

© Черникова А.В., 2022

DOI 10.20310/2686-9667-2022-27-140-386-404

УДК 517.929



## О существовании предела средней временной выгоды в вероятностных моделях сбора возобновляемого ресурса

Анастасия Владимировна ЧЕРНИКОВА

ФГБОУ ВО «Владимирский государственный университет  
имени Александра Григорьевича и Николая Григорьевича Столетовых»  
600000, Российская Федерация, г. Владимир, ул. Горького, 87

**Аннотация.** Исследуются модели динамики популяций, заданные разностными уравнениями со случайными параметрами. При отсутствии промысла развитие популяции в моменты времени  $k = 1, 2, \dots$  описывается уравнением  $X(k+1) = f(X(k))$ , где  $X(k)$  — количество возобновляемого ресурса,  $f(x)$  — вещественная дифференцируемая функция. Предполагается, что в моменты  $k = 1, 2, \dots$  происходит изъятие случайной доли популяции  $\omega \in [0, 1]$ . Процесс эксплуатации прекращается, когда в момент  $k$  доля собранного ресурса окажется больше некоторого значения  $u(k) \in [0, 1]$ , чтобы сохранить часть популяции для воспроизводства и увеличения размера следующего сбора. При этом доля добываемого ресурса будет равна  $\ell(k) = \min\{\omega(k), u(k)\}$ ,  $k = 1, 2, \dots$ . Тогда модель эксплуатируемой популяции имеет вид

$$X(k+1) = f((1 - \ell(k))X(k)), \quad k = 1, 2, \dots,$$

где  $x(0)$  — начальная численность популяции,  $X(1) = f(x(0))$ . Для стохастической модели популяции исследуется задача выбора управления  $\bar{u} = (u(1), \dots, u(k), \dots)$ , ограничивающего в каждый момент времени  $k$  долю собираемого ресурса, при котором предел функции средней временной выгоды

$$H(\bar{\ell}, x(0)) \doteq \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X(k)\ell(k), \quad \text{где } \bar{\ell} \doteq (\ell(1), \dots, \ell(k), \dots)$$

существует и его можно оценить снизу с вероятностью единица по возможности наибольшим числом. Если уравнение  $X(k+1) = f(X(k))$  имеет решение вида  $X(k) \equiv x^*$ , то это решение называется положением равновесия данного уравнения. Для любого  $k = 1, 2, \dots$  вводятся в рассмотрение случайные величины  $A(k+1, x) = f((1 - \ell(k))A(k, x))$ ,  $B(k+1, x^*) = f((1 - \ell(k))B(k, x^*))$ ; здесь  $A(1, x) = f(x)$ ,  $B(1, x^*) = x^*$ . Показано, что при выполнении определенных условий существует управление  $\bar{u}$ , при котором справедлива оценка средней временной выгоды

$$\frac{1}{m} \sum_{k=1}^m M(A(k, x)\ell(k)) \leq H(\bar{\ell}, x(0)) \leq \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m M(B(k, x^*)\ell(k)),$$

где через  $M$  обозначено математическое ожидание. Кроме того, получены условия существования управления  $\bar{u}$ , при котором с вероятностью единица существует положительный предел средней временной выгоды, равный

$$H(\bar{\ell}, x(0)) = \lim_{k \rightarrow \infty} MA(k, x)\ell(k) = \lim_{k \rightarrow \infty} MB(k, x^*)\ell(k).$$

**Ключевые слова:** подтвержденная промыслу стохастическая модель популяции, средняя временная выгода, оптимальная эксплуатация

**Для цитирования:** Черникова А.В. О существовании предела средней временной выгоды в вероятностных моделях сбора возобновляемого ресурса // Вестник российских университетов. Математика. 2022. Т. 27. № 140. С. 386–404. DOI 10.20310/2686-9667-2022-27-140-386-404.

## About existence of the limit to the average time profit in stochastic models of harvesting a renewable resource

Anastasia V. CHERNIKOVA

Vladimir State University

87 Gorky St., Vladimir 600000, Russian Federation

**Abstract.** We investigate population dynamics models given by difference equations with stochastic parameters. In the absence of harvesting, the development of the population at time points  $k = 1, 2, \dots$  is given by the equation  $X(k+1) = f(X(k))$ , where  $X(k)$  is amount of renewable resource,  $f(x)$  is a real differentiable function. It is assumed that at times  $k = 1, 2, \dots$  a random fraction  $\omega \in [0, 1]$  of the population is harvested. The harvesting process stops when at the moment  $k$  the share of the collected resource becomes greater than a certain value  $u(k) \in [0, 1]$ , in order to save a part of the population for reproduction and to increase the size of the next harvest. In this case, the share of the extracted resource is equal to  $\ell(k) = \min\{\omega(k), u(k)\}$ ,  $k = 1, 2, \dots$ . Then the model of the exploited population has the form

$$X(k+1) = f((1 - \ell(k))X(k)), \quad k = 1, 2, \dots,$$

where  $X(1) = f(x(0))$ ,  $x(0)$  is the initial population size. For the stochastic population model, we study the problem of choosing a control  $\bar{u} = (u(1), \dots, u(k), \dots)$  that limits at each time moment  $k$  the share of the extracted resource and under which the limit of the average time profit function

$$H(\bar{\ell}, x(0)) \doteq \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X(k)\ell(k), \quad \text{where } \bar{\ell} \doteq (\ell(1), \dots, \ell(k), \dots),$$

exists and can be estimated from below with probability one by as a large number as possible. If the equation  $X(k+1) = f(X(k))$  has a solution of the form  $X(k) \equiv x^*$ , then this solution is called the equilibrium position of the equation. For any  $k = 1, 2, \dots$ , we consider random variables  $A(k+1, x) = f((1 - \ell(k))A(k, x))$ ,  $B(k+1, x^*) = f((1 - \ell(k))B(k, x^*))$ ; here  $A(1, x) = f(x)$ ,  $B(1, x^*) = x^*$ . It is shown that when certain conditions are met, there exists a control  $\bar{u}$  under which there holds the estimate of the average time profit

$$\frac{1}{m} \sum_{k=1}^m M(A(k, x)\ell(k)) \leq H(\bar{\ell}, x(0)) \leq \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m M(B(k, x^*)\ell(k)),$$

where  $M$  denotes the mathematical expectation. In addition, the conditions for the existence of control  $\bar{u}$  are obtained under which there exists, with probability one, a positive limit to the average time profit equal to

$$H(\bar{\ell}, x(0)) = \lim_{k \rightarrow \infty} MA(k, x)\ell(k) = \lim_{k \rightarrow \infty} MB(k, x^*)\ell(k).$$

**Keywords:** stochastic model of the population subject to harvesting, average time profit, optimal exploitation

**Mathematics Subject Classification:** 37N35, 39A50, 49N25, 93C55.

**For citation:** Chernikova A.V. O sushchestvovanii predela sredney vremennoy vygody v veroyatnostnykh modelyakh sbora vozobnovlyayemogo resursa [About existence of the limit to the average time profit in stochastic models of harvesting a renewable resource]. *Vestnik rossiyskikh universitetov. Matematika – Russian Universities Reports. Mathematics*, 2022, vol. 27, no. 140, pp. 386–404. DOI 10.20310/2686-9667-2022-27-140-386-404. (In Russian, Abstr. in Engl.)

## Введение

Эксплуатация природных ресурсов имеет основополагающее значение для выживания человечества. Как известно, чрезмерная эксплуатация возобновляемых ресурсов (например, популяций животных и, в частности, рыб) может привести к их исчезновению и, как следствие, повлиять на экономику, например, ростом цен и высокой неопределенностью в будущем. Таким образом, возникает дилемма: либо интенсивно добывать ресурс для увеличения доходов, либо учитывать возможные отрицательные последствия чрезмерной эксплуатации, влияющие на будущую способность добычи. Поэтому экологическое и экономическое обоснование оптимальных режимов добычи ресурса является ключевой задачей математической биологии [1].

Вопросы оптимизации сбора урожая и максимизации прибыли от него для детерминированных моделей популяций изучались довольно полно примерно со второй половины прошлого столетия [1–3]. Наибольший интерес для исследования вызывают структурированные популяции, например, по возрасту или виду. В [4] доказано, что при селективном режиме промысла оптимальное усилие, прилагаемое к сбору, является периодическим; если избирательности вылова нет, то оптимальным является стационарное усилие. Периодичность оптимального промыслового усилия обусловлена избирательностью сбора. Режимы сбора на конечном и бесконечном промежутках времени для структурированной по возрасту популяции при различных ограничениях на условия промысла получены в [5].

Однако, в моделях популяционной динамики важно учитывать случайные колебания внешней среды, которые встречаются в реальном мире. Одной из важных проблем природосбережения является решение задачи оптимального сбора ресурса, подверженного стохастическим колебаниям окружающей среды [6–8]. За последние годы работы по данной тематике обобщались и дополнялись новыми исследованиями. Так, в [9] показано, что при селективном промысле структурированной по возрасту популяции максимальная устойчивая урожайность приводит к серьезному отклонению от экономической оптимальности, поскольку пренебрегает зависимостью затрат на сбор от выбора орудий сбора. В связи с этим во многих работах принимается во внимание прилагаемое усилие сбора. При эксплуатации популяций, заданных стохастическими логистическими моделями, необходимо уменьшить усилия по сбору урожая и интенсивность воздействия окружающей среды [10]. В противном случае максимальная устойчивая урожайность будет увеличиваться по мере увеличения усилий по сбору урожая, а чрезмерная эксплуатация снизит уровень максимальной устойчивой урожайности и в конечном итоге приведет к вымиранию всей популяции с вероятностью единица. Кроме того, интересной представляется задача посева урожая. В [11] описывается оптимальная стратегия сбора и посева урожая, которая максимизирует доход от сбора урожая за вычетом потеряннного дохода от посева. Показано, что не оптимально осуществлять сбор и посев более чем из одной популяции одновременно. В работе [12] для вероятностной модели, описывающей динамику структурированной по виду популяции, получены оценки средней временной выгоды при эксплуатации. Для стохастической модели развития однородной популяции, описанной в [13], показано, что оценки средней временной выгоды существенно зависят от свойств функции, определяющей динамику популяции при отсутствии эксплуатации. Подробный обзор работ по данной тематике приведен в [14, 15].

В данной работе рассматривается модель популяции, заданная разностным уравнением со случайными параметрами. Исследуется задача выбора управления сбором возобновля-

емого ресурса, при котором функцию средней временной выгоды от сбора можно оценить снизу с вероятностью единица по возможности наибольшим числом. Получены оценки средней временной выгоды и показано, что при выполнении определенных условий найдется управление, при котором существует ее положительный предел.

### 1. Основные определения и обозначения

Будем рассматривать модели динамики эксплуатируемой популяции, заданные разностными уравнениями со случайными параметрами. Развитие популяции при отсутствии эксплуатации описывается разностным уравнением

$$X(k+1) = f(X(k)), \quad k = 1, 2, \dots, \quad (1.1)$$

где  $f(x)$  — вещественная дифференцируемая функция, заданная на отрезке  $I = [0, a]$ , такая, что  $f(I) \subseteq I$ . Отметим, что для ограниченных неотрицательных функций  $f(x)$ , определенных на  $[0, +\infty)$ , все утверждения статьи также верны.

Предполагаем, что в моменты времени  $k$  из популяции извлекается некоторая случайная доля ресурса  $\omega(k) \in \Omega \subseteq [0, 1]$ ,  $k = 1, 2, \dots$ , что приводит к уменьшению его количества. На процесс сбора можно влиять таким образом, чтобы остановить заготовку, когда ее доля окажется больше некоторого значения  $u(k) \in [0, 1)$  в момент  $k$ , чтобы сохранить возможно больший остаток для увеличения размера следующего сбора. В этом случае доля добываемого ресурса будет равна

$$\ell(k) = \ell(\omega(k), u(k)) = \min \{ \omega(k), u(k) \}, \quad k = 1, 2, \dots \quad (1.2)$$

Таким образом, модель эксплуатируемой популяции имеет вид

$$X(k+1) = f((1 - \ell(k))X(k)), \quad k = 1, 2, \dots,$$

где  $x(0)$  — начальная численность,  $X(1) = f(x(0))$ ,  $X(k) = X(\ell(1), \dots, \ell(k-1), x(0))$  — количество ресурса до сбора в момент  $k = 2, 3, \dots$ , зависящее от долей  $\ell(1), \dots, \ell(k-1)$  ресурса, собранного в предыдущие моменты, и от начальной численности популяции  $x(0)$ .

**О п р е д е л е н и е 1.1.** (см. [16, 17]). *Средней временной выгодой* от извлечения ресурса называется функция

$$H_*(\bar{\ell}, x(0)) \doteq \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X(k)\ell(k), \quad \text{где } \bar{\ell} \doteq (\ell(1), \dots, \ell(k), \dots). \quad (1.3)$$

Отметим, что если в (1.3) нижний предел заменить на верхний, то аналогично можно определить функцию  $H^*(\bar{\ell}, x(0))$ . Если выполнено равенство

$$H_*(\bar{\ell}, x(0)) = H^*(\bar{\ell}, x(0)),$$

то определим предел

$$H(\bar{\ell}, x(0)) \doteq \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X(k)\ell(k).$$

Пусть  $U \doteq \{ \bar{u} : \bar{u} = (u(1), \dots, u(k), \dots) \}$ . Исследуем задачу выбора управления сбором  $\bar{u} = (u(1), \dots, u(k), \dots) \in U$ , ограничивающего долю добываемого ресурса в каждый момент времени  $k$ , при котором предел  $H(\bar{\ell}, x(0))$  существует и значение этой функции можно оценить снизу с вероятностью единица по возможности наибольшим числом.

## 2. Оценка средней временной выгоды, выполненная с вероятностью единица

Приведем описание вероятностной модели. Отметим, что аналогичная вероятностная модель для случая, когда динамика популяции задана дифференциальным уравнением со случайным параметром, описана в [16, 17]. Пусть задано вероятностное пространство  $(\Omega, \tilde{\mathfrak{A}}, \tilde{\mu})$ , где  $\tilde{\mathfrak{A}}$  — сигма-алгебра подмножеств  $\Omega \subseteq [0, 1]$ , на которой с помощью функции распределения  $G(x)$  определена вероятностная мера  $\tilde{\mu}$  следующим образом:

$$\tilde{\mu}((\alpha, \beta]) = G(\beta) - G(\alpha), \quad \alpha, \beta \in [0, 1].$$

Определим вероятностную модель  $(\Sigma, \mathfrak{A}, \mu)$ , где  $\Sigma \doteq \{\sigma : \sigma = (\omega(1), \dots, \omega(k), \dots)\}$ ,  $\omega(k) \in \Omega$ ,  $\mathfrak{A}$  — наименьшая сигма-алгебра, порожденная цилиндрическими множествами

$$D(k) \doteq \{\sigma \in \Sigma : \omega(1) \in \mathcal{A}(1), \dots, \omega(k) \in \mathcal{A}(k)\}, \quad \text{где } \mathcal{A}(1) \in \tilde{\mathfrak{A}}, \dots, \mathcal{A}(k) \in \tilde{\mathfrak{A}}$$

и зададим меру

$$\tilde{\mu}(D(k)) \doteq \tilde{\mu}(\mathcal{A}(1)) \cdot \tilde{\mu}(\mathcal{A}(2)) \cdot \dots \cdot \tilde{\mu}(\mathcal{A}(k)).$$

Тогда в силу теоремы Колмогорова [18, глава 2, с. 204] на измеримом пространстве  $(\Sigma, \mathfrak{A})$  существует единственная вероятностная мера  $\mu$ , которая является продолжением меры  $\tilde{\mu}$  на сигма-алгебру  $\mathfrak{A}$ .

**О п р е д е л е н и е 2.1.** (см. [19, с. 44]). Если уравнение (1.1) имеет решение вида  $X(k) \equiv \text{const} = x^*$ , то это решение называется *положением равновесия (неподвижной точкой) данного уравнения*, причем  $x^* = f(x^*)$ .

**О п р е д е л е н и е 2.2.** (см. [19, с. 44]). Решение  $X(k) \equiv x^*$  уравнения (1.1) называется *устойчивым по Ляпунову*, если для любого  $\varepsilon > 0$  найдется  $\delta = \delta(\varepsilon) > 0$  такое, что как только  $|X(1) - x^*| < \delta$ , то  $|X(k) - x^*| < \varepsilon$  для всех  $k \geq 1$ . Положение равновесия  $X(k) \equiv x^*$  *асимптотически устойчиво*, если оно устойчиво по Ляпунову и для любого начального условия  $X(1)$  из некоторой окрестности точки  $x^*$  имеет место равенство

$$\lim_{k \rightarrow \infty} |X(k) - x^*| = 0;$$

такую окрестность точки  $x^*$  назовем *областью притяжения решения*.

Для любого  $k = 1, 2, \dots$  зададим случайные величины

$$A(k, x) = A(k, x, \bar{\ell}(k)), \quad B(k, x^*) = B(k, x^*, \bar{\ell}(k)), \quad \text{где } \bar{\ell}(k) \doteq (\ell(1), \dots, \ell(k))$$

рекуррентным образом:

$$\begin{aligned} A(1, x) &= f(x), \quad B(1, x^*) = x^*, \\ A(k+1, x) &= f((1 - \ell(k))A(k, x)), \\ B(k+1, x^*) &= f((1 - \ell(k))B(k, x^*)). \end{aligned} \tag{2.1}$$

**Лемма 2.1.** Пусть уравнение (1.1) имеет решение  $X(k) \equiv x^* > 0$ ,  $k = 1, 2, \dots$  и  $0 < f'(x^*) < 1$ . Обозначим через  $[a_1, a_2]$  отрезок, содержащий точку  $x^*$ , для всех точек которого выполнено неравенство

$$0 < f'(x) < 1.$$

Тогда

1) для всех  $x \in [a_1, x^*]$  выполнено

$$x \leq f(x) \leq x^*, \quad (2.2)$$

2)  $[a_1, a_2]$  содержится в области притяжения решения  $X(k) \equiv x^*$ ,  $k = 1, 2, \dots$

**Доказательство.** Докажем пункт 1 леммы. Рассмотрим поведение функции  $F(x) \doteq f(x) - x$  на отрезке  $[a_1, x^*]$ . Отметим, что

$$F'(x) = (f(x) - x)' = f'(x) - 1 < 0$$

для всех  $x \in [a_1, x^*]$ . Следовательно, функция  $F(x)$  убывает в  $(a_1, x^*)$  и, кроме того,

$$F(x^*) = f(x^*) - x^* = 0.$$

Тогда, для всех  $x \in [a_1, x^*]$  выполнено

$$F(x) = f(x) - x \geq 0,$$

откуда следует, что  $f(x) \geq x$ . По условию леммы функция  $f(x)$  возрастает в  $(a_1, x^*)$ , тогда  $f(x) \leq f(x^*) = x^*$  при  $x \in [a_1, x^*]$ . Окончательно получаем, что неравенство (2.2) выполнено для всех  $x \in [a_1, x^*]$ .

Перейдем к доказательству пункта 2. Пусть  $X(1) \in [a_1, x^*)$ . Тогда из (2.2) следует, что

$$X(1) \leq X(2) = f(X(1)) \leq f(x^*) = x^*.$$

Поэтому, в силу теоремы Лагранжа, существует  $\widehat{X}(1) \in (X(1), x^*)$  такое, что

$$|X(2) - x^*| = |f(X(1)) - f(x^*)| = f'(\widehat{X}(1))|X(1) - x^*|.$$

Тогда,

$$\widehat{X}(1) \in (X(1), x^*) \subseteq (a_1, x^*) \subseteq (a_1, a_2).$$

Затем, учитывая неравенство (2.2), получаем, что

$$X(2) \leq X(3) = f(X(2)) \leq f(x^*) = x^*.$$

По теореме Лагранжа существует  $\widehat{X}(2) \in (X(2), x^*)$  такое, что

$$|X(3) - x^*| = |f(X(2)) - f(x^*)| = f'(\widehat{X}(2))|X(2) - x^*|.$$

Отметим, что  $\widehat{X}(2) \in (X(2), x^*) \subseteq (a_1, x^*) \subseteq (a_1, a_2)$ . Аналогично получаем равенство

$$|X(k+1) - x^*| = |f(X(k)) - f(x^*)| = f'(\widehat{X}(k))|X(k) - x^*|$$

для всех  $k = 1, 2, \dots$ , где  $\widehat{X}(k) \in (a_1, a_2)$ .

Обозначим  $\delta = \max_{x \in [a_1, a_2]} f'(x)$ . Из условия  $0 < f'(x) < 1$  для всех  $x \in [a_1, a_2]$  следует, что  $\delta < 1$ . Окончательно для всех  $X(k) \in [a_1, x^*]$ ,  $k = 1, 2, \dots$  выполнено  $X(k) \leq x^*$  и

$$\begin{aligned} |X(k+1) - x^*| &= |f(X(k)) - f(x^*)| \\ &= f'(\widehat{X}(1))f'(\widehat{X}(2)) \dots f'(\widehat{X}(k))|X(1) - x^*| \leq \delta^k |X(1) - x^*|. \end{aligned}$$

Поскольку  $\lim_{k \rightarrow \infty} \delta^k = 0$ , справедливо равенство

$$\lim_{k \rightarrow \infty} |X(k) - x^*| = 0.$$

Аналогичное утверждение выполнено, если  $X(1) \in (x^*, a_2]$ . Следовательно, отрезок  $[a_1, a_2]$  содержится в области притяжения решения.  $\square$

**Теорема 2.1.** Пусть выполнены следующие условия:

- 1)  $X(k) \equiv x^* > 0$ ,  $k = 1, 2, \dots$  является неподвижной точкой уравнения (1.1) и существует отрезок  $[a_1, a_2]$  такой, что  $x^* \in [a_1, a_2]$  и  $0 < f'(x) < 1$  для всех  $x \in [a_1, a_2]$ ;
- 2)  $G(0) < 1$ .

Тогда для любых  $m \in \mathbb{N}$ ,  $x \in [a_1, x^*]$  и  $x(0) \in [a_1, a_2]$  существует управление  $\bar{u} \in U$  такое, что для почти всех  $\sigma \in \Sigma$  справедлива оценка

$$\frac{1}{m} \sum_{k=1}^m M(A(k, x)\ell(k)) \leq H(\bar{\ell}, x(0)) \leq \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m M(B(k, x^*)\ell(k)). \quad (2.3)$$

**Доказательство.** Зафиксируем  $m \in \mathbb{N}$  и  $x \in [a_1, x^*]$ . Определим последовательности случайных величин  $\{\tilde{A}(k, x)\}_{k=1}^{\infty}$  и  $\{\tilde{B}(k, x^*)\}_{k=1}^{\infty}$  следующим образом:

$$\tilde{A}(sm + 1, x) \doteq f(x), \quad \tilde{A}(sm + i, x) \doteq f((1 - \ell(sm + i - 1))\tilde{A}(sm + i - 1, x)),$$

$$\tilde{B}(sm + 1, x^*) \doteq x^*, \quad \tilde{B}(sm + i, x^*) \doteq f((1 - \ell(sm + i - 1))\tilde{B}(sm + i - 1, x^*)),$$

где  $i = 2, \dots, m$ ,  $s = 0, 1, \dots$ . Здесь доли  $\ell(k)$  добываемого ресурса для всех  $k = 1, 2, \dots$  задаются равенством (1.2); управление  $\bar{u} = (u(1), \dots, u(k), \dots) \in U$  выбирается в зависимости от расположения начальной точки  $x(0)$ . Рассмотрим три случая.

**1.** Пусть  $x(0) \in [x, x^*]$ ,  $x \in [a_1, x^*]$ . Поскольку функция  $f(x)$  возрастающая в  $(a_1, a_2)$ , имеем

$$\tilde{A}(1, x) = f(x) \leq X(1) = f(x(0)) \leq f(x^*) = x^* = \tilde{B}(1, x^*).$$

Если  $m \geq 2$ , то для  $X(2) = f(x(1)) = f((1 - \ell(1))X(1))$  выполнены неравенства

$$\tilde{A}(2, x) = f((1 - \ell(1))\tilde{A}(1, x)) \leq X(2) \leq f((1 - \ell(1))\tilde{B}(1, x^*)) = \tilde{B}(2, x^*). \quad (2.4)$$

Аналогично для всех  $k = 1, \dots, m$  получаем, что  $\tilde{A}(k, x) \leq X(k) \leq \tilde{B}(k, x^*)$ . Обозначим через  $x(k)$  — количество ресурса после сбора в момент  $k$ ; тогда  $x(k) = (1 - \ell(k))X(k)$ ,  $k = 1, 2, \dots$ . Покажем, что управление  $\bar{u} \in U$ , при котором выполнено (2.3), можно определить равенствами  $u(k) = 1 - \frac{x}{\tilde{A}(k, x)}$  при всех  $k = 1, 2, \dots$ . Из неравенств

$$\ell(m) = \min \{\omega(m), u(m)\} \leq u(m) \quad \text{и} \quad \tilde{A}(m, x) \leq X(m)$$

следует, что

$$x(m) = (1 - \ell(m))X(m) \geq (1 - u(m))X(m) = \frac{xX(m)}{\tilde{A}(m, x)} \geq x.$$

Из последнего неравенства при  $x(0) \in [x, x^*]$  имеем

$$\tilde{A}(m + 1, x) = f(x) \leq X(m + 1) = f(x(m)) \leq x^* = \tilde{B}(m + 1, x^*).$$

Отсюда, аналогично (2.4), следует, что

$$\tilde{A}(m+i, x) \leq X(m+i) \leq \tilde{B}(m+i, x^*), \quad i = 2, \dots, m.$$

Повторяя предыдущие рассуждения, получаем

$$\tilde{A}(k, x) \leq X(k) \leq \tilde{B}(k, x^*) \quad \text{для всех } k = 1, 2, \dots \quad (2.5)$$

Покажем, что пределы  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \tilde{A}(k, x) \ell(k)$  и  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \tilde{B}(k, x^*) \ell(k)$  существуют с вероятностью единица. Действительно, случайные величины

$$\tilde{A}(m(p-1)+1, x) \ell(m(p-1)+1) + \dots + \tilde{A}(mp, x) \ell(mp), \quad p = 1, 2, \dots,$$

независимы, ограничены и одинаково распределены, поэтому в силу усиленного закона больших чисел Колмогорова (см. [18, глава 4, с. 377]) с вероятностью единица выполнено

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \tilde{A}(k, x) \ell(k) &= \lim_{p \rightarrow \infty} \frac{1}{mp} \sum_{k=1}^{mp} \tilde{A}(k, x) \ell(k) \\ &= \lim_{p \rightarrow \infty} \frac{1}{mp} \sum_{j=1}^p \left( \tilde{A}(m(j-1)+1, x) \ell(m(j-1)+1) + \dots + \tilde{A}(mj, x) \ell(mj) \right) \\ &= \frac{1}{m} M \left( \tilde{A}(1, x) \ell(1) + \dots + \tilde{A}(m, x) \ell(m) \right). \end{aligned}$$

Отметим, что для последовательности  $\{\tilde{B}(k, x^*)\}_{k=1}^{\infty}$  выполнено подобное равенство. Отсюда, учитывая (2.5), получаем

$$\begin{aligned} \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m M(\tilde{A}(k, x) \ell(k)) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \tilde{A}(k, x) \ell(k) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X(k) \ell(k) \\ &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \tilde{B}(k, x^*) \ell(k) = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m M(\tilde{B}(k, x^*) \ell(k)) \quad (2.6) \end{aligned}$$

для почти всех  $\sigma \in \Sigma$ , поэтому из неравенства (2.6) получаем (2.3).

**2.** Пусть  $x(0) \in [a_1, x)$ . Положим, что для всех  $k = 1, \dots, k_0$  извлечение ресурса не происходит, т. е.  $u(k) = 0$ . Здесь  $k_0 = k_0(x(0))$  — наименьшее из натуральных чисел таких, что  $x(k) = X(k) = f(X(k-1)) \geq x$ . Данное значение  $k_0$  существует, так как по лемме 2.1 точка  $x(0)$  содержится в области притяжения решения  $X(k) \equiv x^*$ . Определим  $u(k) = 1 - \frac{x}{\tilde{A}(k, x)}$  для всех  $k > k_0$ , тогда

$$\tilde{A}(k, x) \leq X(k) \leq \tilde{B}(k, x^*) \quad \text{при всех } k > k_0;$$

это доказывается также, как в первом случае. Следовательно, неравенство (2.6) справедливо при выбранном управлении  $\bar{u} = (u(1), \dots, u(k), \dots)$ , поэтому (2.3) выполнено для почти всех  $\sigma \in \Sigma$ .

**3.** Рассмотрим случай, когда  $x(0) \in (x^*, a_2]$ . Здесь  $x \leq x^* \leq f(x(0)) = X(1) \leq f(a_2)$ . Пусть  $k_1 = k_1(x(0))$  — наименьшее из натуральных чисел таких, что  $x(k) \leq x^*$  при

$u(1) = \dots = u(k) = 1$ . Покажем, что данное число существует с вероятностью единица. Отметим, что такое число существует, если  $\omega(k_1) = 1$  при некотором  $k_1 = 1, 2, \dots$ ; тогда  $x(k) = 0$  при всех  $k \leq k_1$ .

Пусть теперь  $\omega(k) \neq 1$  для всех  $k = 1, 2, \dots$ . Поскольку функция  $f(x)$  убывает при  $x > x^*$ , то  $X(k+1) = f((1 - \ell(k))X(k)) < x(k)$ , если  $x(k) > x^*$ ,  $k = 1, 2, \dots$ . Далее, если  $u(k) = 1$ , то  $\ell(\omega(k), 1) = \omega(k)$ ; поэтому, если  $x(0) > x^*$  и  $u(1) = 1$ , то

$$x(1) = (1 - \omega(1))X(1) < (1 - \omega(1))x(0);$$

если  $x(1) > x^*$  и  $u(1) = u(2) = 1$ , то

$$x(2) = (1 - \omega(2))X(2) < (1 - \omega(2))x(1) < (1 - \omega(1))(1 - \omega(2))x(0).$$

Аналогично получаем, что если  $x(k) > x^*$  и  $u(1) = \dots = u(k+1) = 1$ , то

$$x(k+1) < (1 - \omega(1))(1 - \omega(2)) \cdot \dots \cdot (1 - \omega(k+1))x(0).$$

Рассмотрим последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин  $\{C(k, \omega(k))\}_{k=1}^{\infty}$ , где  $C(k, \omega(k)) = 1 - \omega(k)$ . Введем также последовательность  $\{S(k, \omega(k))\}_{k=1}^{\infty}$ , где

$$S(k, \omega(k)) = \ln(1 - \omega(1)) + \dots + \ln(1 - \omega(k)),$$

которая является случайным блужданием на прямой. Покажем, что если  $G(0) < 1$ , то

$$M \ln(1 - \omega(k)) < 0. \quad (2.7)$$

Действительно, так как  $\omega(k) \in [0, 1)$ , то  $\ln(1 - \omega(k)) \leq 0$ , поэтому для математического ожидания либо выполнено неравенство (2.7), либо  $M \ln(1 - \omega(k)) = 0$ . В последнем случае  $\omega(k) = 0$  с вероятностью единица [18, глава 2, § 6], что противоречит условию  $G(0) = \tilde{\mu}(\omega(k) = 0) < 1$ . Из (2.7) следует, что с вероятностью единица  $S(k, \omega(k))$  уходит в минус бесконечность (см. [20, глава 12, § 2]). Это означает, что существует множество  $\Sigma_0 \subseteq \Sigma$  такое, что  $\mu(\Sigma_0) = 1$  и  $\lim_{k \rightarrow \infty} S(k, \omega(k)) = -\infty$  для всех  $\omega(k) \in \Sigma_0$ . Следовательно,

$$\lim_{k \rightarrow \infty} C(1, \omega(1)) \cdot \dots \cdot C(k, \omega(k)) = 0 \text{ для всех } \omega(k) \in \Sigma_0,$$

поэтому с вероятностью единица найдется  $k_1 = k_1(x(0))$  такое, что  $(1 - \omega(k_1))X(k_1) \leq x^*$ .

Выберем управления

$$u(k) = 1, \quad k = 1, \dots, k_1 - 1; \quad u(k_1) = 1 - \frac{x}{X(k_1)}; \quad u(k) = 1 - \frac{x}{\tilde{A}(k, x)}, \quad k = k_1 + 1, \dots$$

Тогда из  $x(k_1) = (1 - \ell(k_1))X(k_1)$  и неравенства  $\ell(\omega(k_1), u(k_1)) \leq u(k_1)$  получаем, что

$$x = (1 - u(k_1))X(k_1) \leq x(k_1) \leq x^*,$$

то есть  $x(k_1) \in [x, x^*]$ . Дальнейшее доказательство повторяет доказательство первого пункта.  $\square$

### 3. О существовании предела средней временной выгоды

Приведем условия, при которых существуют пределы последовательностей

$$\{MA(k, x)\ell(k)\}_{k=1}^{\infty} \quad \text{и} \quad \{MB(k, x^*)\ell(k)\}_{k=1}^{\infty},$$

где  $A(k, x)$ ,  $B(k, x^*)$  определены равенствами (2.1) для всех  $k = 1, 2, \dots$ .

**Лемма 3.1.** *Предположим, что уравнение (1.1) имеет решение  $X(k) \equiv x^* > 0$ ,  $k = 1, 2, \dots$  и существует  $a_1 \in [0, x^*)$  такое, что  $0 < f'(x) < 1$  для всех  $x \in (a_1, x^*)$ . Тогда найдется  $\bar{u} \in U$  такое, что*

- 1) если  $x \in (a_1, x^*)$ , то последовательность  $\{MA(k, x)\ell(k)\}_{k=1}^{\infty}$  неубывающая, а последовательность  $\{MB(k, x^*)\ell(k)\}_{k=1}^{\infty}$  невозрастающая,
- 2) существуют пределы математических ожиданий

$$\lim_{k \rightarrow \infty} MA(k, x)\ell(k), \quad \lim_{k \rightarrow \infty} MB(k, x^*)\ell(k). \quad (3.1)$$

**Доказательство.** Покажем, что для всех  $x \in (a_1, x^*)$  последовательность  $\{MA(k, x)\ell(k)\}_{k=1}^{\infty}$  является неубывающей, т. е.

$$MA(k, x)\ell(k) \leq MA(k+1, x)\ell(k+1), \quad k = 1, 2, \dots$$

Определим

$$u(k) = 1 - \frac{x}{A(k, x)}, \quad k = 1, 2, \dots \quad (3.2)$$

Убедимся, что выполнено неравенство  $f(x) = A(1, x) \leq A(2, x) = f((1 - \ell(1))f(x))$  для любых  $x \in [a_1, x^*]$ . Отметим, что

$$x \leq (1 - \ell(1))f(x) = \max \{ (1 - \omega(1))f(x), (1 - u(1))f(x) \} = \max \{ (1 - \omega(1))f(x), x \},$$

и так как функция  $f(x)$  возрастающая при всех  $x \in (a_1, x^*)$ , то по лемме 2.1 получаем, что

$$(1 - \omega(1))f(x) \leq f(x) \leq x^*.$$

Следовательно,  $\max \{ (1 - \omega(1))f(x), x \} \in (a_1, x^*]$  и для любого  $\ell(1)$

$$f(x) \leq f(1 - \ell(1))f(x) = f(\max \{ (1 - \omega(1))f(x), x \}). \quad (3.3)$$

Далее, для всех  $x \in (a_1, x^*)$  и с учетом (2.1), (1.2) и (3.2) найдем математические ожидания случайных величин  $MA(1, x)\ell(1)$  и  $MA(2, x)\ell(2)$ :

$$\begin{aligned} MA(1, x)\ell(1) &= M \min \left\{ \omega(1)f(x), u(1)f(x) \right\} \\ &= M \min \left\{ \omega(1)f(x), f(x) - x \right\} = M \min \left\{ \omega(2)f(x), f(x) - x \right\}, \\ MA(2, x)\ell(2) &= M \min \left\{ \omega(2)f((1 - \ell(1))f(x)), u(2)f((1 - \ell(1))f(x)) \right\} \\ &= M \min \left\{ \omega(2)f((1 - \ell(1))f(x)), f((1 - \ell(1))f(x)) - x \right\}. \end{aligned}$$

Принимая во внимание (3.3), получаем, что для любого  $\ell(1)$  выполнено

$$\omega(2)f(x) \leq \omega(2)f((1 - \ell(1))f(x)) \quad \text{или} \quad f(x) - x \leq f((1 - \ell(1))f(x)) - x.$$

Таким образом,

$$\min \{ \omega(2)f(x), f(x) - x \} \leq \min \{ \omega(2)f((1 - \ell(1))f(x)), f((1 - \ell(1))f(x)) - x \}$$

и, следовательно,

$$MA(1, x)\ell(1) \leq MA(2, x)\ell(2).$$

Покажем далее, что  $MA(2, x)\ell(2) \leq MA(3, x)\ell(3)$ . Находя математические ожидания  $MA(2, x)\ell(2)$  и  $MA(3, x)\ell(3)$ , получим

$$\begin{aligned} MA(2, x)\ell(2) &= M \min \left\{ \omega(2)f((1 - \ell(1))f(x)), f((1 - \ell(1))f(x)) - x \right\} \\ &= M \min \left\{ \omega(2)f(\max \{ (1 - \omega(1))f(x), x \}), f(\max \{ (1 - \omega(1))f(x), x \}) - x \right\} \\ &= M \min \left\{ \omega(3)f(\max \{ (1 - \omega(2))f(x), x \}), f(\max \{ (1 - \omega(2))f(x), x \}) - x \right\}, \\ MA(3, x)\ell(3) &= M \min \left\{ \omega(3)f((1 - \ell(2))f(x)), f((1 - \ell(2))f(x)) - x \right\} \\ &= M \min \left\{ \omega(3)f\left( (1 - \ell(2))f((1 - \ell(1))f(x)) \right), \right. \\ &\quad \left. f\left( (1 - \ell(2))f((1 - \ell(1))f(x)) \right) - x \right\} \\ &= M \min \left\{ \omega(3)f(\max \{ (1 - \omega(2))f((1 - \ell(1))f(x)), x \}), \right. \\ &\quad \left. f(\max \{ (1 - \omega(2))f((1 - \ell(1))f(x)), x \}) - x \right\}. \end{aligned}$$

Снова с учетом (3.3) получаем, что для любого  $\ell(2)$  выполнено

$$\omega(3)f(\max \{ (1 - \omega(2))f(x), x \}) \leq \omega(3)f(\max \{ (1 - \omega(2))f((1 - \ell(1))f(x)), x \})$$

или

$$f(\max \{ (1 - \omega(2))f(x), x \}) - x \leq f(\max \{ (1 - \omega(2))f((1 - \ell(1))f(x)), x \}) - x,$$

откуда следует, что

$$(1 - \omega(2))f(x) \leq (1 - \omega(2))f((1 - \ell(1))f(x)).$$

В результате получаем

$$\begin{aligned} &\min \left\{ \omega(3)f(\max \{ (1 - \omega(2))A(1, x), x \}), f(\max \{ (1 - \omega(2))A(1, x), x \}) - x \right\} \\ &\leq \min \left\{ \omega(3)f(\max \{ (1 - \omega(2))A(2, x), x \}), f(\max \{ (1 - \omega(2))A(2, x), x \}) - x \right\}, \end{aligned}$$

где  $A(1, x) = f(x)$ ,  $A(2, x) = f((1 - \ell(1))f(x))$ . Следовательно,

$$MA(2, x)\ell(2) \leq MA(3, x)\ell(3).$$

Тогда для всех  $x \in (a_1, x^*)$  и  $k = 1, 2, \dots$  можно показать, что

$$MA(k, x)\ell(k) \leq MA(k + 1, x)\ell(k + 1) \tag{3.4}$$

и, следовательно, последовательность  $\{MA(k, x)\ell(k)\}_{k=1}^{\infty}$  является неубывающей.

Проводя аналогичные рассуждения можно показать, что при любом  $x \in (a_1, x^*)$  последовательность  $\{MB(k, x)\}_{k=1}^{\infty}$  невозрастающая, т. е.  $MB(k, x) \geq MB(k+1, x)$  для всех  $k = 1, 2, \dots$ . Нетрудно удостовериться в том, что выполнено неравенство

$$x^* = B(1, x^*) \geq B(2, x^*) = f((1 - \ell(1))x^*)$$

для любых  $x \in [a_1, x^*]$ . Заметим, что

$$x^* \geq (1 - \ell(1))x^* = \max \{1 - \omega(1), 1 - u(1)\}x^*,$$

и так как для всех  $x \in (a_1, x^*)$  функция  $f(x)$  возрастающая, то снова с учетом леммы 2.1 получаем

$$x^* \geq f((1 - \ell(1))x^*) = f(\max \{1 - \omega(1), 1 - u(1)\}x^*). \quad (3.5)$$

Математические ожидания случайных величин  $MB(1, x^*)\ell(1)$  и  $MB(2, x^*)\ell(2)$  имеют вид:

$$MB(1, x^*)\ell(1) = M \min \{\omega(1)x^*, u(1)x^*\} = M \min \{\omega(2)x^*, u(2)x^*\},$$

$$MB(2, x^*)\ell(2) = M \min \{\omega(2)f((1 - \ell(1))x^*), u(2)f((1 - \ell(1))x^*)\}.$$

Принимая во внимание (3.5), получаем, что для любого  $\ell(1)$  выполнено

$$\omega(2)x^* \geq \omega(2)f((1 - \ell(1))x^*) \quad \text{или} \quad u(2)x^* \geq u(2)f((1 - \ell(1))x^*).$$

Следовательно,

$$\min \{\omega(2)x^*, u(2)x^*\} \geq \min \{\omega(2)f((1 - \ell(1))x^*), u(2)f((1 - \ell(1))x^*)\}$$

и, значит,

$$MB(1, x^*)\ell(1) \geq MB(2, x^*)\ell(2).$$

Также нетрудно показать, что  $MB(2, x^*)\ell(2) \geq MB(3, x^*)\ell(3)$ . Найдя математические ожидания  $MB(2, x^*)\ell(2)$ ,  $MB(3, x^*)\ell(3)$  и принимая во внимание (3.5), для любого  $\ell(2)$  получаем

$$\begin{aligned} & f(\max \{(1 - \omega(2)), (1 - u(2))\}x^*) \\ & \geq f(\max \{(1 - \omega(2))f((1 - \ell(1))x^*), (1 - u(2))f((1 - \ell(1))x^*)\}), \end{aligned}$$

откуда следует, что

$$(1 - \omega(2))x^* \geq (1 - \omega(2))f((1 - \ell(1))x^*).$$

Таким образом,

$$MB(2, x^*)\ell(2) \geq MB(3, x^*)\ell(3).$$

Продолжая рассуждения для всех  $x \in (a_1, x^*)$  и  $k = 1, 2, \dots$  можно показать, что

$$MB(k, x^*)\ell(k) \geq MB(k+1, x^*)\ell(k+1) \quad (3.6)$$

а, значит, последовательность  $\{MB(k, x^*)\ell(k)\}_{k=1}^{\infty}$  невозрастающая.

Из (3.4) и (3.6) по теореме Вейерштрасса получаем, что неубывающая последовательность  $\{MA(k, x)\ell(k)\}_{k=1}^{\infty}$  ограничена сверху значением

$$B(1, x^*)\ell(1) = \min \{\omega(1), u(1)\}x^* \leq x^*,$$

а невозрастающая последовательность  $\{MB(k, x^*)\}_{k=1}^{\infty}$  ограничена снизу значением

$$A(1, x)\ell(1) = \min \{\omega(1)f(x), u(1)f(x)\} = \min \{\omega(1)f(x), f(x) - x\} \leq f(x).$$

Следовательно, существуют пределы (3.1).  $\square$

В следующей теореме получены условия, при которых с вероятностью единица существует положительный предел  $H(\bar{\ell}, x(0))$ .

**Теорема 3.1.** *Предположим, что уравнение (1.1) имеет решение  $X(k) \equiv x^* > 0$  и выполнены следующие условия:*

- 1) *существует  $a_1 \in [0, x^*)$  такое, что  $0 < f'(x) < 1$  для всех  $x \in (a_1, x^*)$ ,*
- 2)  *$\Omega \subseteq [0, 1], G(0) < 1$ .*

*Тогда для любого  $x \in (a_1, x^*)$  существует управление  $\bar{u} \in U$  такое, что для почти всех  $\sigma \in \Sigma$  существует положительный предел*

$$H(\bar{\ell}, x(0)) = \lim_{k \rightarrow \infty} MA(k, x)\ell(k) = \lim_{k \rightarrow \infty} MB(k, x^*)\ell(k), \quad (3.7)$$

*не зависящий от начального значения  $x(0) \in (a_1, x^*)$ .*

**Доказательство.** Покажем, что управление  $\bar{u} \in U$ , при котором выполнено (3.7), можно определить равенством  $u(k) = 1 - \frac{x}{A(k, x)}$  при  $k = 1, 2, \dots$ . Поскольку  $\ell(k) \doteq \min\{\omega(k), u(k)\} \leq u(k)$ , то для всех  $k = 1, 2, \dots$  выполнено неравенство

$$(1 - \ell(k))A(k, x) \geq (1 - u(k))A(k, x) = x. \quad (3.8)$$

При  $k = 1$  имеем  $f(x) = A(1, x) < B(1, x^*) = x^*$ , откуда следует, что

$$x = (1 - u(1))A(1, x) \leq (1 - u(1))B(1, x^*) \quad \text{для всех } x \in (a_1, x^*). \quad (3.9)$$

Из (2.2), (3.8) и (3.9) для всех  $x$  из интервала  $(a_1, x^*)$  получаем

$$a_1 < x \leq (1 - \ell(1))A(1, x) \leq (1 - \ell(1))B(1, x^*) \leq x^*. \quad (3.10)$$

Поскольку функция  $f(x)$  возрастающая в  $(a_1, x^*)$ , то

$$f((1 - \ell(1))A(1, x)) \leq f((1 - \ell(1))B(1, x^*)).$$

В силу теоремы Лагранжа и с учетом (2.1), существует  $\hat{x}_1 \in ((1 - \ell(1))f(x), (1 - \ell(1))x^*)$  такое, что

$$B(2, x^*) - A(2, x) = f((1 - \ell(1))x^*) - f((1 - \ell(1))f(x)) = f'(\hat{x}_1)(1 - \ell(1))(x^* - f(x)).$$

Из (3.10) следует, что  $\hat{x}_1 \in ((1 - \ell(1))f(x), (1 - \ell(1))x^*) \subseteq (x, x^*) \subseteq (a_1, x^*)$ , а значит  $f'(\hat{x}_1) < 1$  и

$$B(2, x^*) - A(2, x) < (1 - \ell(1))(x^* - f(x)), \quad x \in (a_1, x^*).$$

Далее при  $k = 2$  получаем  $f((1 - \ell(1))f(x)) = A(2, x) < B(2, x^*) = f((1 - \ell(1))x^*)$  и, следовательно,

$$(1 - \ell(2))A(2, x) \leq (1 - \ell(2))B(2, x^*) \quad \text{для всех } x \in (a_1, x^*). \quad (3.11)$$

С учетом (2.2), (3.8) и (3.11) для всех  $x \in (a_1, x^*)$  имеем

$$a_1 < x \leq (1 - \ell(2))A(2, x) \leq (1 - \ell(2))B(2, x) \leq x^*.$$

Снова принимая во внимание, что функция  $f(x)$  возрастающая в  $(a_1, x^*)$ , получаем  $f((1 - \ell(2))A(2, x)) \leq f((1 - \ell(2))B(2, x^*))$ . Затем, по теореме Лагранжа и с учетом (2.1), существует  $\hat{x}_2 \in ((1 - \ell(2))f(x), (1 - \ell(2))x^*)$  такое, что

$$\begin{aligned} B(3, x^*) - A(3, x) &= f((1 - \ell(2))B(2, x^*)) - f((1 - \ell(2))A(2, x)) \\ &= f'(\hat{x}_2)(1 - \ell(2))(B(2, x^*) - A(2, x)). \end{aligned}$$

Из последнего следует, что  $\hat{x}_2 \in ((1 - \ell(2))f(x), (1 - \ell(2))x^*) \subseteq (x, x^*) \subseteq (a_1, x^*)$ . Тогда  $f'(\hat{x}_2) < 1$  и

$$B(3, x^*) - A(3, x) < (1 - \ell(2))(B(2, x^*) - A(2, x)).$$

Окончательно для всех  $k = 1, 2, \dots$  и  $x \in (a_1, x^*)$  выполнено  $A(k+1, x) < B(k+1, x^*)$  и

$$\begin{aligned} B(k+1, x^*) - A(k+1, x) &= f((1 - \ell(k))B(k, x^*)) - f((1 - \ell(k))A(k, x)) \\ &\leq (1 - \ell(k))(B(k, x^*) - A(k, x)). \end{aligned} \quad (3.12)$$

Из (3.12) следует, что для любых  $k = 1, 2, \dots$  выполнено неравенство

$$\begin{aligned} 0 \leq B(k+1, x^*) - A(k+1, x) &< (1 - \ell(k))(B(k, x^*) - A(k, x)) \\ &< (1 - \ell(k))(1 - \ell(k-1))(B(k-1, x^*) - A(k-1, x)) \\ &< \dots < (1 - \ell(k)) \dots (1 - \ell(1))(x^* - f(x)). \end{aligned}$$

Отметим, что, если выполнено условие 2 теоремы, то  $\lim_{k \rightarrow \infty} (1 - \ell(1)) \dots (1 - \ell(k)) = 0$  с вероятностью единица. Это показано в работе [16] при доказательстве теоремы 1.

Таким образом, по лемме 3.1 существуют пределы  $\lim_{k \rightarrow \infty} MA(k, x)$ ,  $\lim_{k \rightarrow \infty} MB(k, x^*)$  и из (3.12) следует, что  $\lim_{k \rightarrow \infty} (B(k, x^*) - A(k, x)) = 0$ ,  $\lim_{k \rightarrow \infty} M(B(k, x^*)\ell(k) - A(k, x)\ell(k)) = 0$  и

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n M(B(k, x^*)\ell(k) - A(k, x)\ell(k)) = 0 \quad (3.13)$$

для почти всех  $\sigma \in \Sigma$ . Из (2.3) и (3.13) следует существование предела  $H(\bar{\ell}, x(0))$  для почти всех  $\sigma \in \Sigma$  и равенство (3.7). Управление  $\bar{u} \in U$ , при котором существует предел  $H(\bar{\ell}, x(0))$ , построено при доказательстве теоремы 2.3.

Покажем, что, если  $x > a_1 > 0$ , то предел (3.7) положительный. Для этого достаточно показать, что  $M(A(1)\ell(1)) > 0$ . Функция  $f(x)$  возрастающая в интервале  $x \in (a_1, x^*)$ , поэтому, как показано выше,  $A(1, x) = f(x) \geq x$  для любых  $MA(1, x)\ell(x) \geq xM\ell(1)$ . Покажем теперь, что  $M\ell(1) > 0$ , если  $G(0) < 1$ . Действительно, если выполнено  $G(0) = \mu(\omega(1) = 0) < 1$ , то  $\mu(\ell(1) > 0) = \mu(\min\{\omega(1), u(1)\} > 0) \geq \mu(\omega(1) > 0) > 0$ . Так как  $\ell(1) \geq 0$ , то для математического ожидания имеет место либо неравенство  $M\ell(1) > 0$ , либо равенство  $M\ell(1) = 0$ . В последнем случае  $\ell(1) = 0$  с вероятностью единица [18, глава 2, § 6], что противоречит условию  $\mu(\ell = 0) < 1$ .  $\square$

**Теорема 3.2.** Если уравнение (1.1) имеет решение  $X(k) \equiv x^* > 0$  и выполнены следующие условия:

- 1) существует  $a_1 \in [0, x^*)$  такое, что  $0 < f'(x) < 1$  для всех  $x \in (a_1, x^*)$ ,
- 2)  $\Omega \subseteq [0, 1]$ ,  $G(0) < 1$ ,

то для любого  $k = 1, 2, \dots$  и почти всех  $\sigma \in \Sigma$  имеет место неравенство

$$MA(k, x)\ell(k) \leq H(\bar{\ell}, x(0)) \leq MB(k, x^*)\ell(k). \quad (3.14)$$

**Доказательство.** Обозначим  $a_k = MA(k, x)\ell(k)$ ,  $k = 1, 2, \dots$ . По лемме 3.1 числовая последовательность  $\{a_k\}_{k=1}^{\infty}$  неубывающая. В силу теоремы 3.1 существует положительный предел  $H(\bar{\ell}, x(0)) = \lim_{k \rightarrow \infty} MA(k, x)\ell(k) = \lim_{k \rightarrow \infty} a_k$ . Следовательно,  $\lim_{k \rightarrow \infty} a_k \geq a_k$  для любого  $k = 1, 2, \dots$ . Таким образом,

$$MA(k, x)\ell(k) \leq H(\bar{\ell}, x(0)).$$

Введя обозначение  $b_k = MB(k, x^*)\ell(k)$ ,  $k = 1, 2, \dots$  и проводя аналогичные рассуждения, можно показать, что  $H(\bar{\ell}, x(0)) \leq MB(k, x^*)\ell(k)$ .  $\square$

#### 4. Пример оптимизации средней временной выгоды для линейной модели динамики популяции

Предположим, что динамика популяции при отсутствии эксплуатации задана линейным разностным уравнением

$$X(k+1) = aX(k) + b, \quad k = 1, 2, \dots, \quad (4.1)$$

где  $0 < a < 1$ ,  $b > 0$ ,  $x(0) \in [0, +\infty)$  и случайные величины  $\omega(1), \omega(2), \dots$  имеют равномерное распределение на отрезке  $[0, 1]$ .

Отметим, что уравнение (4.1) имеет устойчивое положение равновесия  $x^* = \frac{b}{1-a}$ , областью притяжения которого является промежуток  $[0, +\infty)$ . Пусть  $u(k) = 1 - \frac{x}{A(k, x)}$  для всех  $k = 1, 2, \dots$ , где случайная величина  $A(k, x)$  определена (2.1).

Учитывая, что  $u(1) = 1 - \frac{x}{f(x)}$ , найдем математическое ожидание

$$MA(1, x)\ell(1) = f(x)M \min \{ \omega(1), u(1) \}$$

как интеграл Лебега (см. [18, с. 227]):

$$\begin{aligned} MA(1, x)\ell(1) &= f(x) \int_0^1 \min \{ \omega(1), u(1) \} d\omega(1) \\ &= f(x) \left( \int_0^{u(1)} \omega(1) d\omega(1) + \int_{u(1)}^1 u(1) d\omega(1) \right) = \frac{f^2(x) - x^2}{2f(x)}. \end{aligned} \quad (4.2)$$

Теперь, учитывая, что  $u(2) = 1 - \frac{x}{f((1-\ell(1))f(x))}$ , найдем математическое ожидание

$MA(2, x)\ell(2)$ . Имеем

$$\begin{aligned}
MA(2, x)\ell(2) &= M \min \{A(2, x)\omega(2), A(2, x)u(2)\} \\
&= \int_0^1 \int_0^1 \min \left\{ f((1 - \ell(1))f(x))\omega(2), f((1 - \ell(1))f(x))u(2) \right\} d\omega(1) d\omega(2) \\
&= \int_0^1 \left( \int_0^{u(2)} f((1 - \omega(1))f(x)) \omega(2) d\omega(2) + \int_{u(2)}^1 f((1 - \omega(1))f(x)) u(2) d\omega(2) \right) d\omega(1) \\
&\quad + \int_0^1 \left( \int_0^{u(2)} f((1 - u(1))f(x)) \omega(2) d\omega(2) + \int_{u(2)}^1 f((1 - u(1))f(x)) u(2) d\omega(2) \right) d\omega(1) \\
&= \int_0^{u(1)} f((1 - \omega(1))f(x)) \left( u(2) - \frac{u^2(2)}{2} \right) d\omega(1) + \int_{u(1)}^1 f((1 - u(1))f(x)) \left( u(2) - \frac{u^2(2)}{2} \right) d\omega(1). \quad (4.3)
\end{aligned}$$

Для оценки средней временной выгоды сверху найдем математическое ожидание

$$\begin{aligned}
MB(1, x^*)\ell(1) &= x^* \int_0^1 \min \{ \omega(1), u(1) \} d\omega(1) \\
&= x^* \left( \int_0^{u(1)} \omega(1) d\omega(1) + \int_{u(1)}^1 u(1) d\omega(1) \right) = \frac{(f^2(x) - x^2)x^*}{2f^2(x)},
\end{aligned}$$

Аналогично (4.3) найдем

$$\begin{aligned}
MB(2, x^*)\ell(2) &= \int_0^1 \int_0^1 \min \left\{ f((1 - \ell(1))x^*) \omega(2), f((1 - \ell(1))x^*) u(2) \right\} d\omega(1) d\omega(2) \\
&= \int_0^{u(1)} f((1 - \omega(1))x^*) \left( u(2) - \frac{u^2(2)}{2} \right) d\omega(1) + \int_{u(1)}^1 f((1 - u(1))x^*) \left( u(2) - \frac{u^2(2)}{2} \right) d\omega(1).
\end{aligned}$$

Пусть  $a = \frac{1}{2}$ ,  $b = \frac{1}{4}$ . Тогда динамика популяции при отсутствии эксплуатации (4.1) примет вид

$$X(k+1) = \frac{X(k)}{2} + \frac{1}{4}, \quad k = 1, 2, \dots$$

Подставляя функцию  $f(x) = \frac{x}{2} + \frac{1}{4}$  в (4.2), нетрудно посчитать, что

$$MA(1, x)\ell(1) = \frac{(2x+1)^2 - 16x^2}{8(2x+1)},$$

и наибольшее значение этой функции достигается в точке  $x \approx 0,0774$ . Подставим функцию  $f(x)$  в (4.3) и получим

$$\begin{aligned} MA(2, x)\ell(2) &= \int_0^{u(1)} \frac{(1 - \omega(1))(2x + 1) + 2}{16} \left( 1 - \frac{64x^2}{((1 - \omega(1))(2x + 1) + 2)^2} \right) d\omega(1) \\ &+ \int_{u(1)}^1 \frac{(1 - u(1))(2x + 1) + 2}{16} \left( 1 - \frac{64x^2}{((1 - \omega(1))(2x + 1) + 2)^2} \right) d\omega(1) \\ &= \frac{4x^2}{2x + 1} \ln \left( \frac{2(2x + 1)}{2x + 3} \right) - \frac{256x^3 - 20x^2 - 12x - 5}{32(2x + 1)}. \end{aligned}$$

Тогда наибольшее значение функции  $MA(2, x)\ell(2)$  достигается в точке  $x \approx 0,0272$ .

Подставим функцию  $f(x)$  в  $MB(1, x^*)\ell(1)$  и  $MB(2, x^*)\ell(2)$ :

$$MB(1, x^*)\ell(1) = \frac{(2x + 1)^2 - 16x^2}{4(2x + 1)^2},$$

$$MB(2, x^*)\ell(2) = \frac{8x^2}{(2x + 1)^2} \ln \left( \frac{2(2x + 1)}{2x + 3} \right) - \frac{768x^4 + 712x^3 - 172x^2 - 42x - 9}{16(2x + 1)^2(2x + 3)}.$$

Окончательно получаем, что в силу (3.14) в момент  $k = 1$  наибольшее значение функции  $MA(1, x)\ell(1)$  достигается в точке  $x \approx 0,0774$  и выполнена следующая приближенная оценка средней временной выгоды с вероятностью единица

$$0,1339 \leq H(\bar{\ell}, x(0)) \leq 0,2320;$$

при  $k = 2$  наибольшее значение функции  $MA(2, x)\ell(2)$  достигается в точке  $x \approx 0,0272$  и имеем приближенную оценку средней временной выгоды с вероятностью единица

$$0,1571 \leq H(\bar{\ell}, x(0)) \leq 0,1867.$$

Поскольку при  $k = 3$  вычисления имеют весьма громоздкий вид, отметим только, что наибольшее значение функции  $MA(3)\ell(3)$  достигается в точке  $x \approx 0,0076$  и приближенные оценки средней временной выгоды с вероятностью единица

$$0,1641 \leq H(\bar{\ell}, x(0)) \leq 0,1718.$$

Отметим, что при увеличении  $k$  оценка средней временной выгоды получается более точной.

**Благодарности:** Автор выражает благодарность научному руководителю профессору кафедры функционального анализа и его приложений Владимирского государственного университета им. А. Г. и Н. Г. Столетовых, д.ф.-м.н. Л. И. Родиной за внимание к работе и руководство ее выполнением.

## References

- [1] C. W. Clark, “Mathematical Bioeconomics”, *Mathematical Problems in Biology*. V. 2, Lecture Notes in Biomathematics, ed. S. Levin, Springer–Verlag, Berlin–Heidelberg–New York, 1974, 29–45.
- [2] B. Dennis, “Allee effects: population growth, critical density, and the chance of extinction”, *Natural Resource Modeling*, **3**:4 (1989), 481–538.
- [3] A. M. Parma, “Optimal harvesting of fish populations with non-stationary stock-recruitment relationships”, *Natural Resource Modeling*, **4**:1 (1990), 39–76.
- [4] A. O. Belyakov, V. M. Veliov, “On optimal harvesting in age-structured populations”, *Dynamic Perspectives on Managerial Decision Making*. V. 22: *Dynamic Modeling and Econometrics in Economics and Finance*, eds. H. Dawid, K. F. Doerner, G. Feichtinger, P. M. Kort, A. Seidl, Springer Cham, Switzerland, 2016, 149–166.
- [5] А. В. Егорова, Л. И. Родина, “Об оптимальной добыче возобновляемого ресурса из структурированной популяции”, *Вестник Удмуртского университета. Математика. Механика. Компьютерные науки*, **29**:4 (2019), 501–517. [A. V. Egorova, L. I. Rodina, “On optimal harvesting of renewable resource from the structured population”, *The Bulletin of Udmurt University. Mathematics. Mechanics. Computer Science*, **29**:4 (2019), 501–517 (In Russian)].
- [6] W. J. Reed, “The steady state of a stochastic harvesting model”, *Mathematical Biosciences*, **41**:3-4 (1978), 273–307.
- [7] R. Lande, S. Engen, B. E. Saether, *Stochastic Population Dynamics in Ecology and Conservation*, Oxford University Press, New York, 2003, 212 pp.
- [8] S. J. Schreiber, M. Benaïm, K. A. S. Atchadé, “Persistence in fluctuating environments”, *Journal of Mathematical Biology*, **62**:5 (2011), 655–683.
- [9] O. Tahvonen, M. F. Quaas, R. Voss, “Harvesting selectivity and stochastic recruitment in economic models of age-structured fisheries”, *Journal of Environmental Economics and Management*, **92** (2018), 659–676.
- [10] B. Yang, Y. Cai, K. Wang, W. Wang, “Optimal harvesting policy of logistic population model in a randomly fluctuating environment”, *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, **526** (2019), Article ID 120817.
- [11] A. Hening, K. Q. Tran, T. T. Phan, G. Yin, “Harvesting of interacting stochastic populations”, *Journal of Mathematical Biology*, **79**:2 (2019), 533–570.
- [12] Л. И. Родина, “Об одной стохастической модели сбора возобновляемого ресурса”, *Вестник российских университетов. Математика*, **23**:124 (2018), 685–695. [L. I. Rodina, “About one stochastic harvesting model of a renewed resource”, *Russian Universities Reports. Mathematics*, **23**:124 (2018), 685–695 (In Russian)].
- [13] А. А. Родин, Л. И. Родина, А. В. Черникова, “О способах эксплуатации популяции, заданной разностным уравнением со случайными параметрами”, *Вестник Удмуртского университета. Математика. Механика. Компьютерные науки*, **32**:2 (2022), 211–227. [A. A. Rodin, L. I. Rodina, A. V. Chernikova, “On how to exploit a population given by a difference equation with random parameters”, *The Bulletin of Udmurt University. Mathematics. Mechanics. Computer Science*, **32**:2 (2022), 211–227 (In Russian)].
- [14] T. Urmann, S. Behringer, “Harvesting a remote renewable resource”, *Theoretical Ecology*, **13**:4 (2020), 459–480.
- [15] M. Liu, “Optimal Harvesting of Stochastic Population Models with Periodic Coefficients”, *Journal of Nonlinear Science*, **32**:2 (2022), 1–14.
- [16] Л. И. Родина, “Оптимизация средней временной выгоды для вероятностной модели популяции, подверженной промыслу”, *Вестник Удмуртского университета. Математика. Механика. Компьютерные науки*, **28**:1 (2018), 48–58. [L. I. Rodina, “Optimization of average time profit for a probability model of the population subject to a craft”, *The Bulletin of Udmurt University. Mathematics. Mechanics. Computer Science*, **28**:1 (2018), 48–58 (In Russian)].
- [17] Л. И. Родина, “Свойства средней временной выгоды в стохастических моделях сбора возобновляемого ресурса”, *Вестник Удмуртского университета. Математика. Механика. Компьютерные науки*, **28**:2 (2018), 213–221. [L. I. Rodina, “Properties of average time profit in stochastic models of harvesting a renewable resource”, *The Bulletin of Udmurt University. Mathematics. Mechanics. Computer Science*, **28**:2 (2018), 213–221 (In Russian)].

- [18] А. Н. Ширяев, *Вероятность-1*, Наука, М., 1989. [A. N. Shiryaev, *Probability-1*, Nauka Publ., Moscow, 1975 (In Russian)].
- [19] Ю. М. Свирежев, Д. О. Логофет, *Устойчивость биологических сообществ*, Наука, М., 1978. [Yu. M. Svirezhev, D. O. Logofet, *Stability of Biological Communities*, Nauka Publ., Moscow, 1978 (In Russian)].
- [20] В. Феллер, *Введение в теорию вероятностей и ее приложения*, **2**, Мир, М., 1984. [V. Feller, *Introduction to Probability Theory and its Applications*, **2**, Mir Publ., Moscow, 1984 (In Russian)].

### Информация об авторе

**Черникова Анастасия Владимировна**, аспирант, кафедра функционального анализа и его приложений. Владимирский государственный университет им. А. Г. и Н. Г. Столетовых, г. Владимир, Российская Федерация. E-mail: nastik.e@bk.ru

**ORCID:** <https://orcid.org/0000-0002-3930-0743>

Поступила в редакцию 18.08.2022 г.

Поступила после рецензирования 14.11.2022 г.

Принята к публикации 24.11.2022 г.

### Information about the author

**Anastasia V. Chernikova**, Post-Graduate Student, Functional Analysis and its Applications Department. Vladimir State University, Vladimir, Russian Federation. E-mail: nastik.e@bk.ru

**ORCID:** <https://orcid.org/0000-0002-3930-0743>

Received 18.08.2022

Reviewed 14.11.2022

Accepted for press 24.11.2022