

## О МАРКОВСКОМ АНАЛОГЕ Q-ПРОЦЕССОВ С НЕПРЕРЫВНЫМ ВРЕМЕНЕМ

УДК 519.21

АЗАМ А. ИМОМОВ

*Посвящается светлой памяти профессора Бадалбаева И. С.*

**АНОТАЦІЯ.** У роботі розглядаються марківські Q-процеси, які є поширенням на випадок неперервного часу визначення Q-процесів. Досліджуються асимптотичні властивості перехідних ймовірностей марковських Q-процесів.

**АННОТАЦИЯ.** В работе рассматриваются марковские Q-процессы, которые являются распространением на случай непрерывного времени определения Q-процессов. Исследуются асимптотические свойства переходных вероятностей марковских Q-процессов.

**АБСТРАКТ.** The paper deals with Markov Q-processes, which are extensions of the definition of Q-processes in case of continuous time. The asymptotic properties of transition probabilities of Markov Q-processes are investigated.

### 1. ВВЕДЕНИЕ

Пусть величина  $Z(t)$ ,  $t \geq 0$ , представляет численность популяции частиц в момент  $t$  в однородном марковском ветвящемся процессе с непрерывным временем (МВП) с начальным состоянием  $Z(0) = 1$ . Обозначим

$$P_{ij}(t) := P\{Z(t + \tau) = j \mid Z(\tau) = i\},$$

для любых  $t, \tau \geq 0$  и  $i, j \in \mathbf{N}_0 = \{0\} \cup \{\mathbf{N} = 1, 2, \dots\}$ , переходные вероятности МВП. Согласно условию ветвления, для изучения изменения состояний МВП достаточно определить переходные вероятности  $P_{1j}(t)$ . Эти вероятности, в свою очередь, вычисляются с помощью локальных плотностей  $\{a_j, j \in \mathbf{N}_0\}$  соотношением

$$P_{1j}(\Delta) = \delta_{1j} + a_j \Delta + o(\Delta), \quad \Delta \rightarrow 0, \quad (1)$$

где  $\delta_{1j}$  — знак Кронекера; плотности вероятностей перехода  $a_j \geq 0$  для  $j \in \mathbf{N}_0 \setminus \{1\}$  и  $0 < a_0 < -a_1$ , причем  $\sum_{j \in \mathbf{N}_0} a_j = 0$ . Смысл этих вероятностей заключается в следующем. Имеются частицы одного типа, каждая из которых за промежуток времени  $(t; t + \Delta)$  с вероятностью  $a_k \Delta + o(\Delta)$  превращается в  $k \in \mathbf{N}_0 \setminus \{1\}$  частиц; с вероятностью  $a_1 \Delta + o(\Delta)$  численность частиц в популяции не изменяется.

Как у всех схем ветвящихся процессов, для МВП первым и главным является свойство превращения частиц, которое характеризуется значением регулирующего параметра  $a := \sum_{j \in \mathbf{N}_0} j a_j$ . Когда  $a = 0$ , МВП называется критическим, если  $a < 0$  или  $a > 0$ , он называется докритическим или надкритическим, соответственно.

В дальнейшем мы используем производящие функции (п.ф.)

$$\Phi(t; x) := \sum_{j \in \mathbf{N}_0} P_{1j}(t) x^j \quad \text{и} \quad f(x) := \sum_{j \in \mathbf{N}_0} a_j x^j, \quad |x| < 1.$$

---

2000 *Mathematics Subject Classification.* Primary 60J05.

*Ключевые слова и фразы.* Марковские Q-процессы, переходные вероятности, стационарные меры.

Они связаны дифференциальными уравнениями

$$\frac{\partial \Phi(t; x)}{\partial t} = f(\Phi(t; x)), \quad (2)$$

и

$$\frac{\partial \Phi(t; x)}{\partial t} = f(x) \frac{\partial \Phi(t; x)}{\partial x}, \quad (3)$$

с начальным условием  $\Phi(0; x) = x$ . Кроме того, п.ф.  $\Phi(t; x)$  удовлетворяет функциональному уравнению

$$\Phi(t + \tau; x) = \Phi(t; \Phi(\tau; x)), \quad (4)$$

при любых  $t, \tau \geq 0$ , с вышеупомянутым начальным условием (см. [1]).

Известно, что вероятность вырождения  $q$  МВП равна наименьшему неотрицательному корню уравнения  $f(x) = 0$ . Она равна 1, если  $a \leq 0$  и меньше 1, если  $a > 0$ . Более того, в критическом случае  $1 - \Phi(t; x) = O(1/t)$  и в некритическом случае  $q - \Phi(t; x) = O(\beta^t)$ , для всех  $|x| < 1$ , при  $t \rightarrow \infty$ . В последнем равенстве  $0 < \beta := \exp\{f'(q)\} < 1$ . В частности, в случаях  $a \leq 0$  вероятность продолжения  $\mathbb{P}\{Z(t) > 0\} = 1 - \Phi(t; 0) \rightarrow 0$ , то есть распределение  $Z(t)$  сходится к вырожденному в нуле распределению. Поэтому в этих случаях почти все предельные свойства МВП исследованы при условии  $Z(t) > 0$ . Вышесказанные относятся и к процессам Гальтона–Ватсона с дискретным временем (ГВП) (см. [1]).

Однако, как показали исследования в работах [2], [3, с. 56–60], [4]–[6], можно получить другие предельные теоремы, сильно отличающихся от классических, если предположить, что траектория процесса не вырождается в далеком будущем. Модель ГВП с не вырождающейся в далеком будущем траекторией была названа авторами монографии [3] как  $Q$ -процессы.

В настоящей заметке мы исследуем процессы, которые являются распространением на случай непрерывного времени определения  $Q$ -процессов. В соответствие с аналогий дискретного времени мы будем называть их *Марковскими  $Q$ -процессами* (МВП). Некоторые обсуждения относительно МВП имеются в работе автора [7].

## 2. ОПРЕДЕЛЕНИЕ И ПРЕДВАРИТЕЛЬНЫЕ ЗАМЕЧАНИЯ

Для определения МВП мы ограничиваемся лишь формальностью, так как его определение повторяет рассуждения в определении  $Q$ -процесса. Предположим, что траектория МВП не вырождается в далеком будущем, и определим стохастическую матрицу  $\{Q_{ij}(t), i, j \in \mathbb{N}_0\}$  предельным переходом

$$Q_{ij}(t) = \lim_{r \rightarrow \infty} \mathbb{P}\{Z(t + \tau) = j \mid Z(\tau) = i, Z(t + \tau + r) > 0\},$$

для любых  $t, \tau \geq 0$ . После вычисления находим

$$Q_{ij}(t) = \frac{j q^{j-i}}{i \beta^t} P_{ij}(t). \quad (5)$$

Теперь рассмотрим семейство случайных величин  $\{W(t), t \geq 0\}$  с переходными вероятностями  $\mathbb{P}\{W(t + \tau) = j \mid W(\tau) = i\} = Q_{ij}(t)$ . Тогда величина  $W(t)$  означает численность популяции в момент  $t \geq 0$  в МВП с переходными вероятностями  $Q_{ij}(t)$ .

Поскольку в определении МВП фигурирует переходные вероятности  $P_{ij}(t)$ , то для изучения изменения МВП достаточно задавать вероятности  $Q_{1j}(t)$ . Эти вероятности при  $\Delta \rightarrow 0$ , согласно (1), представимы в виде

$$Q_{11}(\Delta) = 1 + q_1 \Delta + o(\Delta), \quad (6)$$

$$Q_{1j}(\Delta) = q_j \Delta + o(\Delta), \quad j \neq 1. \quad (7)$$

Здесь плотности вероятностей перехода

$$q_0 = 0, \quad q_1 = a_1 - f'(q) < 0, \quad q_k = k q^{k-1} a_k \geq 0, \quad k \in \mathbb{N} \setminus \{1\}.$$

Введем в рассмотрение п.ф.

$$G_i(t; x) := \sum_{j \in \mathbf{N}} Q_{ij}(t) x^j \quad \text{и} \quad g(x) := \sum_{k \in \mathbf{N}} q_k x^k.$$

Легко заметим, что п.ф.  $g(x) = x [f'(qx) - f'(q)]$  и она является инфинитезимальной. Таким образом, MQП полностью определяются заданием п.ф.  $g(x)$ . В дальнейшем предположим, что первый момент  $b := \sum_{k \in \mathbf{N}} k q_k = g'(1)$  конечен.

В силу определения МВП и с помощью (5) имеем

$$G_i(t; x) = \frac{\frac{qx}{i\beta^t}}{\partial \partial s} \left[ \left( \frac{\Phi(t; s)}{q} \right)^i \right]_{s=qx}, \quad (8)$$

для всех  $t > 0$ . Формулу (8) можно записать в виде

$$G_i(t; x) = \left[ \frac{\Phi(t; qx)}{q} \right]^{i-1} G(t; x), \quad (9)$$

при любом  $i \in \mathbf{N}$ . Здесь п.ф.  $G(t; x) := G_1(t; x) = \mathbb{E} [x^{W(t)} | W(0) = 1]$ .

Поскольку  $q - \Phi(t; x) \rightarrow 0$ ,  $t \rightarrow \infty$  для всех  $|x| < 1$ , то ввиду (9) достаточно исследовать п.ф.  $G(t; x)$  при  $t \rightarrow \infty$ . Это указывает на то, что основная масса распределения будет уходить к  $Q_{1j}(t)$  при бесконечном росте числа поколений.

Далее, как было показано в работе [7],

$$\frac{\partial \Phi(t; qx)}{\partial x} = \exp \left\{ \int_0^t f'(\Phi(\tau; qx)) d\tau \right\}. \quad (10)$$

Используя (10) в (8), при  $i = 1$  имеем

$$G(t; x) = x \exp \left\{ \int_0^t \left[ f' \left( q \frac{\Phi(\tau; qx)}{q} \right) - f'(q) \right] d\tau \right\}. \quad (11)$$

Теперь вспомним, что п.ф.  $F(t; x)$  МВП с однородной иммиграцией (МВПИ), для которого п.ф. плотностей превращения частиц есть  $f(x)$  и п.ф. интенсивностей поступления иммиграционных частиц есть  $b(x)$  имеет представление (см. [8])

$$F(t; x) = \exp \left\{ \int_0^t b(\Phi(\tau; qx)) d\tau \right\}. \quad (12)$$

Положим  $b(x) = f'(qx) - f'(q) = \sum_{k \in \mathbf{N}} b_k x^k$ . Поскольку  $b(x) = g(x)/x$ , то  $b(x)$  является некоторой инфинитезимальной п.ф.. В этих обозначениях равенство (11) может быть записано в виде

$$G(t; x) = x \exp \left\{ \int_0^t b \left( \frac{\Phi(\tau; qx)}{q} \right) d\tau \right\}. \quad (13)$$

Судя по виду (12) и полученную формулу (13), делаем вывод о том, что MQП можно заменить с следующим ветвящимся процессом с непрерывным временем. В начале имеется одна частица. Эволюция процесса начинается за счет потока иммигрирующих частиц, закон которого порождается п.ф.

$$b(x) = f'(qx) - f'(q).$$

Поступившие в популяции частицы-иммигранты в дальнейшем претерпевают превращения по закону, заданному п.ф.  $f(qx)$ . Причем начальная частица не исчезает и не размножается. Эта "вечная частица" участвует на протяжении всей эволюции процесса.

Таким образом, исследование асимптотических свойств MQП можно свести к изучению соответствующих свойств МВПИ.

Математическое ожидание  $E W(t)$  и дисперсию  $\text{Var } W(t)$  можно вычислить дифференцированием (13):

$$E W(t) = \begin{cases} bt + 1, & a = 1, \\ 1 + \gamma(1 - \beta^t), & a \neq 1, \end{cases} \quad (14)$$

$$\text{Var } W(t) = \begin{cases} bt, & a = 1, \\ \gamma(1 - \beta^t), & a \neq 1, \end{cases} \quad (15)$$

где  $b = g'(1) = f''(1)$  в случае  $a = 0$  и  $\gamma := qf''(q)/|f'(q)|$  в случае  $a \neq 0$ . Формулы (14) и (15) свидетельствуют о том, что параметр  $a = f'(1)$  остается главной характеристикой эволюции MQП.

Наконец, с помощью (4) и (9) убедимся в справедливости следующего основного функционального уравнения:

$$G_i(t + \tau; x) = \frac{G(\tau; x)}{G\left(0; \frac{\Phi(\tau; qx)}{q}\right)} G_i\left(t; \frac{\Phi(\tau; qx)}{q}\right), \quad (16)$$

где  $G(0; x) = \lim_{t \rightarrow 0} G(t; x) = x$ .

### 3. СТАЦИОНАРНОСТЬ $W(t)$

В этом пункте мы исследуем асимптотические поведения п.ф.  $G_i(t; x)$ . Как уже было замечено, достаточно рассмотреть п.ф.  $G(t; x)$ . Обозначив  $R(t; x) := q - \Phi(t; x)$ , из формулы (8) получим

$$G(t; x) = -\frac{x}{\beta^t} \frac{\partial R(t; qx)}{\partial x}. \quad (17)$$

**3.1. Случай  $a \leq 0$ .** В этом случае  $q = 1$  и  $R(t; x) \rightarrow 0$ ,  $t \rightarrow \infty$ . Далее используя результаты из работы [7] для асимптотического представления функции  $\partial R(t; x)/\partial x$ , непосредственно получим следующую лемму.

**Лемма 1.** *Имеют места следующие представления:*

1) если  $a < 0$ , то

$$G(t; x) = e^{|a|t} \frac{|a|x}{f(x)} R(t; x) (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty; \quad (18)$$

2) если  $a = 0$ , то

$$G(t; x) = \frac{bx}{2f(x)} R^2(t; x) (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty. \quad (19)$$

Значение функции  $G(t; x)/x$  в точке  $x = 0$  представляет собой вероятность возврата  $Q_{11}(t)$  к начальному состоянию  $\{W(0) = 1\}$  за время  $t$ . Запишем п.ф.  $G(t; x)$  в виде  $x \sum_{j \in \mathbb{N}} Q_{1j}(t) x^{j-1}$  и полагая  $x = 0$  в (18) и (19), используя при этом разложения  $R(t; x)$  (см. [1]), получим следующие локальные предельные теоремы.

**Теорема 1.** *Пусть  $a < 0$ . Тогда*

$$Q_{11}(t) = \frac{|a|K}{a_0} (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty,$$

здесь и всюду  $K$  – константа Севастьянова, которая определяется равенством

$$\ln K = - \int_0^1 \frac{au + f(1-u)}{uf(1-u)} du.$$

**Теорема 2.** Пусть  $a = 0$ . Тогда

$$t^2 Q_{11}(t) = \frac{2}{ba_0} (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty.$$

Следующие две теоремы являются следствиями работы [7] и Леммы 1.

**Теорема 3.** Пусть  $a < 0$ . Тогда

$$G_i(t; x) = \pi(x) (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty,$$

где

$$\pi(x) = K|a| \frac{x}{f(x)} \exp \left\{ a \int_0^x \frac{du}{f(u)} \right\}.$$

П.ф.  $\pi(x)$  имеет представление в виде степенного ряда  $\pi(x) = \sum_{k \in \mathbf{N}} \pi_k x^k$  и неотрицательные коэффициенты  $\{\pi_n, n \in \mathbf{N}\}$  образуют стационарное распределение для MQП. Переходные вероятности  $\{Q_{ij}(t), n \in \mathbf{N}\}$  представимы в виде

$$Q_{ij}(t) = \pi_j (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty.$$

**Теорема 4.** Пусть  $a = 0$  и  $\{Q_{ij}(t), n \in \mathbf{N}\}$  — переходные вероятности MQП. Тогда

$$t^2 G_i(t; x) = \mu(x) (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty,$$

где предельная п.ф.  $\mu(x) = \sum_{j \in \mathbf{N}} \mu_j x^j$  имеет вид

$$\mu(x) = \frac{2x}{bf(x)}.$$

Неотрицательные коэффициенты  $\{\mu_j, j \in \mathbf{N}\}$  удовлетворяют уравнениям

$$\mu_i = \sum_{j \in \mathbf{N}} \mu_j Q_{ji}(t).$$

Переходные вероятности MQП представимы в виде

$$t^2 Q_{ij}(t) = \mu_j (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty.$$

Следующая теорема является следствием Теоремы 4.

**Теорема 5.** Пусть  $a = 0$ . Тогда для стационарной меры  $\{\mu_j, j \in \mathbf{N}\}$  MQП с конечным моментом  $b := g'(1)$  справедливо асимптотическое соотношение

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n^2} [\mu_1 + \mu_2 + \dots + \mu_n] = \frac{2}{b^2}. \quad (20)$$

Соотношение (20) свидетельствует о том, что  $\sum_{j \in \mathbf{N}} \mu_j = \infty$ . Таким образом, в случае  $a = 0$  для MQП существует, причем единственная, стационарная мера.

**3.2. Случай  $a > 0$ .** Теперь рассмотрим случай  $a > 0$ , при котором вероятность вырождения исходного МВП  $q < 1$ . В [3, с. 115] доказано, что

$$R(t; x) = \beta^t A(x) (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty. \quad (21)$$

Здесь предельная функция  $A(x)$  есть единственное решение уравнения

$$A(\Phi(t; x)) = \beta^t A(x)$$

с  $A(q) = 0$  и  $A'(q) = -1$ . Далее нас интересует вид функции  $A(x)$ . Сохраняя обозначения, представим уравнение (2) в виде

$$R(t; x) = (q - x) \beta^t \exp \left\{ \int_x^{\Phi(t; x)} \left[ \frac{1}{s - q} - \frac{f'(q)}{f(s)} \right] ds \right\}. \quad (22)$$

Сопоставляя (21) и (22), мы находим  $A(x)$  в виде

$$A(x) = (q - x) \exp \left\{ \int_x^q \left[ \frac{1}{s - q} - \frac{f'(q)}{f(s)} \right] ds \right\}. \quad (23)$$

Полагая в (23)  $x = 0$ , и легко убедимся в том, что

$$A := A(0) = q \exp \left\{ \int_0^q \left[ \frac{1}{s - q} - \frac{f'(q)}{f(s)} \right] ds \right\} < \infty. \quad (24)$$

Комбинируя уравнения (2) и (3), используя при этом формулу Тейлора, обнаружим

$$\frac{\partial R(t; x)}{\partial x} = \frac{f'(q)}{f(x)} R(t; x) (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty. \quad (25)$$

Рассмотрев вместе (17), (21) и (25), получим следующую лемму.

**Лемма 2.** *Если  $a > 0$ , то справедливо представление*

$$G(t; x) = -x \frac{f'(q)}{f(qx)} A(qx) (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty,$$

где функция  $A(x)$  задано равенством (23).

Теперь с помощью утверждения Леммы 2 и равенства (23), мы немедленно получим предел  $U(x) = \lim_{n \rightarrow \infty} G_i(t; x)$  в виде

$$U(x) = \frac{q|f'(q)|}{f(qx)} x(1 - x) \exp \left\{ \int_{qx}^q \left[ \frac{1}{s - q} - \frac{f'(q)}{f(s)} \right] ds \right\}. \quad (26)$$

Следующую локальную предельную теорему мы непосредственно получим из Леммы 2 и равенства (26), полагая  $x = 0$ .

**Теорема 6.** *Пусть  $a > 0$ . Тогда*

$$Q_{11}(t) = \frac{|f'(q)|A}{a_0} (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty,$$

где положительная постоянная  $A$  определена в равенстве (24).

Как уже заметили, что МҚП можно исследовать и с помощью МВПИ. К утверждению этому мы получим другой эквивалентный вид предельной п.ф.  $U(x)$ , используя ранее известный результат из теории МВПИ. В работе [8, Теорема 5] имеется следующий результат.

**Теорема А** ([8]). *Пусть  $a > 0$ . Тогда для МВПИ заданного п.ф. (12) справедливо*

$$F(t; x) = e^{b(q)t} C(x) (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty,$$

при  $|x| \leq q$ , где

$$C(x) = \exp \left\{ \int_x^q \frac{b(s) - b(q)}{f(s)} ds \right\}.$$

Непосредственно используя утверждение Теоремы А и, следуя ходу рассуждения его доказательства, с учетом (9) и (13), мы получим следующую теорему.

**Теорема 7.** *Пусть  $a > 0$ . Тогда*

$$G_i(t; x) = U(x) (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty,$$

где

$$U(x) = x \exp \left\{ \int_{qx}^q \frac{f'(s) - f'(q)}{f(s)} ds \right\}.$$

Предельная п.ф.  $U(x)$  имеет представление  $U(x) = \sum_{k \in \mathbf{N}} u_k x^k$  и переходные вероятности  $\{Q_{ij}(t), n \in \mathbf{N}\}$  представимы в виде

$$Q_{ij}(t) = u_j (1 + o(1)), \quad t \rightarrow \infty.$$

Дальнейшие рассуждения показывают, что вид предельной п.ф.  $U(x)$  заданного в равенстве (26) и полученный в Теореме 7 равносильны.

*Замечание 1.* Предельная производящая функция  $U(x)$  образует стационарное распределение для MQП.

Действительно, в силу основного функционального уравнения (16), мы убедимся в том, что неотрицательные коэффициенты  $\{u_n, n \in \mathbf{N}\}$  удовлетворяют уравнениям

$$u_i = \sum_{j \in \mathbf{N}} u_j Q_{ji}(t).$$

Более того, поскольку

$$\lim_{s \rightarrow q} \frac{f'(s) - f'(q)}{f(s)} = -\frac{\gamma}{q}$$

конечен, то  $U(1) = \sum_{k \in \mathbf{N}} u_k = 1$ .

*Замечание 2.* Используя формулы (14) и (15) можно заключить о том, что  $W(t)$  сходится в среднем квадратическом и с вероятностью 1 при  $t \rightarrow \infty$  к случайной величине  $W$ , для которой

$$\mathbf{E}W = 1 + \gamma \quad \text{и} \quad \text{Var}W = \gamma.$$

#### 4. ПРЕДЕЛЬНАЯ ТЕОРЕМА В СЛУЧАЕ $a = 0$

В случае  $a = 0$ , как и в дискретном случае (см. [3, с. 59]), мы убедимся в справедливости аналога известной классической предельной теоремы Яглома о предельном законе распределения величины  $W(t)/\mathbf{E}W(t)$ . Она является переформулировкой теоремы 7 из [7].

**Теорема 8.** Пусть  $a = 0$ . Тогда для любого  $x > 0$

$$\mathbf{P} \left\{ \frac{W(t)}{\mathbf{E}W(t)} \leq x \right\} \rightarrow 1 - e^{-2x} - 2xe^{-2x}, \quad t \rightarrow \infty.$$

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Б. А. Севастьянов, *Ветвящиеся процессы*, "Наука", Москва, 1971.
2. J. Lamperti and P. E. Ney, *Conditioned branching processes and their limiting diffusions*, Theory of Probability and its Appl. **13** (1968), 128–139.
3. K. B. Athreya and P. E. Ney, *Branching Processes*, Springer, New York, 1972.
4. A. G. Pakes, *Some limit theorems for the total progeny of a branching process*, Advances in Applied Probability **3** (1971), № 1, 176–192.
5. A. G. Pakes, *Some new limit theorems for the critical branching process allowing immigration*, Stoch. Process. and Appl. **3** (1975), 175–185.
6. А. А. Имомов, *Об одном виде условия невырождения ветвящихся процессов*, Узбекский математический журнал (2001), № 2, 46–51.
7. А. А. Imomov, *A differential analog of the main lemma of the theory of Markov branching processes and its applications*, Ukrainian Mathematical Journal **57** (2005), no. 2, 307–315.
8. A. G. Pakes, *On Markov branching processes with immigration*, Sankhyā: The Indian Journal of Statistics **37(A)** (1975), no. 1, 129–138.

Отдел теории вероятностей и математической статистики, Институт Математики и Информационных Технологий АН РУз, 29, ул. Дурмон йули, 100125 Ташкент; Каршинский государственный университет, 17, ул. Кучабаг, 180103 Карши; Узбекистан

*Текущий адрес:* Кафедра математического анализа и алгебры, Каршинский государственный университет, 17, ул. Кучабаг, 180103 Карши, Узбекистан

*Адрес электронной почты:* imomov\_azam@mail.ru

Поступила 09/11/2009