УДК 621.86:656.615
DOI: 10.15587/2312-8372.2014.26740

Постан М. Я.,
Корниец Т. Е.,
Москалюк Л. В.

РАЗРАБОТКА МЕТОДА ОЦЕНКИ РИСКА ДОПОЛНИТЕЛЬНОГО ПРОСТОЯ СУДНА ПОД ГРУЗОВЫМИ ОПЕРАЦИЯМИ ИЗ-ЗА ОГРАНИЧЕННОЙ НАДЕЖНОСТИ ПЕРЕГРУЗОЧНЫХ МАШИН

Предложен метод оценки риска простоя судна, находящегося под погрузкой или выгрузкой на портовом терминале, вызванного снижением интенсивности грузовых операций при внезапных отказах перегрузочных машин. Подход основан на теории систем массового обслуживания, работающих в случайной среде. Разработан алгоритм нахождения распределения фактического времени стоянки судна, что позволило сформулировать критерий целесообразности страхования оператором портового терминала риска превышения договорного стояночного времени.

Ключевые слова: *портовый терминал, отказы перегрузочных машин, случайное время простоя судна, страхование.*

1. Введение

В портовой практике надежность и качество выполнения перегрузочных операций являются важнейшими характеристиками конкурентоспособности порта (портового оператора), которые тесно переплетаются и дополняют друг друга. Обе характеристики количественно оцениваются набором различных показателей, причем некоторые показатели надежности могут рассматриваться одновременно и как показатели качества, например, коэффициент готовности перегрузочного оборудования. Среди показателей качества одним из главных является интенсивность грузовой обработки флота и подвижного состава, которая зависит от многих факторов, связанных как с транспортабельностью груза, метеоусловиями, колебаниями выработки портовых рабочих, так и с уровнем организации перегрузочных работ, а также организацией технической эксплуатации перегрузочной техники и возможностью внезапных отказов последней. В связи с указанными причинами реальное значение этой интенсивности является величиной изменчивой и в любой момент времени может отклоняться от установленного договорными обязательствами уровня, скажем, валовой интенсивности обработки судов. Поэтому в описанной ситуации возникают риски, связанные с возможностью превышения фактического стояночного времени судна договорного времени (сталийного времени). Количественно такого рода риски могут быть выражены вероятностью превышения фактического времени грузовой обработки судна договорного времени. Нахождение указанной вероятности представляется практически важной и нетривиальной с теоретической точки зрения задачей.

2. Анализ литературных данных и постановка проблемы

Для снижения возникающих в своей деятельности рисков оператор портового терминала (ОПТ) может рассмотреть возможность их страхования на тех или иных условиях. Существенную помощь ОПТ в процессе принятия им решения о целесообразности страхования данного вида риска могут оказать современные подходы к управлению экономическими рисками, основанные на методах теории вероятности и страховой (актуарной) математики [1, 2]. Это продемонстрировано, в частности, в работе [3], где разработан метод оценки целесообразности страхования рисков повреждения контейнеров при их перегрузке на ПКТ, а также в работе [4], посвященной методам оценки финансовых рисков в деятельности оператора портового терминала.

Отметим, что указанное направление исследований в области страхования рисков в деятельности различных судоходных и стивидорных компаний пока еще находится на начальной стадии. В частности, практически не изучены условия экономической эффективности страхования различных видов ответственности компаний перед их клиентурой. Актуальность подобного рода исследований вытекает из богатого практического опыта морского страхования [5].

Цель данной работы состоит в разработке методики оценки вероятности превышения фактического времени стоянки судна под грузовыми операциями при случайных колебаниях интенсивности (чистой) обработки судов вследствие ограниченной надежности перегрузочных машин.

Такая методика в принципе может быть разработана на основе теории систем массового обслуживания (СМО), работающих в случайной среде. В настоящее время специальная литература, посвященная исследованию этого класса СМО весьма обширна [6–8]. В цитируемых работах в основном изучался случай, когда поведение случайной среды описывается неприводимой однородной цепью Маркова с конечным или счетным множеством состояний. При этом СМО с произвольным временем обслуживания требований рассматривались с одним «ненадежным» обслуживающим устройством, а с несколькими каналами обслуживания — в основном только в случае показательного распределения времени «чистого» обслуживания (т. е. без учета колебания интенсивности обслуживания при изменении состояний случайной среды).

3. Нахождение функции распределения времени стоянки судна с учетом внезапных отказов перегрузочных машин

Рассмотрим портовый терминал, состоящий из n параллельных взаимозаменяемых причалов. На каждом причале обработку любого судна производят кордонные перегрузочные машины, суммарная производительность которых равна Π_i при условии, что $Z(t)=i\in S$, где $Z(t)$ — однородная неприводимая цепь Маркова с множеством состояний S, которая описывает изменение состояний внешней среды. Чистые грузоподъемности судов — независимые в совокупности случайные величины, распределенные по одному и тому же закону $G(x)$.

Ясно, что, поскольку изменения случайной среды происходят стохастически независимо от прибытия судов, то любое судно, прибывающее на ППК и ставшее к причалу в некоторый момент времени t_0, начнет обрабатываться с производительностью Π_i при условии, что $Z(t_0) = i$. Поскольку за время стоянки судна у причала интенсивность его обработки может изменяться столько раз, сколько раз изменялось состояние среды, то общее время обработки судна будет равно:

$$T=\left(\frac{\gamma_{i_1}}{\Pi_{i_1}}+\frac{\gamma_{i_2}}{\Pi_{i_2}}+\ldots+\frac{\gamma_{i_k}}{\Pi_{i_k}}\right),$$

где γ_{i_k} — количество груза погруженного (выгруженного) на судно в состоянии среды i_k; i_1, i_2, ..., i_k — состояния среды в течение времени обработки судна.

Содержательно случайный процесс $Z(t)$ можно формализовать следующим образом. Пусть $n = 1$ и на ППК имеются N параллельно работающих кордонных машин. Времена безотказной работы машин — взаимно независимые случайные величины, причем время безотказной работы любой машины имеет ф. р. $A(t)$. Внезапные отказы любой машины могут происходить как в периоды ее занятости перегрузочными операциями, так и во время ее простоя в ожидании прибытия судна. Немедленно после отказа машина поступает в ремонтный цех, где начинает восстанавливаться, причем время ее восстановления подчинено закону распределения $B(t)$, и одновременно может ремонтироваться не более r машин, $1 \le r \le N$.

Будем считать, что $Z(t)$ — число работоспособных машин в момент времени t. В случае, если:

$$\begin{aligned}&A(t)=1-e^{-at},\ t\ge 0,\\&B(t)=1-e^{-bt},\ t\ge 0,\end{aligned}\qquad(1)$$

процесс $Z(t)$ будет однородным марковским процессом со множеством состояний $S = \{0,1,..., N\}$. Если Π означает производительность одной машины, то произвольное судно в момент времени t обрабатывается с интенсивностью $\Pi_i = i\Pi$, если $Z(t) = i$.

Задача состоит в том, чтобы найти закон распределения времени обработки судна с учетом возможного снижения интенсивности его обработки из-за внезапных отказов машин.

При произвольных ф. р. $A(t)$, $B(t)$ эту задачу решить аналитически весьма сложно. Ниже мы ограничимся частным случаем (1), что позволит для решения задачи воспользоваться аппаратом линейчатых марковских процессов [7].

Пусть произвольное судно начинает обрабатываться в состоянии, когда $Z(t) = N$, и θ означает полное время обработки судна с учетом возможного снижения интенсивности обработки судна машин из-за внезапных отказов машин.

Введем следующие условные обозначения:

$p_i(x,t)dx$, $x > 0$, $i = 0,1,..., N$, — вероятность того, что в момент времени t судно обрабатывается, i машин работоспособны и за время, прошедшее с начала обработки, было выгружено (погружено) количество груза в интервале $(x, x + dx)$;

$p(t)$ — вероятность того, что к моменту t обработка судна завершена (это состояние рассматриваемого марковского процесса является поглощающим).

Очевидно, что:

$$\mathbf{P}\{\theta\le t\}=p(t).$$

Обозначим:

$$\pi_i(x,t)=\frac{p_i(x,t)}{1-G(x)},\ i=0,1,...,N,$$

где $G(x) = \mathbf{P}\{\gamma \le x\}$, γ — чистая грузоподъемность судна.

Для определения функций $\pi_i(x,t)$, $p(t)$ с помощью стандартных вероятностных рассуждений [7] можно вывести следующую систему дифференциальных уравнений:

$$\begin{aligned}&\frac{\partial}{\partial t}\pi_0(x,t)=-b_0\pi_0(x,t)+a\pi_1(x,t),\\&\left(\frac{\partial}{\partial t}+i\Pi\frac{\partial}{\partial x}\right)\pi_i(x,t)=\\&=-(ia+b_i)\pi_i(x,t)+(i-1)a\pi_{i-1}(x,t)+\\&+b_{i+1}\pi_{i+1}(x,t),\ \ i=1,2,...,N-1,\end{aligned}\qquad(2)$$

$$\begin{aligned}&\left(\frac{\partial}{\partial t}+N\Pi\frac{\partial}{\partial x}\right)\pi_N(x,t)=\\&=-Na\pi_N(x,t)+b_{N-1}\pi_{N-1}(x,t),\ x>0,\end{aligned}\qquad(3)$$

$$\frac{d}{dt}p(t)=\Pi\int_0^\infty\sum_{i=1}^N i\pi_i(x,t)dG(x),\ t>0,$$

где $b_i = b\min(r, N-i)$.

Начальные и граничные условия для системы (2), (3) таковы:

$$\begin{aligned}&N\Pi\pi_N(x,0)=\delta(x),\quad \pi_i(x,0)=0,\quad i=0,1,...,N-1,\\&p(0)=0,\quad N\Pi\pi_N(0,t)=\delta(t),\\&\pi_i(0,t)=0,\quad i=0,1,...,N-1,\end{aligned}\qquad(4)$$

где $\delta(x)$ — дельта-функция Дирака. Согласно условиям (4) в начальный момент времени $t = 0$ все N машин исправны и начинается обработка судна.

Применяя к системе (2) преобразование Лапласа по t, получим следующую систему обыкновенных дифференциальных уравнений:

$$\begin{aligned}&0=-(s+b_0)\pi_0^*(x,s)+a\pi_1^*(x,s),\\&i\Pi\frac{\partial}{\partial x}\pi_i^*(x,s)=-(s+ia+b_i)\pi_i^*(x,s)+\\&+(i+1)a\pi_{i+1}^*(x,s)+b_{i-1}\pi_{i-1}^*(x,s),\ i=1,2,...,N-1,\\&N\Pi\frac{\partial}{\partial x}\pi_N^*(x,s)=-(s+Na)\pi_N^*(x,s)+\\&+b_{N-1}\pi_{N-1}^*(x,s),\ x>0,\end{aligned}\tag{5}$$

$$sp^*(s)=\Pi\int_0^\infty\sum_{i=1}^N i\pi_i^*(x,s)dG(x),\tag{6}$$

где

$$\pi_i^*(x,s)=\int_0^\infty e^{-st}\pi_i(x,t)dt,\ i=0,1,...,N;$$

$$p^*(s)=\int_0^\infty e^{-st}p(t)dt,\ \mathrm{Re}\,s>0.$$

Система (5) должна решаться при начальных условиях (4):

$$N\Pi\pi_i^*(0,s)=\delta_{iN},\quad i=0,1,...,N,\tag{7}$$

где δ_{iN} — символ Кронекера.

Выразив из первого уравнения системы (5) $\pi_0^*(x,s)$ через $\pi_1^*(x,s)$ и подставив это выражение в остальные уравнения, придем к следующей системе:

$$\begin{aligned}&\Pi\frac{\partial}{\partial x}\pi_1^*(x,s)=-\left(s+a+b_1-\frac{ab_0}{s+b_0}\right)\pi_1^*(x,s)+2a\pi_2^*(x,s),\\&i\Pi\frac{\partial}{\partial x}\pi_i^*(x,s)=-(s+ia+b_i)\pi_i^*(x,s)+(i+1)a\pi_{i+1}^*(x,s)+\\&+b_{i-1}\pi_{i-1}^*(x,s),\quad i=2,3,...,N-1,\\&N\Pi\frac{\partial}{\partial x}\pi_N^*(x,s)=-(s+Na)\pi_N^*(x,s)+\\&+b_{N-1}\pi_{N-1}^*(x,s),\ x>0.\end{aligned}\tag{8}$$

Решая систему уравнений (8) при условиях (7), найдем функции $\pi_i^*(x,s)$, $i=1,2,...,N$.

После этого с помощью равенства (6) определим искомую функцию $p^*(s)$. На практике обычно число N невелико, поэтому достаточно получить решение для случаев $1 \le N \le 6$. Если, например, $N = 1$, то из (8) следует уравнение:

$$\Pi\frac{\partial}{\partial x}\pi_1^*(x,s)=-s\left(1+\frac{a}{s+b}\right)\pi_1^*(x,s).$$

Отсюда с учетом (7) находим:

$$\pi_1^*(x,s)=\frac{1}{\Pi}e^{-sx\left(1+\frac{a}{s+b}\right)/\Pi}.$$

Поэтому из (6) получим:

$$\begin{aligned}&sp^*(s)=\Pi\int_0^\infty\pi_1^*(x,s)dG(x)=\\&=\frac{1}{\Pi}\int_0^\infty e^{-sx\left(1+\frac{a}{s+b}\right)/\Pi}dG(x)=g\left(s\left(1+\frac{a}{s+b}\right)/\Pi\right),\end{aligned}\tag{9}$$

где $g(z)$ — преобразование Лапласа-Стилтьеса функции распределения $G(x)$. Это — известный результат из теории одноканальных СМО с ненадежным в занятом состоянии обслуживающим устройством [7].

Из (9) находим первые два момента распределения длительности обработки судна θ:

$$\begin{aligned}&\mathbf{M}\theta=-\frac{d}{ds}(sp^*(s))|_{s=0}=\frac{g^{(1)}}{\Pi}\left(1+\frac{a}{b}\right),\\&\mathbf{M}\theta^2=\frac{d^2}{ds^2}(sp^*(s))|_{s=0}=\frac{1}{\Pi b^2}\left[2ag^{(1)}+(a+b)^2\frac{g^{(2)}}{\Pi}\right],\end{aligned}\tag{10}$$

где $g^{(1)} = \mathbf{M}\gamma$, $g^{(2)} = \mathbf{M}\gamma^2$ — первые два начальных момента распределения грузоподъемности судна.

Решение начальной задачи (7), (8) для произвольного N может вызвать определенные вычислительные трудности. Их, впрочем, можно частично обойти, если принять, что $G(x)$ есть распределение Эрланга или гиперэкспоненциальное распределение (для практических применений этого обычно достаточно).

Пусть, к примеру:

$$G(x)=1-e^{-x/g}\sum_{j=0}^{m-1}\frac{(x/g)^j}{j!},\ x\ge 0,$$

т. е. $G(x)$ есть распределение Эрланга m-порядка. Как известно [7], в этом случае $\mathbf{M}\gamma = gm$. Легко убедиться, что:

$$G(x)=1-\frac{1}{(m-1)!}\frac{\partial^{m-1}}{\partial y^{m-1}}\frac{e^{-x(1-y)/g}}{1-y}\bigg|_{y=0}.\tag{11}$$

Подставляя формулу (11) в правую часть равенства (6) и учитывая, что:

$$G'(x)=\frac{1}{g(m-1)!}\frac{\partial^{m-1}}{\partial y^{m-1}}e^{-x(1-y)/g}\bigg|_{y=0},\ |y|\le 1,$$

получим:

$$sp^*(s)=\frac{\Pi}{g(m-1)\,!}\frac{\partial^{m-1}}{\partial y^{m-1}}\sum_{i=1}^{N} i\pi_i^{**}\left(\frac{1-y}{g},\, s\right)\Bigg|_{y=0},\ \operatorname{Re} s>0, \quad (12)$$

где $\pi_i^{**}(z,s)=\int\limits_0^\infty e^{-zx}\pi_i^*(x,s)dx,\ \operatorname{Re} z>0.$

Функции $\pi_i^{**}(z,s)$ находятся из системы уравнений, вытекающей из (8):

$$\begin{aligned}
&-\left(\Pi z+s+b_1+\frac{sb_0}{s+b_0}\right)\pi_1^{**}(z,s)+2a\pi_2^{**}(z,s)=0,\\
&-(i\Pi z+s+ia+b_i)\pi_i^{**}(z,s)+(i+1)a\pi_{i+1}^{**}(z,s)+\\
&+b_{i-1}\pi_{i-1}^{**}(z,s)=0,\ i=2,3,\ldots,N-1,\\
&-(N\Pi z+s+Na)\pi_N^{**}(z,s)+b_{N-1}\pi_{N-1}^{**}(z,s)=-1. \qquad (13)
\end{aligned}$$

Теперь функции, входящие в правую часть формулы (12), можно находить из (13) путем дифференцирования этой системы уравнений по z в точке $1/g$.

Продемонстрируем этот прием для случаев $N = 1$ и $N = 2$. В случае $N = 1$ имеем $b_0=0,\ b_1=b$ и из (9) (т. е. при $m = 1$ в формуле (11)) следует, что:

$$sp^*(s)=\frac{\mu(b+s)}{s^2+s(a+b+\mu)+b\mu},$$

где $\mu=\Pi/g$. Обращение этого преобразования Лапласа приводит к следующему явному выражению для вероятности $p(t)$:

$$p(t)=1+\frac{\mu(b+s_1)}{s_1(s_1-s_2)}e^{s_1t}+\frac{\mu(b+s_2)}{s_2(s_2-s_1)}e^{s_2t}, \quad (14)$$

где

$$s_{1,2}=\frac{(a+b+\mu)}{2}\left[-1\pm\sqrt{1-\frac{4b\mu}{(a+b+\mu)^2}}\right]<0.$$

Для произвольного $m>1$ выражение для $p(t)$, будет представлять m-кратную свертку функций вида (14).

При $N = 2$ параметр $r = 1$ или 2 и поэтому $b_1 = b\min(r,2-1) = b$. Система (13) при этом примет вид:

$$\begin{aligned}
&-\left(\Pi z+s+b+\frac{sb_0}{s+b_0}\right)\pi_1^{**}(z,s)+2a\pi_2^{**}(z,s)=0,\\
&-b\pi_1^{**}(z,s)+(2\Pi z+s+2a)\pi_2^{**}(z,s)=1.
\end{aligned}$$

Решение этой системы дается формулами:

$$\begin{aligned}
&\pi_1^{**}(z,s)=\frac{2a}{\Delta(z,s)},\\
&\pi_2^{**}(z,s)=\left(\Pi z+s+b+\frac{sb_0}{s+b_0}\right)\Big/\Delta(z,s), \qquad (15)
\end{aligned}$$

где

$$\Delta(z,s)=\left(\Pi z+s+b+\frac{sb_0}{s+b_0}\right)(2\Pi z+s+2a)-2ab.$$

Из (12) в данном случае находим:

$$sp^*(s)=\frac{\Pi}{g(m-1)\,!}\frac{\partial^{m-1}}{\partial y^{m-1}}\times$$
$$\times\left[\pi_1^{**}\left(\frac{1-y}{g},\, s\right)+2\pi_2^{**}\left(\frac{1-y}{g},\, s\right)\right]\Bigg|_{y=0},\ \operatorname{Re} s>0.$$

Обращение последнего выражения, хотя и может быть выполнено известными методами обращения преобразований Лапласа [9], однако связано с достаточно трудоемкими вычислениями.

Для решения практических задач обычно достаточно знать первые два момента распределения случайной величины θ, которые можно вычислить, дифференцируя обе части равенства (12) по s в точке $s = 0$. В частности:

$$\begin{aligned}
&\mathbf{M}\theta=-\frac{d}{ds}\left(sp^*(s)\right)\Big|_{s=0}=\\
&=-\frac{\Pi}{g(m-1)!}\frac{\partial^{m-1}}{\partial y^{m-1}}\sum_{i=1}^{N} i\frac{\partial}{\partial s}\pi_i^{**}\left(\frac{1-y}{g},\, s\right)\Bigg|_{s=0,y=0},\\
&\mathbf{M}\theta^2=\frac{d^2}{ds^2}\left(sp^*(s)\right)\Big|_{s=0}=\\
&=\frac{\Pi}{g(m-1)!}\frac{\partial^{m-1}}{\partial y^{m-1}}\sum_{i=1}^{N} i\frac{\partial^2}{\partial s^2}\pi_i^{**}\left(\frac{1-y}{g},\, s\right)\Bigg|_{s=0,y=0}. \qquad (16)
\end{aligned}$$

Вычислим первый момент распределения случайной величины θ по формулам (16) для случая $N = 2$. Подставляя выражения (15) для $\pi_i^{**}(z,s)$, $i = 1, 2$, например, в первую из формул (16), получим:

$$\mathbf{M}\theta=-\frac{2\Pi}{g(m-1)!}\frac{\partial^{m-1}}{\partial y^{m-1}}\frac{\partial}{\partial s}\frac{a+b+\Pi\frac{(1-y)}{g}+s+\frac{sb_0}{s+b_0}}{\Delta\left(\frac{1-y}{g},\, s\right)}\Bigg|_{s=0,y=0}=$$

$$=\frac{\Pi}{2g(m-1)!}\frac{\partial^{m-1}}{\partial y^{m-1}}\frac{\left(\frac{\Pi}{g}\right)^2(1-y)^2+\frac{\Pi}{g}(1-y)(2b+5a)+b(b+5a)}{\left[\left(\frac{\Pi}{g}(1-y)+b\right)\left(\frac{\Pi}{g}(1-y)+a\right)-ab\right]^2}\Bigg|_{y=0}.$$

Например, при $m = 1$ отсюда находим:

$$\mathbf{M}\theta=\frac{\Pi}{2g}\frac{(\Pi/g)^2+\Pi(2b+5a)/g+b(5a+b)}{(a+\Pi/g)(b+\Pi/g)-ab}.$$

Аналогично вычисляется второй момент $\mathbf{M}\theta^2$.

Для вычисления производных $(m-1)$-го порядка для произвольных m можно воспользоваться методом разложения дифференцируемой дроби на элементарные дроби.

Используя полученные результаты, можно решить следующую практическую задачу: найти такую производительность одной машины П, что с достаточно высокой вероятностью выполнялось бы условие $\theta \le t_{\text{ст}}$, где $t_{\text{ст}}$ — заданное стояночное время (например, сталийное время). Иными словами, требуется найти значение П, для которого:

$$\mathbf{P}\{\theta \le t_{\text{ст}}\} \ge 1-\varepsilon, \tag{17}$$

где ε — заданная малая вероятность. Применяя одну из модификаций неравенства Чебышева [10], получаем:

$$\mathbf{P}\{\theta \le t_{\text{ст}}\} \ge \frac{(\mathbf{M}\theta - t_{\text{ст}})^2}{(\mathbf{M}\theta - t_{\text{ст}})^2 + \mathbf{D}\theta},$$

где $\mathbf{D}\theta = \mathbf{M}\theta^2 - (\mathbf{M}\theta)^2$ — дисперсия случайной величины θ. С учетом последнего неравенства и условия (17) находим:

$$\mathbf{D}\theta = \frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}(\mathbf{M}\theta - t_{\text{ст}})^2.$$

Например, для $N = 1$ с помощью формул (10) из последнего равенства получаем квадратное уравнение для нахождения вероятностно-гарантированного значения производительности машины:

$$\varepsilon\, t_{\text{ст}}^2 \Pi^2 - 2g^{(1)}\left[\varepsilon t_{\text{ст}}\left(1+\frac{a}{b}\right) + (1-\varepsilon)\frac{a}{b^2}\right]\Pi +$$
$$+\left(1+\frac{a}{b}\right)^2\left[\varepsilon\left(g^{(1)}\right)^2 - (1-\varepsilon)\mathbf{D}\gamma\right] = 0,$$

где $\mathbf{D}\gamma = g^{(2)} - (g^{(1)})^2$. Отсюда находим искомую зависимость:

$$\Pi = \frac{1}{\varepsilon\, t_{\text{ст}}^2}\left\{ g^{(1)}\left[\varepsilon t_{\text{ст}}\left(1+\frac{a}{b}\right) + \frac{(1-\varepsilon)a}{b^2}\right] + \right.$$
$$\left. + \sqrt{\left(g^{(1)}\right)^2\left[\varepsilon t_{\text{ст}}\left(1+\frac{a}{b}\right) + \frac{(1-\varepsilon)a}{b^2}\right]^2 + \varepsilon t_{\text{ст}}^2\left(1+\frac{a}{b}\right)^2\left[(1-\varepsilon)\mathbf{D}\gamma - \varepsilon\left(g^{(1)}\right)^2\right]}\right\}.$$

В табл. 1 приведены численные значения производительности машины П, рассчитанные по последней формуле для разных значений параметров a и b при $\varepsilon = 0{,}05$, $t_{\text{ст}} = 5$ сут., $g^{(1)} = 10$ тыс. т, $\mathbf{D}\gamma = 0$ (т. е. для постоянной грузоподъемности судна).

Полученные выше результаты справедливы и в случае нескольких причалов, на каждом из которых работает N машин, если после отказа машины она немедленно начинает восстанавливаться, т. е. при $r = nN$. Представляет также интерес изучение случая нескольких видов отказов, которые могут наступить для любой машины. Приведенный выше алгоритм может быть обобщен и на этот случай.

Таблица 1

Значения производительности машины, обеспечивающие непревышение заданного стояночного времени судна, с учетом внезапных отказов и восстановлений машины (тыс. т/сут.)

Значения параметра a, 1/сут.	Значения параметра b, 1/сут.				
	1,0	0,5	0,3	0,2	0,1
10^{-3}	2,184	2,385	2,679	3,683	4,690
$2\cdot10^{-3}$	2,267	2,566	3,031	3,696	6,476
$3\cdot10^{-3}$	2,332	2,716	3,309	4,227	8,159
$4\cdot10^{-3}$	2,411	2,848	3,573	4,718	9,798
$5\cdot10^{-3}$	2,441	2,970	3,844	5,192	11,414

Из табл. 1 видно, что при реальных значениях параметров a и b, определяющих уровень надежности машины, значения производительности находятся в приемлемом диапазоне. В частности, с уменьшением коэффициента готовности машины $b/(a+b)$ ее производительность имеет тенденцию к росту.

4. Метод оценки целесообразности страхования риска превышения сталийного времени

В связи с возможными внезапными отказами перегрузочных машин у ОПТ возникает риск превышения сталийного времени судна и соответствующих штрафных санкций (демередж) со стороны фрахтователя или судовладельца. Эти финансовые потери в принципе можно снизить путем страхования указанного риска на тех или иных условиях. В такой ситуации необходимо уметь количественно оценивать возможный (ожидаемый) выигрыш ОПТ от страхования с помощью моделей, подобных рассмотренной выше. Ниже мы продемонстрируем такую возможность.

Предварительно оценим значение возможных убытков ОПТ при наступлении страхового случая, т. е. при $\theta > t_{\text{ст}}$. Если обозначить через $e_{\text{ст}}$ суточные эксплуатационные расходы судна на стоянке, то указанные убытки составят:

$$e_{\text{ст}} \max(0,\ \theta - t_{\text{ст}}). \tag{18}$$

ОПТ может застраховать себя от этих убытков, заплатив страховщику страховую премию в размере c. Проблема заключается в том, чтобы сравнить величину c со случайной величиной (18). Наиболее простой критерий целесообразности страхования состоит в том, чтобы сравнить между собой ожидаемые выигрыши ОПТ в случае страхования им указанных убытков ($P_{\text{стр}}$) и в случае отказа от страхования ($P_{\text{нстр}}$). Очевидно:

$$\begin{aligned} \mathbf{M}P_{\text{стр}} &= -c + e_{\text{ст}}\mathbf{M}\max(0,\ \theta - t_{\text{ст}}), \\ \mathbf{M}P_{\text{нстр}} &= c - e_{\text{ст}}\mathbf{M}\max(0,\ \theta - t_{\text{ст}}). \end{aligned} \tag{19}$$

Отметим, что дисперсии случайных величин $P_{\text{стр}}$ и $P_{\text{нстр}}$ совпадают между собой.

Далее заметим, что:

$$\mathbf{M}\max(0,\ \theta - t_{\text{ст}}) = \int_{t_{\text{ст}}}^{\infty} (\tau - t_{\text{ст}})\, dp(\tau). \tag{20}$$

Таким образом, страхование целесообразно, если выполнено условие:

$$\mathbf{M}P_{\text{стр}} > \mathbf{M}P_{\text{нстр}},$$

или, с учетом (19), (20):

$$e_{\text{ст}} \int_{t_{\text{ст}}}^{\infty} (\tau - t_{\text{ст}}) dp(\tau) > c. \quad (21)$$

Например, для распределения (14) критерий (21) примет такой вид:

$$\frac{\mu}{s_1 - s_2} \left\{ \left[(b+s_1) \int_{t_{\text{ст}}}^{\infty} \tau e^{s_1 \tau} d\tau - (b+s_2) \int_{t_{\text{ст}}}^{\infty} \tau e^{s_2 \tau} d\tau \right] - \right.$$
$$\left. - \ t_{\text{ст}} \left[\frac{b+s_1}{s_1} e^{s_1 t_{\text{ст}}} - \frac{b+s_2}{s_2} e^{s_2 t_{\text{ст}}} \right] \right\} > c/e_{\text{ст}},$$

или

$$\frac{\mu}{s_1 - s_2} \left[\frac{b+s_1}{s_1^2} (1 - 2 s_1 t_{\text{ст}}) e^{s_1 t_{\text{ст}}} - \frac{b+s_2}{s_2^2} (1 - 2 s_2 t_{\text{ст}}) e^{s_2 t_{\text{ст}}} \right] > c/e_{\text{ст}}. \quad (22)$$

В табл. 2 приведены численные значения выражения в левой части неравенства (22) для $a = 3 - \mu - 2/\mu$, $b = 2/\mu$ и различных значений параметров $t_{\text{ст}}$ и μ. Здесь принято, что $s_1 = -1$, $s_2 = -2$.

Таблица 2

Результаты расчета критерия (22)

Сталийное время $t_{\text{ст}}$, сут.	Параметр μ, 1/сут.	Левая часть неравенства (22)
3	1	0,34851
	1,25	0,26541
	1,5	0,18231
	1,75	0,09921
	2	0,01611
4	1	0,16484
	1,25	0,12434
	1,5	0,08385
	1,75	0,04335
	2	0,00285

Данные табл. 2 показывают, что, как и следовало ожидать, для целесообразности страхования расходы по страхованию должны быть значительно меньше эксплуатационных расходов судна во время его стоянки. Верхняя граница отношения $c/e_{\text{ст}}$, при котором страхование имеет смысл, определяется левой частью критерия (22).

5. Выводы

Таким образом, в статье разработан методический поход для решения практически важной и достаточно сложной в теоретическом отношении задачи, оценки величины простоя судна вследствие снижения интенсивности его обработки из-за внезапных отказов перегрузочных машин, а также целесообразности страхования возникающих при этом финансовых потерь ОПТ. Этот поход основан на предположении, что процесс выхода из строя и восстановления машин описывается марковской цепью с конечным множеством сообщающихся состояний. Обобщением приведенной выше схемы моделирования может служить предположение, например, о полумарковском процессе выхода из строя машин и их восстановления. Кроме того, в дальнейших исследованиях по данной проблеме могут быть рассмотрены задачи в более общей постановке (несколько причалов, наличие смежных видов транспорта, наличие резервных машин, учет поставок запасных частей к машинам и др.). Практическая реализация разработанной методики позволит уменьшить риски ОПТ, связанные с превышением фактическим стояночным временем сталийного времени.

Наконец, отметим, что задачи, связанные с научным обоснованием целесообразности страхования рисков отказов производственного оборудования, могут быть отнесены к специальному научному направлению, лежащему на стыке математической теории надежности, теории организации производства и риск-менеджмента. В статье изучена только наиболее простая постановка такого рода задач.

Литература

1. Asmussen, S. Ruin Probabilities [Text] / S. Assmussen. — Singapore, New Jersey, London, Hong Kong, 2001. — 385 p.
2. Королев, В. Ю. Математические основы теории риска [Текст] / В. Ю. Королев, В. Е. Бенинг, С. Я. Шоргин. — М.: Физматгиз, 2007. — 544 с.
3. Postan, M. Ya. Method of Evaluation of Insurance Expediency of Stevedoring Company's Responsibility for Cargo Safety [Text] / M. Ya. Postan, O. O. Balobanov // Methods and Algorithms in Navigation. Marine Navigation and Safety of Sea Transportation. — Boca Raton: CRC Press. Taylor&Francis Group, 2011. — P. 33–36. doi:10.1201/b11344-6.
4. Медведева, С. А. Моделирование финансовых потоков в деятельности порта в условиях неопределенности и риска [Текст] / С. А. Медведева // Методи та засоби управління розвитком транспортних систем. — Одеса: ОНМУ, 2007. — Вип. 12. — С. 127–135.
5. Ефимов, С. Л. Морское страхование. Теория и практика [Текст] / С. Л. Ефимов. — М.: РосКонсульт, 2001. — 448 с.
6. Воевудский, Е. Н. Стохастические модели в проектировании и управлении деятельностью портов [Текст] / Е. Н. Воевудский, М. Я. Постан. — М.: Транспорт, 1987. — 318 с.
7. Гнеденко, Б. В. Введение в теорию массового обслуживания [Текст] / Б. В. Гнеденко, И. Н. Коваленко. — Изд. 3-е, испр. и доп. — М.: КомКнига, 2005. — 400 с.
8. Постан, М. Я. Многоканальная обслуживающая система с постоянным временем обслуживания в случайной среде [Текст] / М. Я. Постан // Економічна кібернетика. — 2006. — № 3–4(39–49). — С. 62–68.
9. Диткин, В. А. Операционное исчисление [Текст] / В. А. Диткин, А. П. Прудников. — М.: Высшая школа, 1975. — 407 с.
10. Feller, W. An Introduction to Probability Theory and Its Applications [Text] / W. Feller. — Vol. II. — 2nd Ed. — New York, London, Sydney, Toronto: John Wiley & Sons, Inc., 1971. — 738 p.

РОЗРОБКА МЕТОДУ ОЦІНКИ РИЗИКУ ДОДАТКОВОГО ПРОСТОЮ СУДНА ПІД ВАНТАЖНИМИ ОПЕРАЦІЯМИ ВНАСЛІДОК ОБМЕЖЕНОЇ НАДІЙНОСТІ ПЕРЕВАНТАЖУВАЛЬНИХ МАШИН

Запропоновано метод оцінки ризику простою судна, що знаходиться під навантаженням чи розвантаженням на портовому терміналі, який виникає внаслідок зниження інтенсивності вантажних операцій при раптових відмовах перевантажувальних

машин. Підхід ґрунтується на теорії систем масового обслуговування, що працюють у випадковому середовищі. Розроблено алгоритм находження розподілу фактичного часу стоянки судна, що дозволило сформулювати критерій доцільності страхування оператором портового терміналу ризику перевищення договірного часу стоянки судна.

Ключові слова: портовий термінал, відмови перевантажувальних машин, випадковий час простою судна, страхування.

Постан Михаил Яковлевич, *доктор экономических наук, профессор, заведующий кафедрой менеджмента и маркетинга на морском транспорте, Одесский национальный морской университет, Украина,* ***e-mail: postan@ukr.net****.*
Корниец Татьяна Евгеньевна*, кандидат технических наук, доцент, кафедра эксплуатации морских портов, Одесский национальный морской университет, Украина,* ***e-mail: tekorn@yandex.ua****.*
Москалюк Лариса Владимировна, *кандидат экономических наук, доцент, кафедра экономической теории и кибернетики, Одесский национальный морской университет, Украина,* ***e-mail:molaris@i.ua****.*

Постан Михайло Якович, *доктор економічних наук, професор, завідувач кафедри менеджменту і маркетингу на морському транспорті, Одеський національний морський університет.*
Корнієць Тетяна Євгеніївна, *кандидат технічних наук, доцент, кафедра експлуатації морських портів, Одеський національний морський університет, Україна.*
Москалюк Лариса Володимирівна, *кандидат економічних наук, доцент, кафедра економічної теорії та кібернетики, Одеський національний морський університет, Україна.*

Postan Mykhaylo, *Odessa National Maritime University, Ukraine,* ***e-mail: postan@ukr.net****.*
Korniets Tat'yana, *Odessa National Maritime University, Ukraine,* ***e-mail: tekorn@yandex.ua****.*
Moskalyuk Larisa, *Odessa National Maritime University, Ukraine,* ***e-mail: molaris@i.ua***

УДК 658.7.01
DOI: 10.15587/2312-8372.2014.28104

Полуэктова Н. Р.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПОВЕДЕНИЯ УЧАСТНИКОВ ПРОЕКТОВ ВНЕДРЕНИЯ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ УПРАВЛЕНИЯ РЕСУРСАМИ ПРЕДПРИЯТИЯ

Поведение пользователей является одним из наиболее важных факторов при внедрении информационных систем управления ресурсами предприятий. В статье выполнен анализ исследований по данной тематике и предложены методы поиска оптимальных вариантов стимулирования исполнителей проекта и их кооперации на основе теоретико-игрового подхода.

Ключевые слова: *поведенческие теории, внедрение ERP-систем, теория игр.*

1. Введение

Современные исследователи проблем, связанных с внедрением сложных информационных систем управления ресурсами предприятий, которые часто отождествляются с системами класса ERP (Enterprise Resource Systems), наиболее важными из них считают те, которые связаны с так называемым «человеческим» фактором, поведением различных групп людей, которые, так или иначе, имеют отношение к проекту внедрения. Это подтверждается статистическим данными, которые приведены, например, в работе С. Махешвари и др. [1], и свидетельствуют о том, что частота упоминаний людей, как источника неудачи подобных проектов в различных опросах занимает перовое место и составляет 62 %, в то время как бизнес-процессов — 16, а технологий — 12 %. Наиболее часто цитируемой во всех работах по данной тематике причиной неудач при внедрении ERP является нежелание пользователей использовать заложенные в них возможности.

Поэтому имеет смысл подробнее рассматривать теоретические и практические аспекты поведения людей при внедрении сложных инновационных проектов, которыми являются проекты внедрения систем класса ERP и разрабатывать методические подходы, которые позволят повышать эффективность проектов, учитывая особенности поведения их участников. Этим обосновывается актуальность проведения данных исследований.

2. Анализ литературных данных и постановка проблемы

Анализ заинтересованных сторон (стейкхолдеров) возник в начале 1960-х годов как направление исследований, которые изучают членов организаций, без поддержки которых организация прекратит свое существование [2].

Теория распространения инноваций К. Плоуффе, Э. Роджерса, Р. Фишмана и Р. Кемерера [3–5], теория запланированного поведения И. Айзена [6] позволяют учитывать психологические особенности восприятия людей, передачи информации при их общении для анализа изменений в организациях, связанных с использованием новых технологий.

Влияние «человеческого» фактора на результаты реализации проектов внедрения ERP-систем было рассмотрено в работах К. Амоако-Джампи, Д. Джефена и др. [7, 8], которые выявили важность постоянных управленческих воздействий для организации обучения и коммуникаций, которые важны для повышения мотивированности пользователей и улучшения восприятия