1}^d \int_0^t Y_s^{(i)} dW_t^{(i)} - \frac{1}{2} \int_0^t |Y_s|^2 ds \right).$$

Wówczas, jeśli $\mathbb{E}Z_T = 1$ (czyli Z_t jest martyngałem na $[0, T]$), to proces

$$V_t = W_t - \int_0^t Y_s ds = \left(W_t^{(1)} - \int_0^t Y^{(1)} ds, \dots, W_t^{(d)} - \int_0^t Y_s^{(d)} ds \right)$$

jest procesem Wienera na $[0, T]$ względem miary probabilistycznej \mathbb{Q}_t takiej, że $d\mathbb{Q}_T = Z_T d\mathbb{P}$.

Kryterium Nowikowa w przypadku d -wymiarowym ma postać

Twierdzenie 15.6. Jeśli Y jest d -wymiarowym procesem prognozowalnym spełniającym warunek $\mathbb{E} \exp(\frac{1}{2} \int_0^T |Y_s|^2 ds) < \infty$, to spełnione są założenia twierdzenia Girsanowa.

15.3. Zadania

Ćwiczenie 15.1. Znajdź taką miarę probabilistyczną \mathbb{Q} na $(\Omega, \mathcal{F}_{\leq 1}^W)$, by proces $(W_t + 2t^4)_{0 \leq t \leq 1}$ był procesem Wienera względem \mathbb{Q} .

Ćwiczenie 15.2. Niech $T < \infty$, U będzie procesem Wienera na $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$,

$$Z_t = \exp \left(\int_0^t b(s, U_s) dU_s - \frac{1}{2} \int_0^t b^2(s, U_s) ds \right), \quad W_t := U_t - \int_0^t b(s, U_s) ds.$$

Stosując twierdzenie Girsanowa wykaż, że jeśli $\mathbb{E}Z_T = 1$, to istnieje miara probabilistyczna \mathbb{Q}_T taka, że na przestrzeni probabilistycznej $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{Q}_T)$, $(W_t)_{0 \leq t \leq T}$ jest procesem Wienera oraz

$$dU_t = b(t, U_t) dt + dW_t, \quad 0 \leq t \leq T, \quad U_0 = 0.$$

Ćwiczenie 15.3. Niech μ oznacza miarę Wienera na $C([0, 1])$ (tzn. rozkład wyznaczony przez proces Wienera na $[0, 1]$). Dla $h \in C([0, 1])$ określamy nową miarę μ_h wzorem $\mu_h(A) := \mu(h + A)$. Wykaż, że

a) jeśli $h(t) = \int_0^t g(s) ds$ dla $0 \leq t \leq 1$ oraz $g \in L_2[0, 1]$, to miara μ_h jest absolutnie ciągła względem μ oraz znajdź jej gęstość,

b*) jeśli h nie ma powyższej postaci, to miary μ i μ_h są wzajemnie singularne.

Literatura

- [1] P. Billingsley. *Prawdopodobieństwo i miara*. PWN, Warszawa, wydanie drugie, 2009.
- [2] G.M. Fichtenholz. *Rachunek różniczkowy i całkowy, t.3*. PWN, Warszawa, wydanie dziesiąte, 2007.
- [3] J. Jakubowski, R. Sztencel. *Wstęp do teorii prawdopodobieństwa*. Script, Warszawa, wydanie drugie, 2001.
- [4] I. Karatzas, S.E. Shreve. *Brownian motion and stochastic calculus*. Springer-Verlag, New York, wydanie drugie, 1991.
- [5] S. Łojasiewicz. *Wstęp do teorii funkcji rzeczywistych*. PWN, Warszawa, 1973.
- [6] D. Revuz, M. Yor. *Continuous martingales and Brownian motion*. Springer-Verlag, Berlin, wydanie trzecie, 1999.
- [7] W. Rudin. *Analiza rzeczywista i zespolona*. PWN, Warszawa, wydanie drugie, 2009.
- [8] W. Rudin. *Podstawy analizy matematycznej*. PWN, Warszawa, wydanie szóste, 2009.
- [9] A.D. Wentzell. *Wykłady z teorii procesów stochastycznych*. PWN, Warszawa, 1980.