

Лекция 11

Мартингалы

Пусть случайная последовательность такова, что все ее элементы, относящиеся к будущему, имеют одно и то же условное относительно настоящего и прошлого математическое ожидание, совпадающее с элементом, относящимся к настоящему. Такая последовательность называется *мартингалом*. На первый взгляд предложенное определение кажется слишком ограничительным, однако *класс мартингалов* оказался достаточно широким и важным с точки зрения приложений. Мартингалы были введены и изучены известным американским математиком Дж. Дубом.

Рассмотрим вероятностное пространство $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$. Сначала напомним определение условного математического ожидания. Пусть ξ – случайная величина, причем $\mathbf{E}|\xi| < +\infty$. Случайная величина η называется *условным математическим ожиданием* (у.м.о.) случайной величины ξ относительно σ -алгебры $\mathcal{G} \subset \mathcal{F}$, если 1) η является измеримой относительно σ -алгебры \mathcal{G} и 2) $\mathbf{E}(\xi; A) = \mathbf{E}(\eta; A)$ для произвольного множества $A \in \mathcal{G}$. Для у.м.о. используется обозначение $\mathbf{E}(\xi | \mathcal{G})$.

Описательно говоря, условное математическое ожидание – это более “грубая” случайная величина (измеримая относительно более “грубой” σ -алгебры), чем исходная, но при этом она сохраняет информацию о среднем значении исходной случайной величины по всем множествам из “грубой” σ -алгебры.

Отметим, что у.м.о. $\mathbf{E}(\xi | \mathcal{G})$ (в предположении, что $\mathbf{E}|\xi| < +\infty$) существует. Помимо стандартных свойств, присущих обычному математическому ожиданию, у.м.о. обладает некоторыми *специфическими свойствами*:

- 1) если $\mathbf{E}|\xi| < +\infty$, то $\mathbf{E}(\mathbf{E}(\xi | \mathcal{G})) = \mathbf{E}\xi$;
- 2) если случайная величина ξ не зависит от σ -алгебры \mathcal{G} и $\mathbf{E}|\xi| < +\infty$, то $\mathbf{E}(\xi | \mathcal{G}) = \mathbf{E}\xi$;
- 3) если $\mathbf{E}|\xi| < +\infty$ и $\mathcal{G}_1, \mathcal{G}_2$ – σ -алгебры, причем $\mathcal{G}_1 \subset \mathcal{G}_2 \subset \mathcal{F}$, то $\mathbf{E}(\mathbf{E}(\xi | \mathcal{G}_2) | \mathcal{G}_1) = \mathbf{E}(\xi | \mathcal{G}_1)$;
- 4) пусть ξ, η – случайные величины, причем η измерима относительно \mathcal{G} , тогда

$$\mathbf{E}(\xi\eta | \mathcal{G}) = \eta\mathbf{E}(\xi | \mathcal{G})$$

(предполагается, что $\mathbf{E}|\xi\eta| < +\infty$ и $\mathbf{E}|\xi| < +\infty$);

- 5) пусть $f(x, y)$ – измеримая числовая функция от $(x, y) \in \mathbb{R}^2$; пусть ξ, η – случайные величины, причем η измерима относительно \mathcal{G} , тогда

$$\mathbf{E}(f(\xi, \eta) | \mathcal{G}) = \mathbf{E}(f(\xi, y) | \mathcal{G})|_{y=\eta}$$

(запись в правой части означает, что сначала для каждого фиксированного y ищется условное математическое ожидание случайной величины $f(\xi, y)$, а затем в полученный результат вместо y подставляется случайная величина η ; при этом предполагается, что $\mathbf{E}|f(\xi, \eta)| < +\infty$ и $\mathbf{E}|f(\xi, y)| < +\infty$ для каждого фиксированного y).

Назовем *фильтрацией* последовательность таких σ -алгебр $\mathcal{F}_n \subset \mathcal{F}$, $n \in \mathbb{N}_0$, что $\mathcal{F}_n \subset \mathcal{F}_m$ при $n \leq m$ ($n, m \in \mathbb{N}_0$). Говорят, что случайная последовательность $\{X_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ *согласована* с фильтрацией $\{\mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$, если для каждого $n \in \mathbb{N}_0$ случайная величина X_n измерима относительно σ -алгебры \mathcal{F}_n .

Определение 1. Случайная последовательность $\{X_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ называется *мартингалом* относительно фильтрации $\{\mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$, если

- 1) случайная последовательность $\{X_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ согласована с фильтрацией $\{\mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$;
- 2) $\mathbf{E}|X_n| < +\infty$ при $n \in \mathbb{N}_0$;
- 3) при $n \leq m$ и $n, m \in \mathbb{N}_0$

$$\mathbf{E}(X_m | \mathcal{F}_n) = X_n. \quad (1)$$

Отметим, что иногда мартингал обозначают $\{X_n, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$. Суть соотношения (1) состоит в том, что если по известному прошлому и настоящему искать условное математическое ожидание элементов последовательности, относящихся к будущему, то достаточно знать только настоящее. Это напоминает нам определение марковской цепи, но там речь идет о распределении, а здесь о математическом ожидании.

Заметим, что (1) выполняется, если при $n \in \mathbb{N}_0$

$$\mathbf{E}(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) = X_n. \quad (2)$$

Покажем, например, что

$$\mathbf{E}(X_{n+2} | \mathcal{F}_n) = X_n. \quad (3)$$

Действительно, из (2) вытекает, что

$$\mathbf{E}(X_{n+2} | \mathcal{F}_{n+1}) = X_{n+1}.$$

Следовательно,

$$\mathbf{E}(\mathbf{E}(X_{n+2} | \mathcal{F}_{n+1}) | \mathcal{F}_n) = \mathbf{E}(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) = X_n. \quad (4)$$

Поскольку $\mathcal{F}_n \subset \mathcal{F}_{n+1}$, то в силу свойства 3) у.м.о.

$$\mathbf{E}(\mathbf{E}(X_{n+2} | \mathcal{F}_{n+1}) | \mathcal{F}_n) = \mathbf{E}(X_{n+2} | \mathcal{F}_n). \quad (5)$$

Из (4) и (5) следует требуемое соотношение (3).

Замечание 1. Определение мартингала $\{X(t), t \geq 0\}$ (с непрерывным временем) относительно фильтрации $\{\mathcal{F}_t, t \geq 0\}$ аналогично определению 1. В частности, соотношение (1) заменяется на следующее: при $0 \leq s \leq t$

$$\mathbf{E}(X(t) | \mathcal{F}_s) = X(s).$$

Примеры мартингалов. а) *Случайное блуждание с нулевым сносом.* Пусть $\varkappa_1, \varkappa_2, \dots$ – независимые одинаково распределенные случайные величины, причем $\mathbf{E}\varkappa_1 = 0$. Положим $S_0 = 0$, $S_n = \sum_{i=1}^n \varkappa_i$, $n \in \mathbb{N}$. Случайная

последовательность $\{S_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ является мартингалом относительно естественной фильтрации $\mathcal{F}_n = \sigma\{S_0, \dots, S_n\}, n \in \mathbb{N}_0$. Действительно,

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(S_{n+1} | \mathcal{F}_n) &= \mathbf{E}(S_n + \varkappa_{n+1} | \mathcal{F}_n) = \\ &= \mathbf{E}(S_n | \mathcal{F}_n) + \mathbf{E}(\varkappa_{n+1} | \mathcal{F}_n) = S_n. \end{aligned}$$

Мы воспользовались тем, что случайная величина S_n измерима относительно σ -алгебры \mathcal{F}_n , а случайная величина \varkappa_{n+1} не зависит от σ -алгебры \mathcal{F}_n и, следовательно, по свойству 2) у.м.о. $\mathbf{E}(\varkappa_{n+1} | \mathcal{F}_n) = \mathbf{E}\varkappa_{n+1} = 0$. Итак, выполнено соотношение (2).

б) *Случайное блуждание в показателе экспоненты.* Пусть ξ_1, ξ_2, \dots – последовательность независимых случайных величин, причем $\mathbf{E}\xi_i = a_i$, где a_i конечно и не равно 0 (при всех $i \in \mathbb{N}$). Тогда последовательность

$$X_n = \prod_{i=1}^n \frac{\xi_i}{a_i}, \quad n \in \mathbb{N},$$

образует мартингал относительно фильтрации $\mathcal{F}_n = \sigma\{\xi_1, \dots, \xi_n\}, n \in \mathbb{N}$. Действительно, по свойству 4) у.м.о.

$$\mathbf{E}(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) = \prod_{i=1}^n \frac{\xi_i}{a_i} \mathbf{E}\left(\frac{\xi_{n+1}}{a_{n+1}} \middle| \mathcal{F}_n\right) = X_n \mathbf{E}\left(\frac{\xi_{n+1}}{a_{n+1}} \middle| \mathcal{F}_n\right)$$

и по свойству 2) у.м.о.

$$\mathbf{E}\left(\frac{\xi_{n+1}}{a_{n+1}} \middle| \mathcal{F}_n\right) = \mathbf{E}\frac{\xi_{n+1}}{a_{n+1}} = 1.$$

Следовательно,

$$\mathbf{E}(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) = X_n.$$

Интересен частный случай, когда $\varkappa_1, \varkappa_2, \dots$ – независимые одинаково распределенные случайные величины, причем $a := \mathbf{E} \exp(\varkappa_1) < +\infty$, и $S_0 = 0$, $S_n = \sum_{i=1}^n \varkappa_i, n \in \mathbb{N}$. Тогда последовательность

$$X_n = \frac{e^{S_n}}{a^n}, \quad n \in \mathbb{N}_0,$$

образует мартингал относительно фильтрации $\mathcal{F}_n = \sigma\{S_0, \dots, S_n\}, n \in \mathbb{N}_0$.

в) *Ветвящийся процесс Гальтона-Ватсона.* Пусть $\{Z_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – ветвящийся процесс Гальтона-Ватсона, причем $m := \mathbf{E}Z_1 \in (0, +\infty)$. Тогда случайная последовательность $\{Z_n/m^n, n \in \mathbb{N}_0\}$ является мартингалом относительно естественной фильтрации $\mathcal{F}_n = \sigma\{Z_0, \dots, Z_n\}, n \in \mathbb{N}_0$ (напомним, что m – математическое ожидание численности непосредственного потомства одной частицы). Действительно, пусть $\alpha_1, \alpha_2, \dots$ – размеры потомства в $(n+1)$ -ом поколении от первой, второй и т.д. частиц n -го поколения. Тогда $Z_{n+1} = \alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_{Z_n}$, причем $\alpha_1, \alpha_2, \dots$ – независимые случайные величины и последовательность $\{\alpha_1, \alpha_2, \dots\}$ не зависит от \mathcal{F}_n . Пусть $A \in \mathcal{F}_n$, тогда

$$\mathbf{E}\left(\frac{Z_{n+1}}{m^{n+1}}; A\right) = \mathbf{E}\left(\frac{\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_{Z_n}}{m^{n+1}}; A\right) =$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbf{E} \left(\frac{\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k}{m^{n+1}}; A \cap \{Z_n = k\} \right).$$

Так как случайная величина $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k$ не зависит от события $A \cap \{Z_n = k\}$, то

$$\begin{aligned} & \mathbf{E} \left(\frac{\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k}{m^{n+1}}; A \cap \{Z_n = k\} \right) = \\ &= \mathbf{E} \left(\frac{\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k}{m^{n+1}} \right) \mathbf{P}(A \cap \{Z_n = k\}) = \\ &= \frac{km}{m^{n+1}} \mathbf{P}(A \cap \{k = Z_n\}) = \frac{k}{m^n} \mathbf{P}(A \cap \{Z_n = k\}). \end{aligned}$$

Таким образом,

$$\mathbf{E} \left(\frac{Z_{n+1}}{m^{n+1}}; A \right) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{k}{m^n} \mathbf{P}(A \cap \{Z_n = k\}) = \mathbf{E} \left(\frac{Z_n}{m^n}; A \right),$$

что требовалось доказать.

г) *Броуновское движение.* Пусть $\{W(t), t \geq 0\}$ – броуновское движение. Введем естественную фильтрацию $\mathcal{F}_t = \sigma\{W(s), 0 \leq s \leq t\}, t \geq 0$. Относительно этой фильтрации мартингалами являются 1) само броуновское движение, 2) процесс $\{W^2(t) - t, t \geq 0\}$ и 3) при каждом $u \in \mathbb{R}$ процесс $\{\exp(uW(t) - u^2t/2), t \geq 0\}$. Рассмотрим, например, процесс 2). По определению броуновского движения $\mathbf{E}W^2(t) = t$ и, значит, $\mathbf{E}W^2(t) < +\infty$ при $t \geq 0$. Заметим, что при $0 \leq s \leq t$

$$\begin{aligned} W^2(t) &= [W(s) + (W(t) - W(s))]^2 = \\ &= W^2(s) + 2W(s)(W(t) - W(s)) + (W(t) - W(s))^2, \end{aligned}$$

поэтому

$$\begin{aligned} & \mathbf{E}(W^2(t) \mid \mathcal{F}_s) = \mathbf{E}(W^2(s) \mid \mathcal{F}_s) + \\ & + 2\mathbf{E}(W(s)(W(t) - W(s)) \mid \mathcal{F}_s) + \mathbf{E}\left((W(t) - W(s))^2 \mid \mathcal{F}_s\right) = \\ &= W^2(s) + 2W(s)\mathbf{E}(W(t) - W(s) \mid \mathcal{F}_s) + \mathbf{E}\left((W(t) - W(s))^2 \mid \mathcal{F}_s\right) \quad (6) \end{aligned}$$

(здесь использовано то, что случайная величина $W(s)$ измерима относительно σ -алгебры \mathcal{F}_s). Поскольку броуновское движение – процесс с независимыми приращениями, то случайная величина $W(t) - W(s)$ не зависит от σ -алгебры \mathcal{F}_s и, следовательно,

$$\mathbf{E}(W(t) - W(s) \mid \mathcal{F}_s) = \mathbf{E}(W(t) - W(s)) = 0, \quad (7)$$

$$\mathbf{E}\left((W(t) - W(s))^2 \mid \mathcal{F}_s\right) = \mathbf{E}(W(t) - W(s))^2 = t - s. \quad (8)$$

Из соотношений (6)-(8) находим, что

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(W^2(t) - t \mid \mathcal{F}_s) &= \mathbf{E}(W^2(t) \mid \mathcal{F}_s) - t = \\ &= W^2(s) + (t - s) - t = W^2(s) - s, \end{aligned}$$

что требовалось показать.

Определение 2. Случайная последовательность $\{X_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ называется *субмартингалом* относительно фильтрации $\{\mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$, если

- 1) случайная последовательность $\{X_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ согласована с фильтрацией $\{\mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$;
- 2) $\mathbf{E}|X_n| < +\infty$ при $n \in \mathbb{N}_0$;
- 3) при $n \leq m$ и $n, m \in \mathbb{N}_0$

$$\mathbf{E}(X_m | \mathcal{F}_n) \geq X_n. \quad (9)$$

Аналогично определяется супермартингал, но только в (9) вместо символа \geq надо использовать символ \leq . Отметим, что если $\{X_n, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – субмартингал, то $\{-X_n, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – супермартингал.

Теорема 1. Пусть $\{X_n, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – мартингал и $f(x), x \in \mathbb{R}$, – выпуклая вниз числовая функция, причем $\mathbf{E}|f(X_n)| < +\infty$ при $n \in \mathbb{N}_0$. Тогда $\{f(X_n), \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – субмартингал. Если при этом функция f не убывает, то утверждение верно и в случае, когда $\{X_n, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – субмартингал.

Доказательство. Так как функция выпукла вниз, ее график находится не ниже опорной прямой в произвольной точке x_0 , т.е. при всех $x \in \mathbb{R}$

$$f(x) \geq f(x_0) + f'_+(x_0)(x - x_0)$$

(здесь $f'_+(x_0)$ – производная справа) и, следовательно, при $n \leq m$ и $n, m \in \mathbb{N}_0$

$$f(X_m) \geq f(X_n) + f'_+(X_n)(X_m - X_n).$$

Откуда, переходя к условным математическим ожиданиям, получаем, что

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(f(X_m) | \mathcal{F}_n) &\geq \mathbf{E}(f(X_n) | \mathcal{F}_n) + \mathbf{E}(f'_+(X_n)(X_m - X_n) | \mathcal{F}_n) = \\ &= f(X_n) + f'_+(X_n)\mathbf{E}(X_m - X_n | \mathcal{F}_n). \end{aligned} \quad (10)$$

Если $\{X_n\}$ – мартингал, то $\mathbf{E}(X_m - X_n | \mathcal{F}_n) = \mathbf{E}(X_m | \mathcal{F}_n) - X_n = 0$ и, следовательно, правая часть соотношения (10) равна $f(X_n)$. Если же $\{X_n\}$ – субмартингал и функция f не убывает, то $\mathbf{E}(X_m - X_n | \mathcal{F}_n) \geq 0$ и $f'_+(X_n) \geq 0$ и, следовательно, правая часть соотношения (10) не меньше $f(X_n)$. Теорема доказана.

Примеры субмартингалов. а) *Случайное блуждание с положительным сносом.* Пусть $\varkappa_1, \varkappa_2, \dots$ – независимые одинаково распределенные случайные величины, причем $\mathbf{E}\varkappa_1 > 0$. Положим $S_0 = 0, S_n = \sum_{i=1}^n \varkappa_i, n \in \mathbb{N}$. Последовательность $\{S_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ является субмартингалом относительно фильтрации $\mathcal{F}_n = \sigma\{S_0, \dots, S_n\}, n \in \mathbb{N}_0$. Действительно, при $n \in \mathbb{N}_0$

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(S_{n+1} | \mathcal{F}_n) &= \mathbf{E}(S_n + \varkappa_{n+1} | \mathcal{F}_n) = \\ &= \mathbf{E}(S_n | \mathcal{F}_n) + \mathbf{E}(\varkappa_{n+1} | \mathcal{F}_n) = S_n + \mathbf{E}\varkappa_{n+1} > S_n. \end{aligned}$$

б) Если $\{Z_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – ветвящийся процесс Гальтона-Ватсона, причем $m := \mathbf{E}Z_1 \in (0, +\infty)$ и $\mathbf{E}Z_1^2 < +\infty$, то последовательность $\{Z_n^2/m^{2n}, n \in \mathbb{N}_0\}$

– субмартигнал относительно естественной фильтрации (можно показать, что $\mathbf{E}Z_n^2 < +\infty$ при $n \in \mathbb{N}$, если $\mathbf{E}Z_1^2 < +\infty$).

в) В общем случае, если $\{X_n, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – мартигнал и $\mathbf{E}|X_n|^p < +\infty$ при $n \in \mathbb{N}_0$ для некоторого $p \geq 1$, то последовательность $\{|X_n|^p, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – субмартигнал; если же $\{X_n, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – субмартигнал и $\mathbf{E} \exp(X_n) < +\infty$ при $n \in \mathbb{N}_0$, то $\{\exp(X_n), \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – субмартигнал.

Говорят, что случайная последовательность $\{A_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ *предсказуема* относительно фильтрации $\{\mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$, если для каждого $n \in \mathbb{N}$ случайная величина A_n измерима не только относительно \mathcal{F}_n , но и относительно \mathcal{F}_{n-1} .

Теорема 2 (Дуб). Пусть $\{X_n, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – субмартигнал, тогда существует мартигнал $\{M_n, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ и предсказуемая относительно фильтрации $\{\mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ неубывающая случайная последовательность $\{A_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ с $A_0 = 0$, такие что п.н. при $n \in \mathbb{N}_0$

$$X_n = M_n + A_n. \quad (11)$$

Указанное разложение п.н. единственно.

Доказательство. Положим при $n \in \mathbb{N}$

$$\Delta X_n = X_n - X_{n-1}, \quad \Delta A_n = \mathbf{E}(\Delta X_n \mid \mathcal{F}_{n-1}), \quad A_n = A_0 + \sum_{k=1}^n \Delta A_k.$$

Поскольку $\{X_n, \mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – субмартигнал, то п.н. $\Delta A_n \geq 0$ при $n \in \mathbb{N}$ и, следовательно, последовательность $\{A_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ не убывает. Кроме того, случайная величина ΔA_n измерима относительно \mathcal{F}_{n-1} и, значит, случайная величина A_n измерима относительно \mathcal{F}_{n-1} . Покажем, что последовательность $M_n := X_n - A_n$ при $n \in \mathbb{N}$ является мартигалом относительно фильтрации $\{\mathcal{F}_n, n \in \mathbb{N}_0\}$. Действительно, при $n \in \mathbb{N}_0$

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(M_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) &= \mathbf{E}(X_{n+1} - A_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) = \\ &= \mathbf{E}(X_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) - \mathbf{E}(A_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) = \\ &= \mathbf{E}(\Delta X_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) + \mathbf{E}(X_n \mid \mathcal{F}_n) - A_{n+1} = \\ &= \Delta A_{n+1} + X_n - A_{n+1} = X_n - A_n = M_n. \end{aligned}$$

Итак, представление (11) установлено.

Пусть представление (11) справедливо. Положим $\Delta M_n = M_n - M_{n-1}$, $\Delta A_n = A_n - A_{n-1}$ при $n \in \mathbb{N}$, тогда $\Delta X_n = \Delta M_n + \Delta A_n$, $\mathbf{E}(\Delta M_n \mid \mathcal{F}_{n-1}) = 0$ и $\mathbf{E}(\Delta A_n \mid \mathcal{F}_{n-1}) = \Delta A_n$. Следовательно, при $n \in \mathbb{N}$

$$\mathbf{E}(\Delta X_n \mid \mathcal{F}_{n-1}) = \mathbf{E}(\Delta M_n \mid \mathcal{F}_{n-1}) + \mathbf{E}(\Delta A_n \mid \mathcal{F}_{n-1}) = \Delta A_n.$$

Таким образом, при $n \in \mathbb{N}$

$$A_n = A_0 + \sum_{k=1}^n \Delta A_k = \sum_{k=1}^n \mathbf{E}(\Delta X_k \mid \mathcal{F}_{k-1}),$$

т.е. последовательность $\{A_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ восстанавливается п.н. однозначно по последовательности $\{X_n, n \in \mathbb{N}_0\}$. Теорема доказана.

Замечание 2. Разложение Дуба справедливо для произвольной согласованной с фильтрацией $\{\mathcal{F}_n\}$ случайной последовательности $\{X_n\}$. В этом случае $\{A_n\}$ – предсказуемая относительно фильтрации $\{\mathcal{F}_n\}$ случайная последовательность.