

Б. П. Харламов

СОХРАНЕНИЕ МАРКОВОСТИ ПРИ ЗАМЕДЛЕННОМ ОТРАЖЕНИИ

§1. ВВЕДЕНИЕ

Отражение марковского диффузионного процесса с замедлением, по-видимому, впервые было исследовано в работе [1, с. 197], методом стохастического интегрирования, при котором учитывалось сохранение марковости процесса при отражении. Однако существуют примеры взаимодействия процесса с границей области задания, которые можно интерпретировать как отражение, при котором марковское свойство теряется, хотя и сохраняется свойство непрерывного полумарковского процесса. Приведём простой пример.

Пусть $w(t)$ ($t \geq 0$) – одномерный винеровский процесс. Для данного отрезка $[a, b]$ ($a < w(0) < b$) рассмотрим усеченный процесс

$$\bar{w}(t) = \begin{cases} b, & w(t) \geq b \\ w(t), & a < w(t) < b \\ a, & w(t) \leq a \end{cases}$$

при всех $t \geq 0$. Ясно, что этот процесс уже не является марковским. Однако он сохраняет полумарковость. Марковское свойство выполняется относительно момента первого выхода из любого открытого интервала внутри отрезка, а также из любых односторонних окрестностей граничных точек.

Полумарковский подход к проблеме отражения состоит в решении следующей задачи: определить полумарковскую переходную функцию процесса на границе так, чтобы он сохранял заданный диффузионный вид внутри интервала, т.е. до момента первого выхода на границу и в любое время схода с границы внутрь заданной области значений. При этом локально марковский процесс (внутри интервала) в общем случае теряет свою глобальную марковость. Задачи такого рода важны для приложений, где принимается во внимание состояние взаимодействия

Ключевые слова: Диффузионный, марковский, непрерывный полумарковский процесс, отражение, замедление, момент первого выхода, переходная функция, преобразование Лапласа, замена времени, дисконтинуум.

диффундирующей частицы с границей, приводящее к некоторому динамическому равновесию системы. В работе [3] был описан весь класс полумарковских процессов отражения для данного локально марковского диффузионного процесса. В работе [5] были доказаны условия, выделяющие в этом классе подкласс глобально марковских процессов. В настоящей работе мы продолжаем исследование процессов с полумарковским отражением. Целью исследования является получение формул, характеризующих замену времени, превращающую процесс с мгновенным отражением в процесс с замедленным отражением.

В работе [7] при анализе двумерного диффузионного процесса в окрестности плоского экрана фактически была рассмотрена замена времени в тангенциальной составляющей процесса относительно не изменённого хода времени нормальной составляющей. Это разделение процесса на две составляющие облегчило понимание ситуации, но вместе с этим замаскировало истинный механизм преобразования. На самом деле замена времени могла быть изучена на начальном этапе полумарковского подхода к проблеме замедленного отражения [3], а именно – замена времени у преобразованного процесса относительно хода времени у не преобразованного процесса. В настоящей статье устраняется эта недоработка нашей первой статьи на эту тему.

§2. ПОЛУМАРКОВСКАЯ ПЕРЕХОДНАЯ ФУНКЦИЯ НА ГРАНИЦЕ

Мы рассмотрим диффузионный процесс $X(t)$ на полупрямой $t \geq 0$ с одной границей области значений в нуле. Будем предполагать, что процесс не уходит на бесконечность и из любой положительной начальной точки достигает нуля с вероятностью единица. Этими свойствами обладает, например, диффузионный марковский процесс с отрицательным коэффициентом сноса и ограниченной локальной дисперсией.

Мы обосновали ранее, почему целесообразно рассматривать полумарковское отражение. Операция усечения винеровского процесса в нуле даёт простой пример превращения марковского процесса в непрерывный полумарковский. Полумарковский подход позволяет рассматривать с единой точки зрения как операцию мгновенного отражения, так и операцию усечения. Всё это частные случаи отражения с замедлением.

В рамках полумарковской модели отражения естественно предположить, что $X(t)$ – полумарковский процесс диффузионного типа. Пусть

(P_x) ($x \geq 0$) – согласованное семейство распределение этого процесса, зависящих от начальной точки траектории. На интервале $(0, \infty)$ полумарковские переходные производящие функции процесса (преобразования Лапласа от моментов первого выхода)

$$g_{(a,b)}(\lambda, x) := \mathbb{E}_x (e^{-\lambda\sigma_{(a,b)}}; X(\sigma_{(a,b)}) = a);$$

$$h_{(a,b)}(\lambda, x) := \mathbb{E}_x (e^{-\lambda\sigma_{(a,b)}}; X(\sigma_{(a,b)}) = b)$$

($a < x < b, \lambda \geq 0$) удовлетворяют дифференциальному уравнению

$$\frac{1}{2} f'' + A(x)f' - B(\lambda, x)f = 0, \quad (1)$$

с краевыми условиями

$$g_{(a,b)}(\lambda, a+) = h_{(a,b)}(\lambda, b-) = 1; \quad g_{(a,b)}(\lambda, b-) = h_{(a,b)}(\lambda, a+) = 0;$$

будем предполагать, что коэффициенты уравнения – кусочно-непрерывные функции от $x > 0$ и при любом x функция $B(\lambda, x)$ неотрицательна и имеет вполне монотонную частную производную по λ . Здесь и далее индексы у E (математическое ожидание) совпадают с индексами соответствующего P (вероятностная мера).

Отражение процесса от точки $x = 0$ означает прежде всего присоединение краевой точки к области значений процесса. Далее, рассматриваются все полузамкнутые интервалы $[0, r)$, из которых процесс может выйти только через открытую границу. Соответствующие полумарковские переходные производящие функции процесса обозначаются стандартным образом как $h_{[0,r)}(\lambda, x)$, где допускается $h_{[0,r)}(\lambda, 0) > 0$. Функция $K(\lambda, r) := h_{[0,r)}(\lambda, 0)$ играет важную роль при описании свойств отраженного процесса. Пользуясь полумарковским свойством процесса, получаем

$$h_{[0,r)}(\lambda, x) = h_{(0,r)}(\lambda, x) + g_{(0,r)}(\lambda, x) K(\lambda, r),$$

а также

$$K(\lambda, r) = K(\lambda, r - \epsilon)(h_{(0,r)}(\lambda, r - \epsilon) + g_{(0,r)}(\lambda, r - \epsilon)K(\lambda, r)).$$

Предполагая, что существуют производные по второму аргументу

$$g_{(a,b)}(\lambda, x) = 1 + g'_{(a,b)}(\lambda, a+)(x - a) + o(x - a),$$

$$g_{(a,b)}(\lambda, x) = -g'_{(a,b)}(\lambda, b-)(b - x) + o(b - x),$$

$$h_{(a,b)}(\lambda, x) = h'_{(a,b)}(\lambda, a+)(x - a) + o(x - a),$$

$$h_{(a,b)}(\lambda, x) = 1 - h'_{(a,b)}(\lambda, b-)(b - x) + o(b - x),$$

мы получаем дифференциальное уравнение

$$K'(\lambda, r) + K(\lambda, r) h'_{(0,r)}(\lambda, r-) + K^2(\lambda, r) g'_{(0,r)}(\lambda, r-) = 0$$

и его общее решение

$$K(\lambda, r) = \frac{h'_{(0,r)}(\lambda, 0+)}{C(\lambda) - g'_{(0,r)}(\lambda, 0+)},$$

где произвольная постоянная $C(\lambda)$ может зависеть от λ . Для того, чтобы $K(\lambda, r)$ было преобразованием Лапласа достаточно, чтобы функция $C(\lambda)$ была неотрицательной и неубывающей, а производная её была вполне монотонной функцией [5]. Как показано в [3], при наших предположениях справедливо

$$K(\lambda, r) = 1 - C(\lambda) r + o(r) \quad (r \rightarrow 0).$$

Наша очередная задача состоит в изучении замены времени в процессе с мгновенным отражением, при которой возникает процесс с замедленным отражением.

§3. ЗАМЕНА ВРЕМЕНИ ОТНОСИТЕЛЬНО ХОДА ВРЕМЕНИ ПРИ МГНОВЕННОМ ОТРАЖЕНИИ

Обозначим θ_t оператор временного сдвига на множестве выборочных траекторий процесса – пространство Скорохода \mathcal{D} с соответствующей сигма-алгеброй подмножеств \mathcal{F} , σ_Δ оператор на этом пространстве момента первого выхода траектории из множества Δ . Для любых марковских моментов τ_1, τ_2 (относительно натуральной фильтрации) на множестве $\{\tau_1 < \infty\}$ определим операцию

$$\tau_1 \dot{+} \tau_2 := \tau_1 + \tau_2 \circ \theta_{\tau_1}.$$

Известно [4], что для любых открытых (в относительной топологии) множеств Δ_1, Δ_2 , если $\Delta_1 \subset \Delta_2$, то

$$\sigma_{\Delta_2} = \sigma_{\Delta_1} \dot{+} \sigma_{\Delta_2}.$$

При этом $\sigma_\Delta(\xi) = 0$, если $\xi(0) \notin \Delta$.

Введём специальные обозначения для некоторых моментов первого выхода и их комбинаций (при $\epsilon > 0$), а также для случайных интервалов

$$\begin{aligned} \alpha &:= \sigma_{[0,\epsilon)}, & \beta &:= \sigma_{(0,\infty)}, & \gamma(0) &:= \beta, \\ \gamma &:= \alpha \dot{+} \beta, & \gamma(n) &:= \gamma(n-1) \dot{+} \gamma \quad (n \geq 1), \\ b(0) &:= [0, \beta), & a(n) &:= [\gamma(n-1), \gamma(n-1) \dot{+} \alpha), \end{aligned}$$

$$b(n) := [\gamma(n-1) + \alpha, \gamma_n).$$

Случайные времена α , $\gamma(n)$, и интервалы $a(n)$, $b(n)$ ($n = 1, 2, \dots$) зависят от ϵ . Эту зависимость мы будем обозначать, при необходимости, нижним индексом.

Заметим, что последовательность $(\gamma(n))$ образует моменты скачков процесса восстановления. Кроме того для любого $t > 0$, если $X(t) > 0$, то существуют $\epsilon > 0$ и $n \geq 1$ такие, что $t \in b_\epsilon(n)$. Отсюда следует, что при $\epsilon \rightarrow 0$ случайное множество $\bigcup_{k=1}^{\infty} b_\epsilon(k)$ с вероятностью 1 покрывает всё множество положительных значений процесса X . На долю дополнительного множества – предела множества $\bigcup_{k=1}^{\infty} a_\epsilon(k)$ – остаются возможные интервалы постоянства процесса X на оси времени, а также дисконтинуум точек (замкнутое множество с мощностью континуума, не содержащее интервалов, [2, с. 158]), состоящий из нулей процесса X , линейная мера которого может быть больше или равна 0. Эта мера входит составной частью в меру задержки процесса при отражении.

Известно, что непрерывный однородный полумарковский процесс является марковским тогда и только тогда, когда он не содержит внутренних интервалов постоянства (однако, возможен интервал окончательной остановки), [4]. Отсюда не следует, что процесс с замедленным отражением не может быть глобально марковским. Его замедление может происходить исключительно за счёт дисконтинуума. Процессом с мгновенным отражением мы назовём процесс, у которого с вероятностью 1 нет интервалов постоянства в нуле и линейная мера дисконтинуума нулей равна нулю.

Мы построим неубывающую последовательность непрерывных неубывающих функций $V_\epsilon(t)$ ($t \geq 0$), сходящуюся к некоторому пределу $V(t)$ при $\epsilon \rightarrow 0$ равномерно на каждом ограниченном интервале. Пусть $X(0) > 0$. Положим $V_\epsilon(t) = t$ на интервале $b(0)$ и $V_\epsilon(t) = \beta$ на интервале $a(1)$. На интервале $b(1)$ функция V_ϵ линейно возрастает с коэффициентом 1. На интервале $a(2)$ функция V_ϵ постоянна. Потом снова линейно возрастает с коэффициентом 1 на интервале $b(2)$ и так далее, сохраняя постоянство на интервалах $a(k)$ и линейно возрастая с коэффициентом 1 на интервалах $b(k)$. Замечая, что при $\epsilon_1 > \epsilon_2$ для каждого интервала $a_{\epsilon_2}(k)$ существует n такое, что этот интервал принадлежит интервалу $a_{\epsilon_1}(n)$, убеждаемся, что последовательность построенных функций не убывает, ограничена и, следовательно, стремится к пределу с $P_{X(0)}$ -вероятностью 1.

Определим процесс с мгновенным отражением, получаемый из исходного процесса X , как процесс, получаемый путём выбрасывания всех его интервалов постоянства в нуле и придания дисконтинууму меры нуль. Такой процесс может быть представлен как предел (в метрике Скорохода) последовательности процессов $X_\epsilon(t)$, определяемых для всех t формулой

$$X_\epsilon(t) = X(V_\epsilon^{-1}(t)),$$

где $V_\epsilon^{-1}(y)$ определяется как момент первого достижения процессом $V_\epsilon(t)$ уровня y . Замена времени в процессе X сводится к выбрасыванию из каждой выборочной траектории процесса отрезков кривой, приходящихся на интервалы $a_\epsilon(k)$ ($k = 1, 2, \dots$). Таким образом $X_\epsilon(t)$ имеет скачки величиной ϵ в момент первого достижения нуля и в каждый момент первого достижения нуля после достижения уровня ϵ . Обозначим процесс с мгновенным отражением $X_0(t)$. Такой процесс измерим относительно исходной сигма-алгебры подмножеств и непрерывен. Пусть (P_x^0) – согласованное семейство мер такого процесса.

Тогда, очевидно, что V является обратной заменой времени, превращающей процесс X_0 в процесс X , т. е. $X = X_0 \circ V$. При этом выполняется условие: для любого открытого интервала $\Delta = (a, b)$ ($0 < a < b$) или $\Delta = [0, r)$ ($r > 0$) справедливо

$$\sigma_\Delta(X_0 \circ V) = V^{-1}(\sigma_\Delta(X_0)).$$

Отображение V^{-1} мы называем прямой заменой времени, которая каждому “внутреннему” марковскому моменту времени “исходного” процесса сопоставляет аналогичный момент преобразованного процесса (в данном случае исходный процесс – это $X_0(t)$).

Заметим, что при $\epsilon_1 > \epsilon_2$ множество $\{\gamma_{\epsilon_1}(n), n = 0, 1, 2, \dots\}$ входит составной частью в множество $\{\gamma_{\epsilon_2}(n), n = 0, 1, 2, \dots\}$. Поэтому каждый марковский момент $\gamma_\epsilon(n)$ является моментом марковской регенерации процесса V , что позволяет в принципе рассчитать конечномерные распределения этого процесса. С другой стороны, этот процесс однозначно характеризуется его обращением – процессом $V^{-1}(y) := \inf\{t \geq 0 : V(t) \geq y\}$ ($y > 0$). Этот процесс удобен тем, что преобразование Лапласа его значения в точке y может быть найдено в качестве предела последовательности легко вычисляемых лапласовых образов величин $V_\epsilon^{-1}(y)$ при $\epsilon \rightarrow 0$.

Теорема 1. *Прямая замена времени $V^{-1}(y)$, отображающая процесс с мгновенным отражением в процесс с замедленным отражением подчиняется соотношению*

$$\mathbb{E}_0 \exp(-\lambda V^{-1}(y)) = \mathbb{E}_0^0 \exp(-\lambda y - C(\lambda)W(y)), \quad (2)$$

где $W^{-1}(t)$ – неубывающий процесс с независимыми приращениями, для которого

$$\mathbb{E}_0 \exp(-\lambda W^{-1}(t)) = \exp(g'_{(0,\infty)}(\lambda, 0+) t). \quad (3)$$

Доказательство. Пусть (без потери общности) $X(0) = 0$ и $N_\epsilon(y) = n$ тогда и только тогда, когда $\sum_{k=1}^{n-1} |b(k)| < y \leq \sum_{k=1}^n |b(k)|$ ($|a(k)|, |b(k)|$ – длины интервалов $a(k), b(k)$). Тогда

$$\mathbb{E}_0 \exp(-\lambda V^{-1}(y)) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \mathbb{E}_0 \exp(-\lambda V_\epsilon^{-1}(y)) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \mathbb{E}_0 \left(-\lambda y - \lambda \sum_{k=1}^{N_\epsilon(y)} |a(k)| \right).$$

Имеем

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_0 \exp(-\lambda(V_\epsilon^{-1}(y) - y)) &= \mathbb{E}_0 \exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^{N_\epsilon(y)} |a(k)| \right) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{E}_0 \exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^n \alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)}; N_\epsilon(t) = n \right) \\ &= P_\epsilon(\beta \geq y) + \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{E}_0 \left(\exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^n \alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} \right); \sum_{k=1}^{n-1} |b(k)| < y \leq \sum_{k=1}^n |b(k)| \right) \\ &= P_\epsilon(\beta \geq y) + \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{E}_0 \left(\exp \left(-\lambda \alpha - \lambda \sum_{k=2}^n \alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} \right); \right. \\ &\quad \left. \beta \circ \theta_\alpha + \sum_{k=2}^{n-1} \beta \circ \theta_\alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} < y \leq \beta \circ \theta_\alpha + \sum_{k=2}^n \beta \circ \theta_\alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} \right) \\ &= P_\epsilon(\beta \geq y) + \sum_{n=1}^{\infty} \int_0^y \mathbb{E}_0 \left(\exp \left(-\lambda \alpha - \lambda \sum_{k=2}^n \alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} \right); \right. \\ &\quad \left. \beta \circ \theta_\alpha \in dx, \sum_{k=2}^{n-1} \beta \circ \theta_\alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} < y - x \leq \sum_{k=2}^n \beta \circ \theta_\alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= P_\epsilon(\beta \geq y) + \sum_{n=1}^{\infty} \int_0^y \mathbb{E}_0(e^{-\lambda\alpha}; \beta \circ \theta_\alpha \in dx) \mathbb{E}_0 \left(\exp \left(-\lambda \sum_{k=2}^n \alpha \circ \theta_{\gamma(k-2)} \right) \right); \\
&\quad \sum_{k=2}^{n-1} \beta \circ \theta_\alpha \circ \theta_{\gamma(k-2)} < y - x \leq \sum_{k=2}^n \beta \circ \theta_\alpha \circ \theta_{\gamma(k-2)} \\
&= P_\epsilon(\beta \geq y) + \sum_{n=1}^{\infty} \int_0^y P_\epsilon(\beta \in dx) \mathbb{E}_0(e^{-\lambda\alpha}) \mathbb{E}_0 \left(\exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^{n-1} \alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} \right) \right); \\
&\quad \sum_{k=1}^{n-2} \beta \circ \theta_\alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} < y - x \leq \sum_{k=1}^{n-1} \beta \circ \theta_\alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} \\
&= P_\epsilon(\beta \geq y) + \int_0^y P_\epsilon(\beta \in dx) \mathbb{E}_0(e^{-\lambda\alpha}) \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{E}_0 \left(\exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^n \alpha \circ \theta_{\gamma(k-1)} \right); N_\epsilon(y-x) = n \right) \\
&= P_\epsilon(\beta \geq y) + \int_0^y P_\epsilon(\beta \in dx) \mathbb{E}_0(e^{-\lambda\alpha}) \mathbb{E}_0 \exp(-\lambda(V_\epsilon^{-1}(y-x) - (y-x))).
\end{aligned}$$

Обозначим $Z(y) := \mathbb{E}_0 \exp(-\lambda(V_\epsilon^{-1}(y) - y))$,
 $F(x) := P_x(\beta < x)$, $\bar{F}(x) := 1 - F(x)$, $A := \mathbb{E}_0(e^{-\lambda\alpha})$.

Мы получили интегральное уравнение

$$Z(y) = \bar{F}(x) + A \int_0^y Z(y-x) dF(x),$$

решение которого может быть записано в виде

$$Z(y) = \sum_{n=0}^{\infty} A^n (F^{(n)}(y) - F^{(n+1)}(y)),$$

где $F^{(n)}$ – n -кратная свертка функций распределения F . Рассмотрим последовательность независимых и одинаково распределенных случайных величин $|b(n)|$ ($n = 1, 2, \dots$). Пусть P_ϵ^* – распределение процесса восстановления $N_\epsilon(y)$ с этой последовательностью длин интервалов и \mathbb{E}_ϵ^* – соответствующее математическое ожидание. Тогда

$$\mathbb{E}_\epsilon^* A^{N_\epsilon(y)} = \sum_{n=0}^{\infty} A^n P_\epsilon^*(N_\epsilon(y) = n) = \sum_{n=0}^{\infty} A^n (F^{(n)}(y) - F^{(n+1)}(y)),$$

Итак

$$\mathbb{E}_0 \exp(-\lambda V_\epsilon^{-1}(y)) = e^{-\lambda y} \mathbb{E}_\epsilon^*(\mathbb{E}_0 e^{-\lambda \alpha})^{N_\epsilon(y)}.$$

С другой стороны, очевидно, что можно рассмотреть версию процесса $N_\epsilon(y)$, измеримую относительно основной сигма-алгебры подмножеств \mathcal{F} , согласованную с натуральной фильтрацией исходного процесса и имеющую то же распределение относительно меры P_0 . Сохраняя обозначения неизменными, можно записать

$$\mathbb{E}_\epsilon^*(\mathbb{E}_0 e^{-\lambda \alpha})^{N_\epsilon(y)} = \mathbb{E}_0(\mathbb{E}_0 e^{-\lambda \alpha})^{N_\epsilon(y)}.$$

Более того, пусть P_0^0 – распределение процесса с мгновенным отражением, соответствующего процессу X . Меры этих процессов совпадают на сигма-алгебре \mathcal{F}^* , порожденной всеми случайными величинами $\beta_\epsilon \circ \theta_{\alpha_\epsilon} \circ \theta_{\gamma_\epsilon(k)}$ ($\epsilon > 0$, $k = 1, 2, \dots$). Отсюда

$$\mathbb{E}_0(\mathbb{E}_0 e^{-\lambda \alpha})^{N_\epsilon(y)} = \mathbb{E}_0^0(\mathbb{E}_0 e^{-\lambda \alpha})^{N_\epsilon(y)}.$$

Учитывая зависимость α от ϵ и возвращаясь к прежним обозначениям, можно записать

$$\mathbb{E}_0 e^{-\lambda \alpha} = K(\lambda, \epsilon) = 1 - C(\lambda) \epsilon + o(\epsilon).$$

Как мы покажем ниже, процесс $W_\epsilon(y) := \epsilon N_\epsilon(y)$ слабо сходится к пределу $W(y)$ при $\epsilon \rightarrow 0$, который является обращённым процессом с независимыми приращениями с известными характеристиками, измеримому относительно сигма-алгебры \mathcal{F}^* . Действительно, процесс $W_\epsilon(y)$ не убывает и полностью характеризуется процессом $W_\epsilon^{-1}(t)$. Последний процесс имеет независимые положительные скачки на решетке с шагом ϵ и, следовательно, является процессом с независимыми приращениями. Очевидно, предел таких процессов, если он существует, также является процессом с независимыми приращениями. То, что он существует, вытекает из оценки преобразования Лапласа его приращения. Имеем

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_0^0 e^{-\lambda W_\epsilon^{-1}(t)} &= \mathbb{E}_0^0 \exp\left(-\lambda \sum_{k=1}^{[t/\epsilon]} |b(k)|\right) \\ &= (\mathbb{E}_\epsilon e^{-\lambda \beta})^{[t/\epsilon]} = (1 + g'_{(0,\infty)}(\lambda, 0) \epsilon + o(\epsilon))^{[t/\epsilon]} \rightarrow e^{g'_{(0,\infty)}(\lambda, 0) t} \quad (\epsilon \rightarrow 0). \end{aligned}$$

Используя достаточное условие слабой сходимости процессов в терминах сходимости их точек первого выхода из открытых множеств

([4, с. 287]), окончательно получаем

$$\mathbb{E}_0 \exp(-\lambda V^{-1}(y)) = \mathbb{E}_0^0 \exp(-\lambda y - C(\lambda)W(y)),$$

что можно рассматривать как описание прямой замены времени в терминах распределения процесса с мгновенным отражением и основной характеристики замедления – функции $C(\lambda)$. \square

Мы используем эту формулу для вывода преобразования Лапласа от разности между моментами первого выхода из заданной односторонней окрестности граничной точки для процессов с замедленным и мгновенным отражением.

Обозначим

$$\begin{aligned} \beta^r &:= \sigma_{(0,r)}, \quad \gamma^r(0) = 0, \\ \gamma^r &:= \alpha \dot{+} \beta^r, \quad \gamma^r(n) := \gamma^r(n-1) \dot{+} \gamma^r \quad (n \geq 1), \\ b^r(n) &= [\gamma^r(n-1) \dot{+} \alpha, \gamma^r(n)] \quad (n \geq 1), \\ M_\epsilon^r &:= \inf\{n \geq 0 : X(\gamma^r(n)) \geq r\}. \end{aligned}$$

Следовательно,

$$\begin{aligned} P_0(M_\epsilon^r = n) &= P_0(X(\gamma^r(1)) = 0, \dots, X(\gamma^r(n-1)) = 0, X(\gamma^r(n-1)) = r) \\ &= (p(\epsilon, r))^{n-1} (1 - p(\epsilon, r)), \end{aligned}$$

где $p(\epsilon, r) := P_0(X(\gamma_\epsilon^r(1)) = 0)$.

Теорема 2. *Разность между моментами первого выхода из замкнутого слева интервала $[0, r)$ для процессов с замедленным и мгновенным отражением подчиняется соотношению*

$$\mathbb{E}_0 \exp\left(-\lambda\left(\sigma_{[0,r)} - \sigma_{[0,r)}^0\right)\right) = \frac{H'_{(0,r)}(0+)}{C(\lambda) + H'_{(0,r)}(0+)}, \quad (4)$$

где $H_{(0,r)}(x) = h_{(0,r)}(0, x)$.

Доказательство. Имеем

$$\begin{aligned} \sigma_{[0,r)} &= \gamma^r(M_\epsilon^r) = \sum_{n=1}^{\infty} \gamma^r(n) I(M_\epsilon^r = n) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \left(\sum_{k=1}^{n-1} (|a_\epsilon(k)| + |b_\epsilon(k)|) + |a_\epsilon(n)| + |b_\epsilon^r(1)| \right) I(M_\epsilon^r = n); \\ \sigma_{[0,r)}^0 &= \sum_{n=1}^{\infty} \left(\sum_{k=1}^{n-1} (|a_\epsilon^0(k)| + |b_\epsilon(k)|) + |a_\epsilon^0(n)| + |b_\epsilon^r(1)| \right) I(M_\epsilon^r = n); \end{aligned}$$

где $a_\epsilon^o(k)$ – момент первого достижения уровня ϵ процессом с мгновенным отражением после очередного первого достижения уровня 0. По определению, суммарное время таких моментов до момента первого достижения уровня r стремится к нулю при $\epsilon \rightarrow 0$ P_0 -почти наверное. Отсюда справедливо

$$\sigma_{[0,r]} - \sigma_{[0,r]}^o = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{k=1}^n |a_\epsilon(n)| I(M_\epsilon^r = n).$$

Отсюда

$$E_0 e^{-\lambda(\sigma_{[0,r]} - \sigma_{[0,r]}^o)} = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^{\infty} E_0 \exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^n |a_\epsilon(n)| I(M_\epsilon^r = n) \right).$$

С другой стороны,

$$\begin{aligned} F_\epsilon(\lambda) &:= E_0 \exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^{M_\epsilon^r} |a_\epsilon(k)| \right) = \sum_{n=1}^{\infty} E_0 \exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^n |a_\epsilon(k)|; M_\epsilon^r = n \right) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} E_0 \exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^n \alpha \circ \theta_{\gamma^r(k-1)}; \right. \\ &\quad \left. X(\gamma^r(1)) = 0, \dots, X(\gamma^r(n-1)) = 0, X(\gamma^r(n)) = r \right) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} E_0 \exp \left(-\lambda \alpha - \lambda \left(\sum_{k=2}^n \alpha \circ \theta_{\beta^r \dot{+} \gamma^r(k-2)} \right) \circ \theta_\alpha; \right. \\ &\quad \left. \theta_\alpha^{-1} (X(\beta^r) = 0, \dots, X(\beta^r \dot{+} \gamma^r(n-2)) = 0, X(\beta^r \dot{+} \gamma^r(n-1)) = r) \right) \\ &= E_0 e^{-\lambda \alpha} \sum_{n=1}^{\infty} P_\epsilon(X(\beta^r) = 0) E_0 \exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^{n-1} \alpha \circ \theta_{\gamma^r(k-1)}; \right. \\ &\quad \left. X(\gamma^r(1)) = 0, \dots, X(\gamma^r(n-2)) = 0, X(\gamma^r(n-1)) = r \right) \\ &= E_0 e^{-\lambda \alpha} P_\epsilon(X(\beta^r) = r) + E_0 e^{-\lambda \alpha} P_\epsilon(X(\beta^r) = 0) E_0 \exp \left(-\lambda \sum_{k=1}^{M_\epsilon^r} |a_\epsilon(k)| \right). \end{aligned}$$

Отсюда

$$F_\epsilon(\lambda) = \frac{E_0 e^{-\lambda \alpha} P_\epsilon(X(\beta^r) = r)}{1 - E_0 e^{-\lambda \alpha} P_\epsilon(X(\beta^r) = 0)}.$$

Пользуясь тем, что $\alpha = \alpha_\epsilon$ и

$$\begin{aligned} E_0 e^{-\lambda\alpha} &= K(\lambda, \epsilon) = 1 - C(\lambda)\epsilon + o(\epsilon), \\ P_\epsilon(X(\beta^r) = r) &:= H_{(0,r)}(\epsilon) = h_{(0,r)}(0, \epsilon) = H'_{(0,r)}(0+)\epsilon + o(\epsilon), \\ P_\epsilon(X(\beta^r) = 0) &:= G_{(0,r)}(\epsilon) = 1 - H_{(0,r)}(\epsilon), \end{aligned}$$

получаем при $\epsilon \rightarrow 0$

$$F_\epsilon(\lambda) \rightarrow \frac{H'_{(0,r)}(0+)}{C(\lambda) + H'_{(0,r)}(0+)}. \quad \square$$

§4. ОДНО НЕОБХОДИМОЕ УСЛОВИЕ МАРКОВОСТИ ПОЛУМАРКОВСКОГО ПРОЦЕССА

Рассмотрим два функционала

$$\begin{aligned} R(\lambda_1; \phi_1 | x) &= E_x \int_0^\infty e^{-\lambda_1 t_1} \phi_1(X_{t_1}) dt_1, \\ R(\lambda_1, \lambda_2; \phi_1, \phi_2 | x) &= E_x \int_0^\infty \int_0^\infty e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2}) dt_2 dt_1, \end{aligned}$$

где $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$, ϕ_1, ϕ_2 – непрерывные функции на $[0, \infty)$, $X(t)$ – данный процесс с отражением, $x \geq 0$. Из непрерывности решений дифференциального уравнения (1) следует непрерывность по x этих функционалов.

Лемма 1. *Если $X(t)$ – глобально марковский процесс с областью значений $[0, \infty)$, то для любого $x \geq 0$*

$$R(\lambda_1, \lambda_2; \phi_1, \phi_2 | x) = R(\lambda_1; \phi_1 R(\lambda_2; \phi_2) | x), \quad (5)$$

где $R(\lambda_2; \phi_2) = R(\lambda_2; \phi_2 | \cdot)$.

Доказательство. Используя перестановочность интегралов и марковское свойство имеем

$$\begin{aligned} &E_x \int_0^\infty \int_0^\infty e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2}) dt_2 dt_1 \\ &= \int_0^\infty \int_0^\infty e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} E_x(\phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2})) dt_2 dt_1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} E_x(\phi_1(X_{t_1}) E_{X_{t_1}} \phi_2(X_{t_2})) dt_2 dt_1 \\
&= E_x \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) E_{X_{t_1}} \phi_2(X_{t_2}) dt_2 dt_1 \\
&= E_x \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t_1} \phi_1(X_{t_1}) E_{X_{t_1}} \int_0^{\infty} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_2(X_{t_2}) dt_2 dt_1 \\
&= E_x \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t_1} \phi_1(X_{t_1}) R(\lambda_1; \phi_2 | X_{t_1}) dt_1 = R(\lambda_1; \phi_1 R(\lambda_2; \phi_2) | x) \quad \square
\end{aligned}$$

Лемма 2. Если $X(t)$ – полумарковский процесс с областью значений $[0, \infty)$, то

$$E_0(e^{-\lambda \sigma_y} R(\lambda; \phi | X(\sigma_y))) = R(\lambda; \phi | 0) - E_0 \left(\int_0^{\sigma_y} e^{-\lambda t} \phi(X_t) dt \right). \quad (6)$$

$$\begin{aligned}
&E_0(e^{-\lambda_1 \sigma_y} R(\lambda_1, \lambda_2; \phi_1, \phi_2 | X(\sigma_y))) = R(\lambda_1, \lambda_2; \phi_1, \phi_2 | 0) \\
&- E_0 \left(\int_{t_1+t_2 < \sigma_y} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2}) dt_2 dt_1 \right) \\
&- E_0 \left(e^{-\lambda_2 \sigma_y} R(\lambda_2; \phi_2 | X(\sigma_y)) \int_0^{\sigma_y} e^{-(\lambda_1 - \lambda_2) t_1} \phi_1(X_{t_1}) dt_1 \right), \quad (7)
\end{aligned}$$

где $\sigma_y = \sigma_{[0, y)}$.

Доказательство. Имеем

$$\begin{aligned}
&E_0(e^{-\lambda \sigma_y} R(\lambda; \phi | X(\sigma_y))) = E_0 \left(e^{-\lambda \sigma_y} E_{X(\sigma_y)} \int_0^{\infty} e^{-\lambda t} \phi(X_t) dt \right) \\
&= E_0 \left(e^{-\lambda \sigma_y} \left(\int_0^{\infty} e^{-\lambda t} \phi(X_t) dt \right) \circ \theta_{\sigma_y} \right) = E_0 \left(e^{-\lambda \sigma_y} \int_0^{\infty} e^{-\lambda t} \phi(X_{\sigma_y+t}) dt \right)
\end{aligned}$$

$$= E_0 \left(\int_{\sigma_y}^{\infty} e^{-\lambda t} \phi(X_t) dt \right) = R(\lambda; \phi | 0) - E_0 \left(\int_0^{\sigma_y} e^{-\lambda t} \phi(X_t) dt \right).$$

А также

$$\begin{aligned} & E_0(e^{-\lambda_1 \sigma_y} R(\lambda_1, \lambda_2; \phi_1, \phi_2 | X(\sigma_y))) \\ &= E_0 \left(e^{-\lambda_1 \sigma_y} E_{X(\sigma_y)} \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2}) dt_1 dt_2 \right) \\ &= E_0 \left(e^{-\lambda_1 \sigma_y} \left(\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2}) dt_1 dt_2 \right) \circ \theta_{\sigma_y} \right) \\ &= E_0 \left(e^{-\lambda_1 \sigma_y} \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{\sigma_y+t_1}) \phi_2(X_{\sigma_y+t_1+t_2}) dt_1 dt_2 \right) \\ &= E_0 \left(\int_{\sigma_y}^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2}) dt_2 dt_1 \right) \\ &= R(\lambda_1, \lambda_2; \phi_1, \phi_2 | 0) - E_0 \left(\int_0^{\sigma_y} \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2}) dt_2 dt_1 \right). \end{aligned}$$

Имеем

$$\begin{aligned} & E_0 \left(\int_0^{\sigma_y} \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2}) dt_2 dt_1 \right) \\ &= E_0 \left(\iint_{t_1+t_2 < \sigma_y} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2}) dt_2 dt_1 \right) \\ &+ E_0 \left(\iint_{t_1 < \sigma_y \leq t_1+t_2} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1+t_2}) dt_2 dt_1 \right). \end{aligned}$$

Сделаем замену переменных в интеграле второго члена $u = t_1 + t_2 - \sigma_y$.
Получаем

$$\begin{aligned} & E_0 \left(e^{-\lambda_2 \sigma_y} \int_0^{\sigma_y} e^{-(\lambda_1 - \lambda_2)t_1} \phi_1(X_{t_1}) dt_1 \int_0^{\infty} e^{-\lambda_2 u} \phi_2(X(\sigma_y + u)) du \right) \\ &= E_0 \left(e^{-\lambda_2 \sigma_y} \int_0^{\sigma_y} e^{-(\lambda_1 - \lambda_2)t_1} \phi_1(X_{t_1}) dt_1 \left(\int_0^{\infty} e^{-\lambda_2 u} \phi_2(X_u) du \right) \circ \theta_{\sigma_y} \right) \\ &= E_0 \left(e^{-\lambda_2 \sigma_y} R(\lambda_2; \phi_2 | X(\sigma_y)) \int_0^{\sigma_y} e^{-(\lambda_1 - \lambda_2)t_1} \phi_1(X_{t_1}) dt_1 \right) \quad \square \end{aligned}$$

Следствие 1. Если диффузионный локально марковский процесс $X(t)$ сохраняет марковость при отражении от точки 0, то параметр $C(\lambda)$ отражения имеет вид $k\lambda$, где $k \geq 0$ – некоторое число.

Доказательство. Из формул (5, 6) следует

$$\begin{aligned} & \frac{1}{y} (E_0(e^{-\lambda_1 \sigma_y} R(\lambda_1, \lambda_2; \phi_1, \phi_2 | X(\sigma_y))) - R(\lambda_1, \lambda_2; \phi_1, \phi_2 | 0)) \\ &= \frac{1}{y} (E_0(e^{-\lambda_1 \sigma_y} R(\lambda_1; \phi_1 R(\lambda_2; \phi_2) | X(\sigma_y))) - R(\lambda_1; \phi_1 R(\lambda_2; \phi_2) | 0)) \\ &= -\frac{1}{y} \left(E_0 \int_0^{\sigma_y} e^{-\lambda_1 t} \phi_1(X_t) R(\lambda_2; \phi_2 | X_t) dt \right) \\ &\rightarrow -\phi_1(0) R(\lambda_2; \phi_2 | 0) \lim_{y \rightarrow 0} \frac{1}{y} \left(\frac{1}{\lambda_1} (1 - K(\lambda_1, y)) \right) \\ &= -\phi_1(0) R(\lambda_2; \phi_2 | 0) \frac{C(\lambda_1)}{\lambda_1} \quad (y \rightarrow 0) \end{aligned} \quad (8)$$

Из формулы (7) следует

$$\begin{aligned} & \frac{1}{y} (E_0(e^{-\lambda_1 \sigma_y} R(\lambda_1, \lambda_2; \phi_1, \phi_2 | X(\sigma_y))) - R(\lambda_1, \lambda_2; \phi_1, \phi_2 | 0)) \\ &= -\frac{1}{y} E_0 \left(\iint_{t_1 + t_2 < \sigma_y} e^{-\lambda_1 t_1} e^{-\lambda_2 t_2} \phi_1(X_{t_1}) \phi_2(X_{t_1 + t_2}) dt_2 dt_1 \right) \end{aligned}$$

$$-\frac{1}{y}E_0 \left(e^{-\lambda_2 \sigma_y} R(\lambda_2; \phi_2 | X(\sigma_y)) \int_0^{\sigma_y} e^{-(\lambda_1 - \lambda_2)t_1} \phi_1(X_{t_1}) dt_1 \right).$$

При $y \rightarrow 0$ первое слагаемое стремится к

$$\begin{aligned} & -\phi_1(0)\phi_2(0) \lim_{y \rightarrow 0} \frac{1}{y} E_0 \left(\frac{1}{\lambda_1 \lambda_2} + e^{-\lambda_1 \sigma_y} \frac{1}{\lambda_1(\lambda_1 - \lambda_2)} - e^{-\lambda_2 \sigma_y} \frac{1}{\lambda_2(\lambda_1 - \lambda_2)} \right) \\ &= -\phi_1(0)\phi_2(0) \lim_{y \rightarrow 0} \frac{1}{y} \left(\frac{1}{\lambda_1 \lambda_2} + K(\lambda_1, y) \frac{1}{\lambda_1(\lambda_1 - \lambda_2)} - K(\lambda_2, y) \frac{1}{\lambda_2(\lambda_1 - \lambda_2)} \right) \\ &= -\phi_1(0)\phi_2(0) \frac{1}{y} \left(\frac{1}{\lambda_1 \lambda_2} + \frac{1 - C(\lambda_1)y}{\lambda_1(\lambda_1 - \lambda_2)} - \frac{1 - C(\lambda_2)y}{\lambda_2(\lambda_1 - \lambda_2)} \right) \\ &= -\phi_1(0)\phi_2(0) \frac{C(\lambda_2)\lambda_1 - C(\lambda_1)\lambda_2}{\lambda_1 \lambda_2 (\lambda_1 - \lambda_2)}. \end{aligned} \quad (9)$$

При $y \rightarrow 0$ второе слагаемое стремится к

$$\begin{aligned} & -\phi_1(0)R(\lambda_2; \phi_2 | 0) \lim_{y \rightarrow 0} \frac{1}{y} E_0 \left(e^{-\lambda_2 \sigma_y} \frac{1 - e^{-(\lambda_1 - \lambda_2)\sigma_y}}{\lambda_1 - \lambda_2} \right) \\ &= -\phi_1(0)R(\lambda_2; \phi_2 | 0) \lim_{y \rightarrow 0} \frac{K(\lambda_2, y) - K(\lambda_1, y)}{y(\lambda_1 - \lambda_2)} \\ &= -\phi_1(0)R(\lambda_2; \phi_2 | 0) \frac{C(\lambda_1) - C(\lambda_2)}{\lambda_1 - \lambda_2} \quad (y \rightarrow 0). \end{aligned} \quad (10)$$

Сравнивая (8) и сумму (9) и (10), получаем равенство

$$\left(R(\lambda_2, \phi_2 | 0) - \frac{\phi_2(0)}{\lambda_2} \right) \left(\frac{C(\lambda_2)}{\lambda_2} - \frac{C(\lambda_1)}{\lambda_1} \right) = 0,$$

которое должно выполняться при любой непрерывной функции ϕ_2 . Это возможно только в том случае, когда второй множитель равен нулю при любых $\lambda_1 \neq \lambda_2$. \square

Замечание. При линейной функции $C(\lambda) = k\lambda$ разность между моментами первого выхода из полуоткрытого интервала $[0, r)$ для замедленного и мгновенного отражений имеет экспоненциальное распределение с параметром $H'_{(0,r)}(0+)/k$. Из доказанного выше следует, что линейная зависимость $C(\lambda)$ от своего аргумента это необходимое условие сохранения марковости процесса при замедленном отражении, см. [5]. В частности, сохраняется марковость при мгновенном отражении, когда функция C тождественно равна нулю.

§5. ПРИМЕР НЕЛИНЕЙНОЙ ФУНКЦИИ C

Рассмотрим стандартный винеровский процесс, усечённый по своим отрицательным значениям

$$\bar{w}(t) = \begin{cases} 0, & w(t) \leq 0 \\ w(t), & w(t) > 0. \end{cases}$$

В рамках полумарковской модели отражения он характеризуется функцией

$$K(\lambda, r) = \frac{h'_{(0,r)}(\lambda, 0+)}{C(\lambda) - g'_{(0,r)}(\lambda, 0+)} = \frac{\sqrt{2\lambda}/\sinh r\sqrt{2\lambda}}{C(\lambda) + \sqrt{2\lambda} \cosh r\sqrt{2\lambda}/\sinh r\sqrt{2\lambda}}.$$

Учитывая происхождение этого процесса, можно записать

$$K(\lambda, r) = \mathbb{E}_0^w \exp(-\lambda\sigma_{(-\infty, r)}) = \exp(-r\sqrt{2\lambda}).$$

Сравнивая производные в нуле этих двух представлений одной функции, получаем

$$C(\lambda) = \sqrt{2\lambda}.$$

Отсюда получаем характеристику замедления этого процесса при отражении, включая длины всех интервалов постоянства от момента первого попадания процесса $\bar{w}(t)$ на уровень 0 до момента первого попадания его на уровень r :

$$\mathbb{E}_0 \exp\left(-\lambda(\sigma_{[0,r]} - \sigma_{[0,r]}^0)\right) = \frac{1/r}{\sqrt{2\lambda} + 1/r},$$

обращение которого, найденное стандартными методами (формула Меллина и нахождение значения интеграла путём решения линейного дифференциального уравнения), имеет вид

$$f_{\sigma-\sigma_0}(t) = \frac{1}{r\sqrt{2\pi t}} - \frac{1}{r^2} \exp\left(\frac{t}{2r^2}\right) \bar{\Phi}\left(\frac{\sqrt{t}}{r}\right),$$

где $\bar{\Phi}(x)$ – “хвост” стандартного нормального распределения.

ЛИТЕРАТУРА

1. И. И. Гихман, А. В. Скороход, *Стохастические дифференциальные уравнения*. Наукова думка, Киев, 1968.
2. Ф. Хаусдорф, *Теория множеств*. КомКнига, М., 2006.
3. Б. П. Харламов, *Диффузионный процесс с задержкой на краю отрезка*. — Зап. научн. семин. ПОМИ **351** (2007), 284–297.
4. В. Р. Harlamov, *Continuous semi-Markov processes*. ISTE & Wiley, London, 2008.

5. Б. П. Харламов, *О марковском диффузионном процессе с замедленным отражением на границе отрезка.* — Зап. научн. семин. ПОМИ **368** (2009), 231–255.
6. В. Р. Harlamov, *Stochastic model of gas capillary chromatography.* — In: Communication in Statistics – Simulation and Computation. Vol.41, Issue 7 (2012), pp. 1023–1031.
7. S. S. Rasova, В. Р. Harlamov, *О движении броуновских частиц вдоль задерживающего экрана.* — Зап. научн. семин. ПОМИ **396** (2011), 175–194.

Harlamov В. Р. Preserving of Markovness whilst delayed reflection.

A one-dimensional locally-Markov diffusion process with positive range of values is considered. This process is assumed to be reflected from the point 0. All variants of reflection preserving the semi-Markov property are described. The reflected process prolongs to be locally-Markov in open intervals, but it can lose the global Markov property. The reflection is characterized by $\alpha(r)$ which is the first exit time from semi-interval $[0, r)$ after the first hitting time at 0 (for any $r > 0$). A distribution of this time-interval is used for deriving a time change a process with instantaneous reflection into a process with delayed reflection. A process which preserves its markovness after the delayed reflection is proved to have a special distribution of the set of time points when the process has zero meaning during the time $\alpha(r)$. This discontinuum set has exponentially distributed Lebesgue measure.

Институт проблем
машинovedения РАН,
В.О., Большой пр. 61, 199178
Санкт-Петербург, Россия
E-mail: harlamov@random.ipme.ru

Поступило 22 октября 2013 г.