

УДК 218.2

Р.Т. АЛИЕВ, Т.А. ХАНИЕВ

**О СКОРОСТИ СХОДИМОСТИ В АСИМПТОТИЧЕСКОМ
РАЗЛОЖЕНИИ ДЛЯ ЭРГОДИЧЕСКОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ
ПОЛУМАРКОВСКОЙ МОДЕЛИ УПРАВЛЕНИЯ ТИПА (s, S)**

Ключевые слова: модель управления типа (s, S) , эргодическое распределение, асимптотическое разложение, скорость сходимости.

ВВЕДЕНИЕ

В настоящей статье исследуется случайный процесс $X(t)$, который описывает так называемую модель управления типа (s, S) . Этой модели посвящены мно-

© Р.Т. Алиев Т.А. Ханиев, 2012

гочисленные работы (см., например, [1–11]). Исследование модели происходит с учетом требований теории управления запасами, массового обслуживания, надежности, страхования и т.д.; она известна как система «минимум–максимум», имеет два регулирующих параметра: нижний (критический) уровень запаса s и верхний уровень запаса S . Эта система функционирует следующим образом: в случайные моменты в систему поступают требования в случайных объемах, пополнение не происходит, если запасов больше s ; если имеющийся уровень меньше или равен s , то принимается решение о пополнении запаса обязательно до верхнего уровня S .

Для определения аналитического вида процесса $X(t)$, описывающего модель управления типа (s, S) , введем некоторые последовательности случайных величин.

Пусть $\{\xi_n\}$ и $\{\eta_n\}$, $n \geq 1$, — последовательности положительных случайных величин, определенных на некотором вероятностном пространстве $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$, причем величины внутри каждой последовательности независимы и одинаково распределены, соответственно с функциями распределения $\Phi(t) = P\{\xi_1 \leq t\}$, $t > 0$, и $F(x) = P\{\eta_1 \leq x\}$, $x > 0$.

Рассмотрим последовательности $\{T_n\}$ и $\{Y_n\}$, $n = 0, 1, \dots$, которые образуют два независимых процесса восстановления:

$$T_n = \sum_{i=1}^n \xi_i, \quad Y_n = \sum_{i=1}^n \eta_i, \quad n = 1, 2, \dots; \quad T_0 = Y_0 = 0.$$

Введем также целочисленные случайные величины, которые означают число скачков процесса $X(t)$ до попадания в так называемый контрольный уровень s :

$$\begin{aligned} \nu_0 &= 0, \quad \nu_1 = \min \{k \geq 1 : S - Y_k < s\}, \\ \nu_{n+1} &= \min \{k \geq \nu_n + 1 : S - (Y_k - Y_{\nu_n}) < s\}. \end{aligned}$$

Пусть τ_n — моменты попадания процесса $X(t)$ в контрольный уровень s :

$$\tau_n = T_{\nu_n}, \quad n = 1, 2, \dots, \quad \tau_0 = 0.$$

Определим считающий процесс $\nu(t) = \max \{k \geq 0 : T_k \leq t\}$, который означает число скачков процесса $X(t)$ на отрезке $[0, t]$. Отметим, что процесс $\nu(t)$ остается постоянным на полуинтервалах $[T_n, T_{n+1})$ и непрерывен справа: $\nu(T_n + 0) = n$.

С учетом введенных выше случайных величин исследуемый случайный процесс $X(t)$, описывающий модель управления типа (s, S) , будет иметь вид

$$X(t) = S - Y_{\nu(t)} + Y_{\nu_k} \quad \text{при } \tau_k \leq t < \tau_{k+1}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

Основная цель данной работы — исследование предельного поведения эргодического распределения процесса $X(t)$ при $\beta \equiv S - s \rightarrow \infty$, а также получение оценки скорости сходимости.

СЛАБАЯ СХОДИМОСТЬ ЭРГОДИЧЕСКОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПРОЦЕССА $X(t)$

Исследуем асимптотическое поведение эргодического распределения случайного процесса $X(t)$, описывающего модель типа (s, S) .

Предположим, что исходные последовательности случайных величин $\{\xi_n\}$ и $\{\eta_n\}$, $n \geq 1$, удовлетворяют следующим дополнительным условиям:

i) $E\xi_1 < \infty$; ii) $E\eta_1 < \infty$; iii) η_1 — нерешетчатая случайная величина.

При этих условиях в работе [8] найдена эргодическая функция распределения процесса $X(t)$:

$$Q(x) = 1 - \frac{U(S-x)}{U(S-s)}, \quad s \leq x \leq S, \quad (1)$$

где $U(z)$ — функция восстановления, порожденная распределением случайной величины η_1 , т.е. $U(z) = \sum_{n=0}^{\infty} F^{*n}(z)$ ($*$ означает операцию свертки).

Для исследования асимптотического поведения эргодического распределения случайного процесса $X(t)$ вначале введем вспомогательный процесс $W_\beta(t) = \frac{X(t)-s}{S-s}$, который получается простым линейным преобразованием от процесса $X(t)$. В определенном смысле $W_\beta(t)$ является нормированным процессом, значения которого сосредоточены на отрезке $[0, 1]$. Эргодическую функцию распределения процесса $W_\beta(t)$, т.е. $Q_{W_\beta}(x) \equiv \lim_{t \rightarrow \infty} P\{W_\beta(t) \leq x\}$, обозначим $Q_{W_\beta}(x)$.

Функцию равномерного распределения на отрезке $[0, 1]$ обозначим $G_0(x)$:

$$G_0(x) = \begin{cases} 1, & x \geq 1, \\ x, & x \in [0, 1], \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

Сформулируем основной результат в виде следующей теоремы.

Теорема 1. Пусть выполняются условия i)–iii) и $m_2 = E\eta_1^2 < \infty$. Тогда при $\beta \rightarrow \infty$ для каждого $x \in [0, 1]$ эргодическая функция распределения процесса $W_\beta(t)$ имеет следующее асимптотическое разложение:

$$Q_{W_\beta}(x) \equiv \lim_{t \rightarrow \infty} P\{W_\beta(t) \leq x\} = G_0(x) \left\{ 1 - \frac{m_2}{2m_1\beta} \right\} + o\left(\frac{1}{\beta}\right). \quad (2)$$

Доказательство. Согласно определению процесса $W_\beta(t)$ для любого $x \in [0, 1]$ из формулы (1) имеем

$$Q_{W_\beta}(x) = \lim_{t \rightarrow \infty} P\{X(t) \leq S + s + x(S-s)\} = 1 - \frac{U(\beta(1-x))}{U(\beta)}. \quad (3)$$

Из теории восстановления известно, что если случайная величина имеет конечный второй момент, то функция восстановления $U(\beta)$ имеет асимптотическое разложение (см., например, [12, с. 415] при $\beta \rightarrow \infty$):

$$U(\beta) = \frac{\beta}{m_1} + \frac{m_2}{2m_1^2} + o(1), \quad (4)$$

где $m_k = E\eta_1^k$, $k = 1, 2$.

Аналогично для каждого $x \in [0, 1]$ при $\beta \rightarrow \infty$

$$U(\beta(1-x)) = \frac{\beta(1-x)}{m_1} + \frac{m_2}{2m_1^2} + o(1). \quad (5)$$

В противном случае из (4) при $\beta \rightarrow \infty$ имеем

$$[U(\beta)]^{-1} = \frac{m_1}{\beta} \left[1 - \frac{m_2}{2m_1\beta} + o\left(\frac{1}{\beta}\right) \right]. \quad (6)$$

С учетом (5) и (6) из (3) получим утверждение теоремы 1. \square

Отметим, что поскольку процесс $W_\beta(t)$ — линейное преобразование процесса $X(t)$, из теоремы непосредственно получаем следующий результат.

Следствие. Эргодическая функция распределения процесса $X(t)$ при достаточно больших значениях параметра $\beta = S - s$ приближается к равномерному распределению на отрезке $[s, S]$.

ОЦЕНКА СКОРОСТИ СХОДИМОСТИ

Вопрос о скорости сходимости в предельных теоремах — один из важнейших в теории вероятностей, поскольку от него зависит, насколько точны и эффективны применения этих теорем на практике. Естественно поставить вопрос о скорости сходимости в теореме 1. Предположим, что выполняется условие Крамера [13, с.179], эквивалентное экспоненциальному убыванию хвоста распределения случайной величины η_1 :

$$\int_0^{\infty} e^{\mu y} dF(y) = E(e^{\mu \eta_1}) < \infty \text{ при некотором } \mu > 0.$$

Имеет место следующее утверждение.

Теорема 2. Пусть выполняются условия теоремы 1. Кроме того, пусть распределение случайной величины η_1 содержит абсолютно непрерывную компоненту и выполняется условие Крамера. Тогда при некоторых $c < \infty$ и $\varepsilon > 0$ для каждого $\beta = S - s$ имеет место следующая равномерная по $x \in (0, 1)$ оценка скорости сходимости для эргодического распределения процесса $W_{\beta}(t)$:

$$|Q_{W_{\beta}}(x) - \hat{Q}_{\beta}(x)| < \frac{2m_1 c}{\beta} e^{-\varepsilon \beta(1-x)}, \quad (7)$$

$$\text{где } \hat{Q}_{\beta}(x) \equiv 1 - \frac{\hat{U}(\beta(1-x))}{\hat{U}(\beta)} = \frac{x}{1 + m_{12}/\beta}.$$

Доказательство. Известно, что (см., например, [14]) в условиях теоремы 2

$$U(\beta) = \frac{\beta}{m_1} + \frac{m_2}{2m_1^2} + R(\beta), \quad (8)$$

где $|R(\beta)| ce^{-\varepsilon \beta}$ и $\text{var}_{(\beta, \infty)} R(\beta) < ce^{-\varepsilon \beta}$ при некоторых $c < \infty$ и $\varepsilon > 0$.

Тогда

$$|U(\beta) - \hat{U}(\beta)| = |R(\beta)| < ce^{-\varepsilon \beta}, \quad (9)$$

где $\hat{U}(\beta) = \frac{\beta}{m_1} + \frac{m_2}{2m_1^2}$. Отсюда

$$\hat{U}(\beta) - ce^{-\varepsilon \beta} < U(\beta) < \hat{U}(\beta) + ce^{-\varepsilon \beta}. \quad (10)$$

Аналогично для каждого $x \in (0, 1)$

$$\hat{U}(\beta(1-x)) - ce^{-\varepsilon \beta(1-x)} < U(\beta(1-x)) < \hat{U}(\beta(1-x)) + ce^{-\varepsilon \beta(1-x)}. \quad (11)$$

Кроме того, из (10) имеем

$$\frac{1}{\hat{U}(\beta) + ce^{-\varepsilon \beta}} < \frac{1}{U(\beta)} < \frac{1}{\hat{U}(\beta) - ce^{-\varepsilon \beta}}. \quad (12)$$

Используя (11) и (12), из (3) можно получить следующее двойное неравенство для эргодической функции распределения процесса $W_\beta(t)$:

$$1 - \frac{\hat{U}(\beta(1-x)) + ce^{-\varepsilon\beta(1-x)}}{\hat{U}(\beta) - ce^{-\varepsilon\beta}} < Q_{W_\beta}(x) < 1 - \frac{\hat{U}(\beta(1-x)) - ce^{-\varepsilon\beta(1-x)}}{\hat{U}(\beta) + ce^{-\varepsilon\beta}}. \quad (13)$$

После некоторых преобразований из (13) получим

$$\frac{\hat{Q}_\beta(x) - \frac{c}{\hat{U}(\beta)}[e^{-\varepsilon\beta} + e^{-\varepsilon\beta(1-x)}]}{1 - \frac{ce^{-\varepsilon\beta}}{\hat{U}(\beta)}} < Q_{W_\beta}(x) < \frac{\hat{Q}_\beta(x) + \frac{c}{\hat{U}(\beta)}[e^{-\varepsilon\beta} + e^{-\varepsilon\beta(1-x)}]}{1 + \frac{ce^{-\varepsilon\beta}}{\hat{U}(\beta)}}, \quad (14)$$

где $\hat{Q}_\beta(x) \equiv 1 - \frac{\hat{U}(\beta(1-x))}{\hat{U}(\beta)} = \frac{x}{1 + m_{21}/\beta}$.

Поскольку $1 - \frac{ce^{-\varepsilon\beta}}{\hat{U}(\beta)} < 1$ и $1 + \frac{ce^{-\varepsilon\beta}}{\hat{U}(\beta)} > 1$, то из (14) имеем

$$\hat{Q}_\beta(x) - \frac{c}{\hat{U}(\beta)}[e^{-\varepsilon\beta} + e^{-\varepsilon\beta(1-x)}] < Q_{W_\beta}(x) < \hat{Q}_\beta(x) + \frac{c}{\hat{U}(\beta)}[e^{-\varepsilon\beta} + e^{-\varepsilon\beta(1-x)}]. \quad (15)$$

Наконец, из (15) получаем неравенство

$$|Q_{W_\beta}(x) - \hat{Q}_\beta(x)| < \frac{2m_1 c}{\beta} [e^{-\varepsilon\beta} + e^{-\varepsilon\beta(1-x)}].$$

Теорема доказана. \square

Сформулируем основной результат данного раздела.

Теорема 3. Пусть выполняются условия теоремы 2. Тогда при некоторых $c < \infty$ и для каждого $\beta = S - s$ имеет место следующая равномерная по $x \in (0, 1)$ оценка скорости сходимости для эргодического распределения процесса $W_\beta(t)$:

$$|Q_{W_\beta}(x) - G_0(x)| < \frac{2m_1 c + m_{21}x}{\beta}, \quad (16)$$

где $m_{21} = \frac{m_2}{2m_1}$.

Доказательство. Учитывая, что $\hat{Q}_\beta(x) = \frac{x}{1 + \frac{m_{21}}{\beta}}$ (см. теорему 2), для любого $x \in (0, 1)$ имеем

$$|\hat{Q}_\beta(x) - G_0(x)| < \frac{\frac{m_{21}x}{\beta}}{1 + \frac{m_{21}}{\beta}} < \frac{m_{21}x}{\beta}. \quad (17)$$

Используя оценку, полученную в теореме 2, а также (17), можно получить следующую оценку:

$$\begin{aligned} |Q_{W_\beta}(x) - G_0(x)| &\leq |Q_{W_\beta}(x) - \hat{Q}_\beta(x)| + |\hat{Q}_\beta(x) - G_0(x)| < \\ &< \frac{2m_1 c}{\beta} e^{-\varepsilon\beta(1-x)} + \frac{m_{21}x}{\beta} < \frac{2m_1 c + m_{21}x}{\beta}. \end{aligned}$$

Теорема доказана.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

При достаточно больших значениях параметра $\beta = S - s$ эргодическая функция распределения процесса $X(t)$, описывающего так называемую модель управления типа (s, S) , приближается к равномерному распределению на отрезке $[s, S]$, а также получена оценка скорости сходимости в предельной теореме. Доказано, что для каждого $\beta = S - s$ скорость сходимости к равномерному распределению эргодического распределения обратно пропорциональна β . Полученные результаты можно применить в теории управления запасами.

Авторы выражают благодарность академику НАН Украины А.В. Скороходу.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Skorohod A.V., Nasirova T.I. On the asymptotic behaviour of processes in an inventory control model // Theory Probability and Mathemat. Statist. — 1981. — N 23. — P. 137–142.
2. Sahin I. On the continuous-review (s, S) inventory model under compound renewal demand and random lead times // J. of Appl. Probab. — 1983. — **20**. — P. 213–219.
3. Прабху Н. У. Стохастические процессы теории запасов. — М.: Наука, 1984. — 184 с.
4. Chen F., Zheng Y.-S. Sensitivity analysis of an (s, S) inventory model // Oper. Res. Letters. — 1997. — **21**. — P. 19–23.
5. Насирова Т.И. Япар Дж., Ханиев Т.А. О вероятностных характеристиках уровня запаса в модели типа (s, S) // Кибернетика и системный анализ. — 1998. — № 5. — P. 69–76.
6. Gavirneni S. An efficient heuristic for inventory control when the customer is using a (s, S) policy // Oper. Res. Letters. — 2001. — **28**. — P. 187–192.
7. Derieva E.N. A control model for an insurance company // Cybernetics and Systems Analysis. — 2004. — **40**, N 6. — P. 936–938.
8. Artalejo J.R., Krishnamoorthy A., Lopez-Herrero M.J. Numerical analysis of (s, S) inventory systems with repeated attempts // Ann. Oper. Res. — 2006. — **141**. — P. 67–83.
9. Khaniyev T.A., Mammadova Z. On the stationary characteristics of the extended model of type (s, S) with Gaussian distribution of summands // J. of Statist. Comput. and Simul. — 2006. — **76**, N 10. — P. 861–874.
10. Khaniyev T.A., Kucuk Z. Asymptotic expansions for the moments of the Gaussian random walk with two barriers // Statistics & Probability Letters. — 2004. — **69**, N 1. — P. 91–103.
11. Khaniyev T.A., Kesemen T., Aliyev R.T., Kokangul A. Asymptotic expansions for the moments of a semi-Markovian random walk with an exponential distributed interference of chance // Ibid. — 2008. — **78**, N 6. — P. 785–793.
12. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения. Т. 2. — М.: Мир, 1984. — 752 с.
13. Боровков А.А. Вероятностные процессы в теории массового обслуживания. — М.: Наука, 1972. — 368 с.
14. Боровков А.А. Теория вероятностей. — М.: Наука, 2003. — 470 с.

Получено 12.10.2009