

B. C. Королюк, A. B. Свищук

Предельное представление непрерывных полумарковских случайных эволюций в схеме серий

Для непрерывных полумарковских случайных эволюций (ПМСЭ) в схеме серий при выполнении условий баланса получено предельное представление в виде решения стохастического интегрального уравнения. Слабая сходимость доказана с использованием маркингального подхода. Вид производящего оператора предельного процесса получен в [1] методом обращения операторов, возмущенных на спектре.

Слабая сходимость в схеме усреднения рассматривалась в [2]. Диффузионная аппроксимация разностных уравнений получена в [3]. Маркингальный подход к аналогичным предельным теоремам предложен в [4]. Стохастические интегральные представления для стационарных случайных эволюций изучались в [5].

Математические модели случайных эволюций применяются в теории процессов запасания [6], популяционной генетике [7], теории переноса [8] и в других областях [9].

В п. 1 приведено определение непрерывных ПМСЭ с дискретным параметром, основной результат сформулирован в виде теоремы 1, в качестве следствия получена диффузионная аппроксимация в задаче теории переноса. В п. 2 получено представление предельного процесса в виде решения стохастического интегрального уравнения. В п. 3 доказана слабая сходимость случайных эволюций в схеме серий при выполнении условия баланса. В п. 4 приведены определение непрерывной ПМСЭ с непрерывным параметром и доказательство основного результата в этом случае (теорема 2).

1. Пусть задано измеримое фазовое пространство (X, \mathfrak{X}) со счетно-порожденной σ -алгеброй \mathfrak{X} ; регулярный полумарковский процесс (ПМП) $x(t)$, построенный по процессу марковского восстановления (ПМВ) $\{x_n, \theta_n; n \geq 0\}$, $x_n \in X, \theta_n \in [0, +\infty), n \geq 0$, с полумарковским ядром $Q(x, A, t); P(x, A) := Q(x, A, +\infty)$ — переходные вероятности вложенной равномерно эргодической цепи Маркова $\{x_n; n \geq 0\}$ со стационарным распределением $\rho(A), A \in \mathfrak{X}; G_x(t) := Q(x, X, t)$ — распределение времен пребывания в состояниях $x \in X, t \geq 0$ [10].

Рассмотрим также семейство сильно непрерывных сжимающих полугрупп операторов $\{\Gamma_x(t); x \in X, t \geq 0\}$ на сепарабельном банаховом пространстве B и соответствующее им семейство производящих операторов $\{\Gamma(x); x \in X\}$, измеримых по x с общей плотной в B областью определения B_0 , не зависящей от $x \in X$.

Полумарковская случайная эволюция в схеме серий с дискретным параметром определяется соотношением

$$V_n^\varepsilon := \Gamma_{x_0}(\varepsilon \theta_1) \Gamma_{x_1}(\varepsilon \theta_2) \dots \Gamma_{x_{n-1}}(\varepsilon \theta_n), \quad n \geq 1, \quad (1)$$

$\varepsilon > 0$ — малый параметр.

Определим операторы V_t^e следующим образом:

$$V_t^e := V_n^e + \frac{t - \varepsilon^2 n}{\varepsilon^2} (V_{n+1}^e - V_n^e), \quad n\varepsilon^2 \leq t < (n+1)\varepsilon^2. \quad (2)$$

Случайный процесс $V_t^e f, f \in B_0$, индуцирует вероятностную меру p^e на пространстве $\mathbb{C}([0, +\infty); (B, \mathfrak{B}))$ -непрерывных функций на $[0, +\infty)$ со значениями в (B, \mathfrak{B}) , где \mathfrak{B} — σ -алгебра борелевских множеств в B .

Предположим, что выполнены условия:

А) равномерно по x ограничены первые три момента времени пребывания в состояниях: $m_k(x) := \int_0^\infty t^k G_x(dt), \quad k = 1, 2, 3$;

Б) выполнено условие баланса:

$$\int_X \rho(dx) m_1(x) \Gamma(x) f = 0 \quad \forall f \in B_0. \quad (3)$$

Введем операторы $L(x)$:

$$L(x) := m_1(x) \Gamma(x) (R_0 - I) m_1(x) \Gamma(x) + \frac{1}{2} m_2(x) \Gamma^2(x), \quad (4)$$

где $R_0 := (I - P + \Pi)^{-1}$ — Π — потенциал цепи Маркова $\{x_n; n \geq 0\}$ с оператором переходных вероятностей P и стационарным проектором Π [10].

Теорема 1. При выполнении условий А) и Б) вероятностные меры p^e слабо сходятся при $\varepsilon \rightarrow 0$ к мере p , порожденной решением $\hat{V}(t)$ стохастического интегрального уравнения

$$\hat{V}(t)f = f + \int_0^t \hat{V}(s) \hat{L}f ds + M(t)f, \quad (5)$$

$$\hat{V}(0) = I \quad \forall f \in D(\Gamma^4(x)) \subset B_0,$$

оператором

$$\hat{L} := \int_X \rho(dx) L(x), \quad (6)$$

где $M(t)$ — непрерывный маркинг относительно σ -алгебры

$$\mathcal{F}_t := \sigma\{\tau_0, x_0; \tau_1, x_1; \dots; \tau_{[t]}, x_{[t]}\}, \quad \tau_n = \sum_{k=1}^n \theta_k. \quad (7)$$

Проиллюстрируем применение данной теоремы на примере процесса переноса.

Рассмотрим движение частицы в случайной полумарковской среде со скоростью $v(z, x) \in R^+, z \in R, x \in X$, зависящей от положения z в пространстве R и от состояния ПМП $\boldsymbol{x}(t)$, переключающего скорость движения.

Положение частицы $Z^e(t)$ в момент времени t описывается решением задачи Коши

$$\varepsilon dZ^e(t)/dt = v(Z^e(t), \boldsymbol{x}(t(\varepsilon^2))), \quad Z^e(0) = z. \quad (8)$$

Предполагается, что функция $v(z, x) : R \times X \rightarrow R^+$ является ограниченной неубывающей по z , ограниченной и непрерывной по x , непрерывно дифференцируемая по z и $v(z, x) \geq \delta > 0$ для некоторого δ .

Процесс переноса с дискретным параметром строится следующим образом.

Пусть $q(x, z, t)$ — решение уравнения

$$q(x, z, t) = z + \int_0^t v(q(x, z, s), x) ds, \quad q(x, z, 0) = z \quad \forall x \in X. \quad (9)$$

Определим рекуррентно величину Z_{n+1}^{ε} таким образом:

$$Z_{n+1}^{\varepsilon} := q(x_n, Z_n^{\varepsilon}, \varepsilon(\tau_{n+1} - \tau_n)), \quad Z_0^{\varepsilon} = z. \quad (10)$$

Тогда процессу переноса (10) соответствует ПМСЭ

$$V_n^{\varepsilon} f(z) := f(Z_n^{\varepsilon}), \quad n \geq 0, \quad \forall f(z) \in \mathbb{C}^4(R).$$

Полугруппы $\Gamma_x(t)$ определяются в данном случае так:

$$\Gamma_x(t) f(z) := f(q(x, z, t)),$$

где $q(x, z, t)$ — решение задачи Коши (9).

Производящие операторы $\Gamma(x)$ имеют вид

$$\Gamma(x) f(z) = v(z, x) \frac{d}{dz} f(z), \quad f(z) \in \mathbb{C}^4(R). \quad (11)$$

Вычисляя оператор $L(x)$ в (4), с учетом (11) получаем

$$\begin{aligned} L(x) f(z) = & \left[m_1(x) v(z, x) (R_0 - I) m_1(x) v'_z(z, x) + \frac{1}{2} m_2(x) v(z, x) v''_z(z, x) \right] \times \\ & \times \frac{d}{dz} f(z) + \left[m_1(x) v(z, x) (R_0 - I) m_1(x) v(z, x) + \right. \\ & \left. + \frac{1}{2} m_2(x) v^2(z, x) \right] \frac{d^2}{dz^2} f(z). \end{aligned} \quad (12)$$

Через $a(z, x)$ обозначим коэффициент при d/dz , а через $\sigma^2(z, x)/2$ — коэффициент при d^2/dz^2 . Тогда $L(x) f(z) = a(z, x) \frac{d}{dz} f(z) + \frac{1}{2} \sigma^2(z, x) \frac{d^2}{dz^2} f(z)$ — дифференциальный оператор второго порядка.

Заметим, что оператору V_t^{ε} в (2) соответствует процесс

$$Z_t^{\varepsilon} := Z_n^{\varepsilon} + \frac{t - \varepsilon^2 n}{\varepsilon^2} (Z_{n+1}^{\varepsilon} - Z_n^{\varepsilon}), \quad n\varepsilon^2 \leq t < (n+1)\varepsilon^2. \quad (13)$$

Следствие 1. При выполнении условия А) и условия баланса

$$\int_X \rho(dx) m_1(x) v(z, x) = 0 \quad \forall z \in R^+,$$

процесс Z_t^{ε} в (13) слабо сходится при $\varepsilon \rightarrow 0$ к решению \hat{Z}_t стохастического дифференциального уравнения

$$d\hat{Z}_t = \hat{a}(\hat{Z}_t) dt + \hat{\sigma}(\hat{Z}_t) dw(t),$$

где

$$\hat{a}(z) := \int_X \rho(dx) a(z, x), \quad \hat{\sigma}(z) := \int_X \rho(dx) \sigma(z, x).$$

Заметим, что уравнению (5) в данном случае соответствует уравнение

$$df(\hat{Z}_t) = \hat{L}f(\hat{Z}_t) dt + \hat{\sigma}(\hat{Z}_t) \frac{d}{dz} f(\hat{Z}_t) dw(t),$$

где $\hat{L} = \int_X \rho(dx) L(x)$ с оператором $L(x)$ в (12) и $w(t)$ — стандартный винеровский процесс.

Мартингал $M(t)$ имеет явный вид:

$$M(t)f = \int_0^t \hat{\sigma}(\hat{Z}_s) \frac{d}{dz} f(\hat{Z}_s) dw(s).$$

2. Для доказательства теоремы 1 определим функции $f^{(0)}(z)$, $f^{(1)}(z, x)$ и $f^{(2)}(z, x)$ как решения следующих уравнений:

$$\begin{aligned} (P - I) f^{(0)}(z) &= 0, \\ (P - I) f^{(1)}(z, x) &= -m_1(x) \Gamma(x) f^{(0)}(z), \\ (P - I) f^{(2)}(z, x) &= (\hat{L} - L(x)) f^{(0)}(z), \\ V f^{(0)}(z) &\in D(\Gamma^4(x)). \end{aligned} \quad (14)$$

Условие баланса Б) в (3) обеспечивает однозначную разрешимость второго уравнения в (14), а так как $\int_X \rho(dx) [\hat{L} - L(x)] = 0$, то это верно и для третьего уравнения в (14).

ПМСЭ V_n^e будем рассматривать на функциях вида

$$\varphi^e(z, x) := f^{(0)}(z) + e f^{(1)}(z, x) + e^2 f^{(2)}(z, x). \quad (15)$$

Из (14) следует

$$(P - I) \varphi^e(z, x) = [-\varepsilon m_1(x) \Gamma(x) + \varepsilon^2 (\hat{L} - L(x))] f^{(0)}(z). \quad (16)$$

Пусть $\mathcal{F}_n := \sigma\{\tau_k, x_k; 0 \leq k \leq n\}$. Из марковского свойства ПМВ $\{x_n, \theta_n; n \geq 0\}$ следует

$$E[f(z, x_{n+1})/\mathcal{F}_n] = Pf(z, x_n). \quad (17)$$

По определению ПМСЭ V_n^e имеем

$$V_{n+1}^e - V_n^e = V_n^e [\Gamma_{x_n}(e\theta_{n+1}) - I]. \quad (18)$$

Воспользуемся следующим представлением для полугрупп ([11], Р.1.1.6)):

$$\Gamma_x(t) = I + t\Gamma(x) + \int_0^t (t-s) \Gamma_x(s) \Gamma^2(x) ds \quad \forall x \in X.$$

Отсюда получаем формулу

$$\Gamma_x(t) - I - t\Gamma(x) - \frac{1}{2} t^2 \Gamma^2(x) = \int_0^t (t-s) [\Gamma_x(s) - I] \Gamma^2(x) ds,$$

и далее — асимптотическое разложение

$$\Gamma_x(et) = I + et\Gamma(x) + \frac{1}{2} e^2 t^2 \Gamma^2(x) + o(e^2),$$

где

$$\|o(e^2)f\| \leq e^3 \left[\frac{1}{2} t^3 \|\Gamma^3(x)f\| + \frac{1}{6} t^5 \|\Gamma^4(x)f\| \right] \quad \forall f \in D(\Gamma^4(x)). \quad (19)$$

Введем оператор

$$M_n^e := V_n^e - I - \sum_{k=0}^{n-1} \{E_\rho[V_{k+1}^e/\mathcal{F}_k] - V_k^e\}. \quad (20)$$

Легко проверить, что M_n^e является мартингалом относительно \mathcal{F}_n , который также можно представить в виде суммы мартингал-разностей

$$M_n^e = \sum_{k=0}^{n-1} [V_{k+1}^e - E_\rho(V_{k+1}^e/\mathcal{F}_k)]. \quad (21)$$

В представлении (20) запишем каждое слагаемое в виде

$$\Delta_k^e := E_\rho[V_{k+1}^e \varphi^e(z, x_{k+1})/\mathcal{F}_k] - V_k^e \varphi^e(z, x_k) = \Delta_{1k}^e + \Delta_{2k}^e. \quad (22)$$

Здесь

$$\Delta_{1k}^{\varepsilon} := E_{\rho} [(V_{k+1}^{\varepsilon} - V_k^{\varepsilon}) \varphi^{\varepsilon}(z, x_{k+1}) / \mathcal{F}_k], \quad (23)$$

$$\Delta_{2k}^{\varepsilon} := V_k^{\varepsilon} [E_{\rho} (\varphi^{\varepsilon}(z, x_{k+1}) / \mathcal{F}_k) - \varphi^{\varepsilon}(z, x_k)]. \quad (24)$$

Используя (17) — (19), получаем

$$\begin{aligned} \Delta_{1k}^{\varepsilon} &= V_k^{\varepsilon} \{E_{\rho} [\Gamma_{x_k} (\varepsilon \theta_{k+1}) - I] \varphi^{\varepsilon}(z, x_{k+1}) / \mathcal{F}_k\} = \\ &= V_k^{\varepsilon} \left\{ E_{\rho} \left[\left(\varepsilon \theta_{k+1} \Gamma(x_k) + \frac{\varepsilon^2 \theta_{k+1}^2}{2} \Gamma^2(x_k) + o(\varepsilon^2) \right) \varphi^{\varepsilon}(z, x_{k+1}) / \mathcal{F}_k \right] \right\} = \\ &= V_k^{\varepsilon} \left\{ E_{\rho} \left(E_{\rho} \left[\left(\varepsilon \theta_{k+1} \Gamma(x_k) + \frac{\varepsilon^2 \theta_{k+1}^2}{2} \Gamma^2(x_k) + o(\varepsilon^2) \right) \varphi^{\varepsilon}(z, x_{k+1}) / \mathcal{F}_k \right] / \mathcal{F}_{k+1} \right) \right\} = \\ &= V_k^{\varepsilon} \left[\varepsilon m_1(x_k) \Gamma(x_k) + \frac{\varepsilon^2 m_2(x_k)}{2} \Gamma^2(x_k) + o(\varepsilon^2) \right] P \varphi^{\varepsilon}(z, x_k). \end{aligned}$$

Учитывая (14) и (15), получаем асимптотическое представление для $\Delta_{1k}^{\varepsilon}$:

$$\Delta_{1k}^{\varepsilon} = V_k^{\varepsilon} [\varepsilon m_1(x_k) \Gamma(x_k) + \varepsilon^2 L(x_k)] f^{(0)}(z) + o(\varepsilon^2) f^{(0)}(z). \quad (25)$$

Аналогично из (16) и (17) имеем асимптотическое представление для $\Delta_{2k}^{\varepsilon}$:

$$\Delta_{2k}^{\varepsilon} = V_k^{\varepsilon} [-\varepsilon m_1(x_k) \Gamma(x_k) + \varepsilon^2 (\hat{L} - L(x))] f^{(0)}(z). \quad (26)$$

Складывая (25) и (26), получаем асимптотическое представление для слагаемых Δ_k^{ε} в сумме (20):

$$\Delta_k^{\varepsilon} = \varepsilon^2 V_k^{\varepsilon} \hat{L} f^{(0)}(z) + o(\varepsilon^2) f^{(0)}(z). \quad (27)$$

Или иначе

$$M_n^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon}(z, x_n) = \left[V_n^{\varepsilon} - I - \varepsilon^2 \sum_{k=1}^{n-1} V_k^{\varepsilon} \hat{L} \right] f^{(0)}(z) + o(\varepsilon^2) f^{(0)}(z). \quad (28)$$

Полагая теперь $n = [t/\varepsilon^2]$ и предполагая слабую сходимость $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} V_{[t/\varepsilon^2]}^{\varepsilon} = \hat{V}(t)$, получаем из (28) в пределе уравнение (5).

3. Для доказательства плотности семейства мер P^{ε} , порожденных ПМСЭ в (2), применим критерий компактности [8, с. 119—120].

Из асимптотического представления (28) мартингалов M_n^{ε} с учетом (15) имеем ($t > s$)

$$\begin{aligned} V_{[t/\varepsilon^2]}^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon}(z, x_{[t/\varepsilon^2]}) - V_{[s/\varepsilon^2]}^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon}(z, x_{[s/\varepsilon^2]}) &= M_{[t/\varepsilon^2]}^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon}(z, x_{[t/\varepsilon^2]}) - M_{[s/\varepsilon^2]}^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon}(z, x_{[s/\varepsilon^2]}) - \\ &- \varepsilon^2 \sum_{k=[s/\varepsilon^2]+1}^{[t/\varepsilon^2]-1} V_k^{\varepsilon} \hat{L} f^{(0)}(z) - [V_{[t/\varepsilon^2]}^{\varepsilon} - V_{[s/\varepsilon^2]}^{\varepsilon}] [\varepsilon (f^{(1)}(z, x_{[t/\varepsilon^2]}) - f^{(1)}(z, x_{[s/\varepsilon^2]})) + \\ &+ \varepsilon^2 (f^{(2)}(z, x_{[t/\varepsilon^2]}) - f^{(2)}(z, x_{[s/\varepsilon^2]}))] + o(\varepsilon^2) f^{(0)}(z). \end{aligned} \quad (29)$$

Последние два слагаемых в (29) стремятся к нулю при $\varepsilon \rightarrow 0$.

В силу ограниченности по норме слагаемых в сумме (29) имеем оценку

$$E_{\rho} \left[\left\| \varepsilon^2 \sum_{k=[s/\varepsilon^2]+1}^{[t/\varepsilon^2]-1} V_k^{\varepsilon} \hat{L} f^{(0)}(z) \right\|^2 / \mathcal{F}_{[s/\varepsilon^2]} \right] \leq \text{const} \cdot |t - s|^2. \quad (30)$$

Для оценки приращения мартингалов в (29) воспользуемся их представлением в виде суммы мартингал-разности (21) с учетом (15):

$$M_{[t/\varepsilon^2]}^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon}(z, x_{[t/\varepsilon^2]}) - M_{[s/\varepsilon^2]}^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon}(z, x_{[s/\varepsilon^2]}) = \sum_{k=[s/\varepsilon^2]+1}^{[t/\varepsilon^2]-1} [V_{k+1}^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon}(z, x_{k+1}) -$$

$$-E_\rho[V_{k+1}^e \varphi^e(z, x_{k+1})/\mathcal{F}_k] = \sum_{k=\lfloor s/\varepsilon^2 \rfloor + 1}^{\lfloor t/\varepsilon^2 \rfloor - 1} [V_{k+1}^e f^{(0)}(z) - E_\rho[V_{k+1}^e f^{(0)}(z)/\mathcal{F}_k]] + o(\varepsilon) \times \\ \times f^{(0)}(z). \quad (31)$$

Для слагаемых в (31), используя (18), имеем представление

$$\delta_k^e := V_{k+1}^e f^{(0)}(z) - E_\rho[V_{k+1}^e f^{(0)}(z)/\mathcal{F}_k] = [V_{k+1}^e - V_k^e] f^{(0)}(z) - \\ - E_\rho[(V_{k+1}^e - V_k^e) f^{(0)}(z)/\mathcal{F}_k] = V_k^e [\Gamma_{x_k}(\varepsilon \theta_{k+1}) - I - E_\rho[\Gamma_{x_k} \times \\ \times (\varepsilon \theta_{k+1}) - I]/\mathcal{F}_k]] f^{(0)}(z).$$

Так что $E_\rho[\delta_k^e/\mathcal{F}_k] = 0$. $E_\rho[(\delta_k^e)^2/\mathcal{F}_k] = O(\varepsilon^2)$. Кроме того, при $\varepsilon^2 k > s$ и $\varepsilon^2 k > s'$

$$E_\rho[\delta_k^e \delta_{k'}^e / \mathcal{F}_{\lfloor s/\varepsilon^2 \rfloor}] = 0.$$

Теперь для приращения мартингала (31) имеем оценку

$$E_\rho[\|M_{[t/\varepsilon^2]}^e \varphi^e(z, x_{[t/\varepsilon^2]}) - M_{[s/\varepsilon^2]}^e \varphi^e(z, x_{[s/\varepsilon^2]})\|^2 / \mathcal{F}_{[s/\varepsilon^2]}] \leq \text{const} \cdot |t - s|. \quad (32)$$

Поэтому из (29), (30) и (32) следует, что для

$$\tilde{V}_t^e := M_{[t/\varepsilon^2]}^e - \varepsilon^2 \sum_{k=0}^{\lfloor t/\varepsilon^2 \rfloor - 1} V_k^e \hat{L}$$

справедлива оценка

$$E_\rho[\|\tilde{V}_{[t/\varepsilon^2]}^e \varphi^e(z, x_{[t/\varepsilon^2]}) - \tilde{V}_{[s/\varepsilon^2]}^e \varphi^e(z, x_{[s/\varepsilon^2]})\|^2 / \mathcal{F}_{[s/\varepsilon^2]}] \leq \text{const} \cdot |t - s|.$$

Кроме того, ввиду ограниченности мартингала M_n^e [12] имеем

$$E_\rho[\|\tilde{V}_{[t/\varepsilon^2]}^e\|] \leq \text{const}.$$

Теперь из соотношения

$$V_{[t/\varepsilon^2]}^e - V_{[s/\varepsilon^2]}^e = \tilde{V}_t^e - \tilde{V}_s^e + O(\varepsilon)$$

следует сходимость процессов \tilde{V}_t^e , а значит, и случайных эволюций $V_{[t/\varepsilon^2]}^e$.

4. Непрерывный ПМСЭ задается соотношением

$$V^e(t) := \Gamma_{x_0}(\varepsilon \theta_1) \Gamma_{x_1}(\varepsilon \theta_2) \dots \Gamma_{x_{\lfloor t/\varepsilon^2 \rfloor}}(t/\varepsilon - \varepsilon \tau_{v(t/\varepsilon^2)}). \quad (33)$$

Здесь $v(t)$ — считающий процесс: $v(t) = \max\{n : \tau_n \leq t\}$.

Заметим, что из (1) и (33) $V^e(t)$ имеет представление

$$V^e(t) = V_{v(t/\varepsilon^2)}^e \Gamma_{\varkappa(t/\varepsilon^2)}(t/\varepsilon - \varepsilon \tau_{v(t/\varepsilon^2)}). \quad (34)$$

Так как

$$V^e(t) = V_{v(t/\varepsilon^2)}^e + V_{v(t/\varepsilon^2)}^e [\Gamma_{\varkappa(t/\varepsilon^2)}(t/\varepsilon - \varepsilon \tau_{v(t/\varepsilon^2)}) - I],$$

$$\Gamma_{\varkappa(t/\varepsilon^2)}(t/\varepsilon - \varepsilon \tau_{v(t/\varepsilon^2)}) - I = \varepsilon [t/\varepsilon^2 - \tau_{v(t/\varepsilon^2)}] \Gamma(\varkappa(t/\varepsilon^2)) + o(\varepsilon),$$

$$E_\rho[t/\varepsilon^2 - \tau_{v(t/\varepsilon^2)}] \Gamma(\varkappa(t/\varepsilon^2)) \xrightarrow[\varepsilon \rightarrow 0]{} \int_X \rho(dx) m_2(x) \Gamma(x)/2m,$$

где $m = \int_X \rho(dx) m(x)$, то

$$E_\rho[V_{v(t/\varepsilon^2)}^e [\Gamma_{\varkappa(t/\varepsilon^2)}(t/\varepsilon - \varepsilon \tau_{v(t/\varepsilon^2)}) - I]] = \varepsilon E_\rho[V_{v(t/\varepsilon^2)}^e(t/\varepsilon^2 - \tau_{v(t/\varepsilon^2)}) \times \\ \times \Gamma(\varkappa(t/\varepsilon^2)) \xrightarrow[\varepsilon \rightarrow 0]{} 0.$$

Осталось вычислить $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} E_\rho V_{v(t/\varepsilon^2)}^\varepsilon$. Из теоремы 1 следует

$$V_t^\varepsilon \xrightarrow{\text{сл.}} \hat{V}(t),$$

где $\hat{V}(t)$ определено в (5), поэтому получаем [13, с. 165] (теорема 1)

$$V_{v(t/\varepsilon^2)}^\varepsilon \xrightarrow[\varepsilon \rightarrow 0]{\text{сл.}} \check{V}(t) : \check{V}(t) = I + \int_0^t \check{V}_s \check{L} ds + M_t,$$

где $\check{L} := \hat{L}/m$, \hat{L} определено в (6), $m = \int_X \rho(dx) m_1(x)$, M_t определен в теореме 1.

Таким образом, справедлива следующая теорема.

Теорема 2. При выполнении условий А) и Б) непрерывные ПМСЭ $V^\varepsilon(t)$ слабо сходятся при $\varepsilon \rightarrow 0$ к решению $\check{V}(t)$ стохастического интегрального уравнения

$$\check{V}(t)f = f + \int_0^t \check{V}_s \check{L} f ds + M_t f, \quad \check{V}(0) = I,$$

с оператором $\check{L} := \hat{L}/m$, $m = \int_X \rho(dx) m_1(x)$,

Следствие 2. При выполнении условия А) и условия баланса $\int_X \rho(dx) m_1(x) v(z, x) = 0$ процесс $Z^\varepsilon(t)$ в (8) слабо сходится при $\varepsilon \rightarrow 0$ к решению $\check{Z}(t)$ стохастического дифференциального уравнения

$$md\check{Z}(t) = \hat{a}(\check{Z}(t)) dt + \hat{\sigma}(\check{Z}(t)) dw(t),$$

где $\hat{a}(z)$ и $\hat{\sigma}(z)$ определены в следствии 1.

1. Королюк В. С., Свищук А. В. ЦПТ для ПМСЭ // Укр. мат. журн.— 1968.— 38, № 3.— С. 300—304.
2. Королюк В. С., Чмил Т. В. Слабая сходимость полумарковских процессов в схеме фазового укрупнения // Предельные теоремы в схеме асимптотического фазового укрупнения.— Киев, 1984.— С. 21—33.— (Препринт / АН УССР. Ин-т математики; 84.16).
3. Watanabe H. Diffusion approximation of some stochastic difference equation // Stoch. Anal. Appl.; Adv. Prob. Rel. Topics.— 1984.— 7.— P. 439—456.
4. Papanicolaou G., Strook D., Varadhan S. R. S. Martingale approach to some limit theorems // Stat. Mech. and Dynamical Systems, Duke Univ. Conf. Turbulence (M. Reed, ed.). Duke Univ. Math. Ser.— Durham, N. C., 1977.— 3.— 20 p.
5. Watkins J. Stochastic integral representation for random evolutions // Ann. Probab.— 1985.— 13, N 2.— P. 531—557.
6. Королюк В. С. Эволюция систем в полумарковской случайной среде // Кибернетика.— 1987.— № 5.— С. 107—110.
7. Iizuka M., Matsuda H. Weak convergence of discrete time non-Markovian process related to section models in population genetics // J. Math. Biology.— 1982.— 15.— P. 107—127.
8. Kesten H., Papanicolaou G. A limit theorem for turbulent diffusion // Communs Math. Phys.— 1978.— 65.— P. 97—128.
9. Kushner H. J. A martingale method for the convergence of a sequence of process to a jump diffusion processes // Z. Wahrscheinlichkeitstheorie und verw. Geb.— 1980.— 53.— P. 207—219.
10. Королюк В. С., Турбин А. Ф. Математические основы фазового усреднения сложных систем.— Киев : Наук. думка, 1978.— 218 с.
11. Butzer P. L., Berens H. Semi-groups of operators and approximation.— Berlin: Springer, 1967.— 318 p.
12. Дуб Дж. Вероятностные процессы.— М.: Мир, 1956.— 590 с.
13. Сильвестров Д. Г. Предельные теоремы для сложных случайных функций.— Киев : Вища шк., 1974.— 350 с.