УДК [656.61.052.1:527.6]:519.718.2

В. А. Гроховский, В. И. Меньшиков, Д. В. Пеньковский

ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ КОНТРОЛИРУЕМОЙ СИСТЕМЫ НАБЛЮДЕНИЯ ЗА СОСТОЯНИЕМ БЕЗОПАСНОСТИ МОРЕПЛАВАНИЯ

Определяются как стационарные, так и нестационарные значения основных вероятностных характеристик непрерывно и периодически контролируемой системы наблюдения за навигационной или промысловой безопасностью с учетом того, что периодичность контроля, его продолжительность и время восстановления являются случайными величинами, распределенными по произвольному закону. При этом потоки опасных ситуаций, как обнаруженные, так и не обнаруженные непрерывными наблюдениями, формируются с привлечением преобразования Лапласа – Стилтьеса и распределяются по закону Пуассона. Результаты исследования просты в применении и имеют практическую ценность для оценки надежности судовой контролируемой системы наблюдения за состоянием безопасности мореплавания.

Ключевые слова: системы наблюдения, промыслово-навигационные ситуации, безопасность мореплавания, контролируемая система наблюдения.

Введение

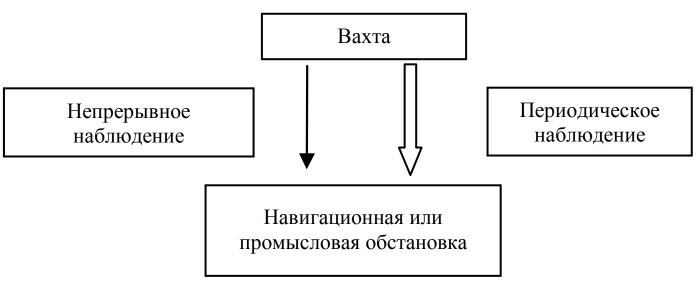
В сложных условиях перехода судна или ведения промысла судовому специалисту не всегда удается правильно и однозначно обнаруживать, идентифицировать и оценивать сложившуюся опасную ситуацию. Поэтому при реализации навигационного или производственного процесса необходимо применять дополнительные меры по контролю системы наблюдения за состоянием безопасности мореплавания [1].

Для повышения надежности контроля должно осуществляться как непрерывное (субъективное) визуальное наблюдение, так и периодическое (объективное), которое необходимо вести через определенные интервалы времени с помощью каких-либо технических средств, например, с помощью автоматической системы радиолокационной прокладки [2]. В силу ряда причин, таких как неидеальность процесса непрерывного субъективного наблюдения, вахтой могут быть обнаружены, идентифицированы и оценены далеко не все виды текущих опасностей. В то же время периодическим (объективным) наблюдением, осуществляемым с помощью технических средств, будут достоверно обнаруживаться те навигационные или промысловые опасности, которые не замечены в непрерывном наблюдении за окружающей обстановкой.

При появлении опасности и формировании опасной навигационной или промысловой ситуации система наблюдения за состоянием безопасности мореплавания должна перейти в состояние управления и находиться в этом состоянии до тех пор, пока не будут получены положительные результаты от очередного периодического наблюдения за окружающей средой либо не возникнет новая опасность, обнаруженная с помощью наблюдений. Поэтому при организации периодической формы наблюдения за состоянием безопасности мореплавания важной является «правильная» оценка влияния характеристик непрерывного наблюдения, продолжительности периодического наблюдения и его периодичности на надежность контролируемой системы кругового обзора.

Основные показатели надежности контроля над опасной ситуацией

Предположим, что процессы наблюдения реализуются в контролируемой системе (рисунок) при непрерывном режиме длительного действия.



Контролируемая система наблюдения за состоянием безопасности мореплавания

В контролируемой системе при несении вахты будут возникать опасные ситуации, которые с интенсивностью α обнаруживаются и с интенсивностью β не обнаруживаются при непрерывном наблюдении. В случайные моменты времени производятся достоверные периодические наблюдения с временным интервалом, который распределен по произвольному закону $\Gamma(x)$. Длительность периодического наблюдения также является случайной величиной с произвольным законом распределения $Q(x)$. Кроме того, в процессе периодических наблюдений могут возникать опасные ситуации с общей интенсивностью, равной λ_1. При обнаружении опасной ситуации контролируемая система наблюдений сразу же переходит на режим управления состоянием мореплавания для устранения или минимизации влияния возникшей опасности, после чего эта система полностью восстанавливается или, другими словами, переходит в режим наблюдений.

Доустим, что далее в процессе управления состоянием мореплавания опасные ситуации не возникают и достоверный процесс наблюдений за окружающей средой не осуществляется. Время управления состоянием мореплавания является случайной величиной с произвольным законом распределения $G(x)$. В любой момент времени рассматриваемая система (рисунок) может находиться в одном из пяти возможных состояний: s_0 – в системе отсутствуют опасности; s_1 – в системе наблюдается опасность, но она не обнаруживается; s_2 – в системе отсутствует опасность, но ситуация проходит достоверную проверку; s_3 – в системе имеет место опасность, и ситуация проходит достоверную проверку, но опасность еще не обнаружена; s_4 – система находится в процессе перехода от наблюдения к управлению и наоборот.

Введем обозначения и будем считать, что $p_i(t)$ – вероятность того, что в момент t система находится в состоянии s_i, $i = 0, 4$; $p_i(t, x)dx$ – вероятность совместного появления двух событий: в момент t система находится в состоянии s_i, и время, в течение которого контролируемая система наблюдений за состоянием безопасности мореплавания находится в состоянии s_i , заключено в промежутке $(x, x + dx)$, причем $\mu(x) = G'(x)/[1 - G(x)]$, $q(x) = Q'(x)/[l - Q(x)]$, $\gamma(x) = \Gamma'(x)/[1 - \Gamma(x)]$ – интенсивности восстановления, достоверного контроля и интервала между соседними достоверными дискретными наблюдениями.

Очевидно, что

$$p_i(t) = \int_0^t p_i(t,\ x)dx,\ i = 0,4;\ \sum_{i=0}^{4} p_i(t) = 1, \tag{1}$$

и соответствующие функции распределения будут иметь вид

$$F_i(t,x) = \int_0^x p_i(t,u)du\ .$$

Определение вероятностей состояний системы наблюдения за безопасностью мореплавания

Используя обычные рассуждения о возможностях изменения состояний рассматриваемой системы в интервале $(t, t + \Delta t)$, по формуле полной вероятности можно записать последовательность разностных [3–5] соотношений для всех вероятностей состояний системы наблюдения за безопасностью мореплавания. Для примера рассмотрим, как эти соотношения получаются относительно величин $p_0(t, x)$ и $p_i(t, x)$:

$$p_0(t+\Delta t,\ x+\Delta t) = p_0(t,\ x)\left[1 - \left(\lambda + \gamma(x)\right)\Delta t\right] + o\left(\Delta t\right); \tag{2}$$

$$p_1(t+\Delta t,\ x+\Delta t) = p_1(t,x)[1 - (\alpha + \gamma(x))\Delta t] + p_0(t,\ x)\beta\Delta t + o\left(\Delta t\right), \tag{3}$$

где $\lambda = \alpha + \beta$.

Поясним соотношение (3). Для того чтобы в момент $t + \Delta t$ система находилась в состоянии s_1 с вероятностью $p_1(t + \Delta t, x + \Delta t)dx$, необходимо, чтобы в момент t она находилась в том же состоянии s_1 с вероятностью $p_1(t, x)dx$ и за время Δt не возникала обнаруживаемая опасность и не наступала необходимость в достоверной ее проверке, или необходимо, чтобы система в момент t находилась в состоянии s_0 с вероятностью $p_0(t, x)dx$ и за время Δt возникла необнаруженная опасность.

После несложных преобразований с выражениями (2) и (3) получим:

$$\partial p_0(t,\ x)\ /\partial t + \partial p_0(t,\ x)\ /\ \partial x = -\ [\lambda\ +\ \gamma(x)]p_0(t,\ x); \tag{4}$$

$$\partial p_1(t,\ x)\ /\ dt + \partial p_1(t,\ x)\ /\ \partial x\ = -\ [\alpha + \gamma(x)]p_1(t,\ x) + \beta p_0(t,\ x). \tag{5}$$

Аналогично получаются и другие дифференциальные уравнения:

$$\partial p_2(t,\ x)\ /\ dt + \partial p_2(t,\ x)\ /\ \partial x = -\ [\lambda_1 +\ q(x)]p_2(t,\ x); \tag{6}$$

$$\partial p_3(t,\ x)\ /\ dt + \partial p_3(t,\ x)\ /\ \partial x = -\ q(x)p_3(t,\ x)\ + \lambda_1 p_2(t,\ x); \tag{7}$$

$$\partial p_4(t,\ x)\ /\ dt + \partial p_4(t,\ x)\ /\ \partial x = -\ \mu(x)p_4(t,\ x). \tag{8}$$

Граничные условия с учетом того, что в начальный момент система находится в состоянии s_0 ($p_0(0) = 1$), имеют вид

$$p_0(t,0) = \int_0^t p_2(t,x)q(x)dx + \int_0^t p_4(t,\ x)\mu(x)dx +\ \sigma(t); \tag{9}$$

$$p_1(t,0) = 0;\ \ p_2(t,0) = \int_0^t p_0(t,x)\gamma(x)dx; \tag{10}$$

$$p_3(t,0) = \int_0^t p_1(t,x)\ \gamma(x)dx; \tag{11}$$

$$p_4(t,0) = \int_0^t [\alpha p_0(t,x) + \alpha p_1(t,x) + p_3(t,x)q(x)]dx, \tag{12}$$

где $\sigma(t)$ – импульсная функция:

$$\sigma(t)\ = \begin{cases} 0\ \text{ при }\ t\ \neq 0, \\ \int_0^\infty \sigma(t)dt\ = 1\ , \\ \infty\ \text{ при }\ \ t = \ 0. \end{cases}$$

Для примера поясним вывод граничных условий (9). Для того чтобы система в момент $t + \Delta t$ находилась в состоянии s_0 в течение времени $h \leq \Delta t$, необходимо выполнение одного из двух условий: первое условие – в момент t система находилась в состоянии s_2 в течение времени $x(p_2\ (t,\ x)dx)$ и за время Δt перешла в состояние $s_0(q(x)\Delta t)$; второе условие – в момент t в течение времени x она находилась в состоянии $s_4(p_4(t,\ x)dx)$ и за время Δt перешла в состояние s_0 ($\mu(x)$, Δt).

Далее, суммируя эти вероятности для всех $x = [0,\ t]$ и переходя к пределу при $\Delta t \to 0$, получаем первые два члена правой части (9). Но, т. к.

$$p_0(t)\ = \int_0^t \int p_0(t,x)dx,\quad p_0(0)\ = 1,$$

в правой части (9) добавляется $\sigma(t)$, в результате чего учитываются начальные условия, и выражение (9) имеет место для всех значений $t = [0,\ \infty]$.

Для того чтобы найти необходимые вероятности, следует решить систему уравнений (4)–(8) совместно с граничными условиями (9)–(12) или использовать условие (1) и граничные условия (9)–(12).

Здесь следует заметить, что условие (1) может использоваться в качестве оценки правильности найденных вероятностей состояний контролируемой системы.

Решениями системы уравнений (4)–(8), совместно с граничными условиями (9)–(12), являются вероятности, записанные как

$$p_0(t,x)\ =\ \left[1\ -\ \Gamma(x)\right]W_1(t-x)\exp(-\ \lambda t); \tag{13}$$

$$p_1(t,x)\ =\ \left[1 -\ \Gamma(x)\right]W_1(t-x)[W_2(t-x) - \exp(-\beta t)]\exp(-\alpha t); \tag{14}$$

$$p_2(t,\ x) = [1 - Q(x)]W_3(t - x)\exp(-\lambda_1 t); \quad (15)$$

$$p_3(t,\ x) = [1 - Q(x)]W_3(t - x)[W_4(t - x) - \exp(-\lambda_1 t)]; \quad (16)$$

$$p_4(t,\ x) = [l - G(x)]\ W_5(t - x). \quad (17)$$

В уравнения (13)–(17) входят неизвестные функции $W_i(t)$ при (i = 1, s), подлежащие определению через граничные условия (9)–(12). Если использовать граничные условия и перейти к преобразованию Лапласа – Стилтьеса, то можно получить систему алгебраических уравнений относительно $W^*_i(s)$, в результате решения которой определяются:

$$W^*_1(s+\lambda) = (s+\alpha)\ /\ \{[l - g^*(s)]\ [l - q^*(s+\lambda_1)\ \gamma^*(s+\lambda)\ ](s+\alpha) +$$
$$+[1 - \gamma^*(s+\lambda)]s\, g^*(s) + [l - g^*(s)]\gamma^*(s+\alpha)\, g^*(s)(s+\alpha)\};$$

$$W^*_2(s) = 1\ /(s+\beta);\ W^*_3(s+\lambda_1) = \gamma^*(s+\lambda)W^*_1(s+\lambda);$$

$$W^*_4(s) = \int_0^\infty W_3(t)\exp(-st)dt = \gamma^*(s+\alpha)W^*_1(s+\lambda);$$

$$W_5(s) = \{[\ 1 - q^*(s+\lambda_1)\gamma^*(s+\lambda)]W^*_1(s+\lambda)\}/\, g^*(s),$$

где

$$W^*_i(s) = \int_0^\infty W_i(t)\exp(-st);\ i = 1{,}5;\ g^*(s) = \int_0^\infty \exp(-st)dG(t);$$

$$q^*(s) = \int_0^\infty \exp(-st)dQ(t);\ \gamma^*(s) = \int_0^\infty \exp(-st)d\Gamma(t).$$

Применив к уравнениям (13)–(17) преобразование Лапласа – Стилтьеса по t, получим

$$p^*_0(s,\ x) = [1 - \Gamma(t)]W^*_1(s+\lambda)\exp\{-(s+\lambda)x\};$$
$$p^*_1(s,\ x) = -[1 - \exp(\beta x)]\, p^*_0(s,\ x);$$
$$p^*_2(s,\ x) = [1 - Q(x)]\gamma^*(s+\lambda)W^*_1(s+\lambda)\ \exp\{-(s+\lambda_1)x\};$$
$$p^*_3(s,\ x) = [1 - Q(x)]\gamma^*(s+\alpha)W^*_1(s+\lambda)\exp(-sx) - p^*_2(s,x);$$
$$p^*_4(s,\ x) = [1 - G(x)]\exp(-sx)\{[1 - q^*(s+\lambda_1)\gamma^*(s+\lambda)]W^*_1(s+\lambda) - 1\}/\, g^*(s),$$

где

$$p^*_i(s,\ x) = \int_0^\infty p_i(t,\ x)\exp(-st)dt;\ i = 0{,}4.$$

Вероятности состояний $p_i(t)$ в виде преобразования Лапласа – Стилтьеса имеют вид

$$p^*_0(s) = [l - \gamma^*(s+\lambda)]W^*_1(s+\lambda)\ /(s+\lambda);$$
$$p^*_1(s) = \{[l - \gamma^*(s+\alpha)]W^*_1(s+\lambda)\ /(s+\alpha)\} - p^*_0(s);$$
$$p^*_2(s) = \{[l - q^*(s+\lambda_1)]\gamma^*(s+\lambda)W^*_1(s+\lambda)\}/(s+\lambda_1);$$
$$p^*_3(s) = \{[1 - q^*(s)]q^*(s)\gamma^*(s+\alpha)/s\}W^*_1(s+\lambda) - p^*_2(s);$$
$$p^*_4(s) = [l - g(s)]\{[l - q^*(s+\lambda_1)\gamma^*(s+\lambda_1)]W^*_1(s+\lambda) - 1\}/\, sg^*(s),$$

где

$$p^*_i(s) = \int_0^\infty p_i(t)\exp(-st)dt.$$

Легко убедиться, что

$$\sum_{i=0}^{4} \Sigma p^*_i\,(s)\ =\ 1/s.$$

Аналогично определяются функции распределения $F_i(t, x)$ при i = 0,4. Для примера можно привести одну из них:

$$F_1(t,x)\ =-\int_0^x [1\ -\exp(\beta u)]\,[1\ -\ \Gamma(u)]\,W_1(t-u)\exp(\lambda t)du,$$

а ее преобразование Лапласа по времени t имеет вид

$$F^*_1\,(s,x) =\ -\int_0^x [\,1-\ \exp(\beta u)]\,[1-\Gamma(u)]\,W_1(s+\lambda)\exp\{-\ (s\ +\lambda)\}du,$$

где

$$F^*i(s,\ x) = \int_0^\infty \int F_l(t,x)\exp(-\ st)\,dt.$$

Стационарные значения показателей надежности можно найти, если использовать известную зависимость между конечным значением оригинала и начальным значением изображения [6]:

$$f(x) = \lim_{t\to 0} f\,(t,x) = \lim_{t\to 0} s\ \ f^*(s,x).$$

С учетом того, что среднее время наблюдений судовой вахтой за окружающей обстановкой равно

$$\tau_{\text{н}} =\ -\ |\ \gamma^*(s)\,|'_{s=\ 0},$$

а среднее время восстановления процесса наблюдения за окружающей обстановкой равно

$$\tau_{\text{в}} =\ -\ \left|g(s)\right|'_{s=\ 0},$$

то вероятности

$$p_i =\ \lim p_i(t)\ \text{при}\ \ t\to\infty$$

и

$$p_i(x) = \lim p_i(t,\ x)\ \ \text{при}\ \ \ t\to\infty.$$

Если далее принять во внимание, что

$$W_1(\infty) = \lim W(t) = \lim sW^*_1\,(s+\lambda) =\ \alpha\ /\{l-\ (1\ -\ \alpha\,\tau_{\text{н}})\gamma^*(\alpha)\ +\ [l-q^*(\lambda_1)\gamma^*(\lambda)]\alpha\tau\},$$

то можно найти

$$p_0(x) = W_1(\infty)[l-\Gamma(x)]\exp(-\lambda x);\ p_0(0) =\ W_1(\infty);$$
$$P_0 =\ \left[1\ -\ \gamma^*(\lambda)\right]p_0(0)\ /\ \lambda;\ \ \ P_1 = \{p_0(0)[1\ -\ \gamma^*(\alpha)\ /\ \alpha\}\ -P_0;$$
$$P_2 = [l-q^*(\lambda_1)]\ \gamma^*(\lambda)\,p_0(0)\ /\ \lambda_1;\ P_3 = \tau_{\text{н}}\gamma^*(\alpha)\,p_0(0)-\ P_2;$$
$$P_4 = \tau_{\text{в}}[l-\ q(\lambda_1)\gamma^*(\lambda)]p_0(0).$$

Аналогично можно определить $p_i(x)$, i = 1,4, причем так же записываются и функции распределения $F_i(x) = \lim F_i(t, x)$ при $t \to \infty$, например:

$$F_1(x) = -\int p_0(0)\,\left[1 - \exp(\beta u)\right]\left[1 - \Gamma(u)\right]\exp(-\lambda u)\,du.$$

Практическое применение результатов исследования

Полученные выше формулы достаточно просты и пригодны для непосредственного использования при оценке надежности судовой контролируемой системы наблюдения за состоянием безопасности мореплавания (системы кругового обзора). Приведем пример использования полученных формул, учитывая, что коэффициент готовности судовой вахты равен величине $k_\Gamma = P_0$.

Рассмотрим частный, но характерный для практики случай.

Предположим, что выполняется условие $\alpha = 0$, $\Gamma(t) = 1/\ (t - T_н)$ $(\gamma^*(\alpha) = \exp\ (-sT_н))$, т. е. возникшие опасные навигационные или промысловые ситуации обнаруживаются составом судовой ходовой вахты только достоверными (техническими) наблюдениями, а периодичность этих наблюдений является постоянной величиной, равной $T_н$. В этом случае

$$k_\Gamma = [1 - \gamma^*(\beta)]\ /\ \beta\{\tau_н + T_н + [l - q^*(\lambda_1)\ \gamma^*(\beta)\ ]\ \tau_в\}.$$

Пусть в процессе достоверных (технических) наблюдений вахтенный судоводитель не ошибется ($\lambda_1 = 0$), тогда

$$k_\Gamma = [l - \gamma^*(\beta)]\ /\ \{\ \tau_н + T_н + \ [l - \gamma^*(\beta)\ ]\ \tau_в\}. \tag{18}$$

Найдем значение $T_н = T_{н.оп}$, при котором k_Γ имеет максимальную величину $\partial\ k_\Gamma/\partial T_н = 0$. Значение $T_{н.оп}$ получается из решения трансцендентного уравнения вида

$$\exp(-\beta T_{н.оп}) = 1\ /\ [1 + \beta(\tau_н + T_{н.оп})]. \tag{19}$$

Подставляя выражение (19) в (18), найдем

$$k_\Gamma = 1\ /\ [1 + \beta(\tau_н + \tau_в + T_{н.оп})].$$

При малых значениях $\beta T_н$, что имеет место в реальных системах наблюдения за состоянием безопасности мореплавания, приближенное решение уравнения (19) относительно $\beta T_{н.оп}$ имеет вид

$$\beta T_{н.оп} = \sqrt{2\ \beta\tau_н}.$$

Таким образом, возникшие опасные навигационные или промысловые ситуации будут обнаруживаться составом судовой ходовой вахты только при выполнении им достоверных наблюдений, с периодичностью, равной постоянной величине $T_{н.оп}$.

Заключение

В результате исследования получены как стационарные, так и нестационарные значения основных вероятностных характеристик непрерывно и периодически контролируемых ситуаций в восстанавливаемой системе несения ходовой вахты длительного действия, когда на законы распределения исходных случайных величин какое-либо существенное ограничение не накладывается. Полученные результаты достаточно просты и пригодны для непосредственного использования на практике при реализации навигационного или производственного процесса в целях повышения надежности контроля над состоянием безопасности мореплавания.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Анисимов А. Н.* Эксплуатация добывающего судна в навигационно-промысловых структурах / А. Н. Анисимов, В. И. Меньшиков, В. Я. Сарлаев; под общ. ред. В. И. Меньшикова. Мурманск: Изд-во МГТУ, 2009. 175 с.

2. *Гладышевский М. А.* Организационно-технические структуры, обеспечивающие безопасную эксплуатацию судна / М. А. Гладышевский, М. А. Пасечников, К. В. Пеньковская; под общ. ред. В. И. Меньшикова. Мурманск: Изд-во МГТУ, 2008. 212 с.

3. *Гнеденко Б. В.* Введение в теорию массового обслуживания / Б. В. Гнеденко, И. Н.Коваленко. М.: Наука. 1966. 301 с.

4. *Райкин А. Л.* Элементы теории надежности для проектирования технических систем / А. Л. Райкин. М.: Советское радио. 1967. 265 с.

5. *Риордан Дж.* Вероятностные системы обслуживания / Дж. Риордан. М.: Связь, 1966. 190 с.

6. *Деч Г.* Руководство к практическому применению преобразования Лапласа и Z – преобразования / Г. Деч. М.: Наука, 1971. 288 с.

Статья поступила в редакцию 04.04.2016

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ

Гроховский Владимир Александрович – Россия, 183010; Мурманск; Мурманский государственный технический университет; д-р техн. наук; профессор кафедры «Технологии пищевых производств»; grohovskiyva@mstu.edu.ru.

Меньшиков Вячеслав Иванович – Россия, 183010, Мурманск; Мурманский государственный технический университет; д-р техн. наук; профессор кафедры «Технологии пищевых производств»; kseniaMGTU@rambler.ru.

Пеньковский Денис Владимирович – Россия, 183010, Мурманск; Мурманский государственный технический университет; соискатель кафедры «Судовождение»; kseniamgtu@rambler.ru.

V. A. Grokhovskiy, V. I. Menshikov, D. V. Penkovskiy

EVALUATION OF RELIABILITY OF THE CONTROLLED SURVEILLANCE SYSTEM FOR THE SAFETY OF NAVIGATION

Abstract. The paper defines both stationary and non-stationary values of the basic probabilistic characteristics of continuously and periodically controlled surveillance system for navigation or fishing safety, taking into account the fact that periodicity of control, its duration and recovery time are random values distributed according to an arbitrary law. At the same time the flows of the dangerous situations both detected and non-detected during continuous monitoring, are made due to Laplas – Stieltes transformation and are distributed by Poisson’s law. The results of the study are simple for using and are valuable for assessment of the reliability of the marine controlled surveillance system for navigation safety.

Key words: surveillance systems, commercial navigational situations, navigation safety, controlled surveillance system.

REFERENCES

1. Anisimov A. N., Men'shikov V. I., Sarlaev V. Ia. *Ekspluatatsiia dobyvaiushchego sudna v navigatsionno-promyslovykh strukturakh* [Operations of catching vessel in navigation and commercial structures]. Murmansk: Izd-vo MGTU, 2009. 175 p.

2. Gladyshevskii M. A., Pasechnikov M. A., Pen'kovskaia K. V. *Organizatsionno-tekhnicheskie struktury, obespechivaiushchie bezopasnuiu ekspluatatsiiu sudna* [Operational and technical structures, providing safe navigation].Murmansk: Izd-vo MGTU, 2008. 212 p.

3. Gnedenko B. V., Kovalenko I. N. *Vvedenie v teoriiu massovogo obsluzhivaniia* [Introduction to the theory of mass service]. Moscow, Nauka Publ., 1966. 301 p.

4. Raikin A. L. *Elementy teorii nadezhnosti dlia proektirovaniia tekhnicheskikh sistem* [Elements of the theory of reliability for designing technical systems]. Moscow, Sovetskoe radio Publ., 1967. 265 p.

5. Riordan Dzh. *Veroiatnostnye sistemy obsluzhivaniia* [Probabilistic systems of setvice]. Moscow, Sviaz' Publ., 1966. 190 p.

6. Dech G. *Rukovodstvo k prakticheskomu primeneniiu preobrazovaniia Laplasa i Z – preobrazovaniia* [Guidelines to practical application of Laplas and Z transformations]. Moscow, Nauka Publ., 1971. 288 p.

The article submitted to the editors 04.04.2016

INFORMATION ABOUT THE AUTHORS

Grokhovskiy Vladimir Aleksandrovich – Russia, 183010; Murmansk; Murmansk State Technical University; Doctor of Technical Sciences; Professor of the Department "Technologies of Food Production"; grohovskiyva@mstu.edu.ru.

Menshikov Vyacheslav Ivanovich – Russia, 183010, Murmansk; Murmansk State Technical University; Doctor of Technical Sciences; Professor of the Department "Technologies of Food Production"; kseniaMGTU@rambler.ru.

Penkovskiy Denis Vladimirovich – Russia, 183010, Murmansk; Murmansk State Technical University; Candidate of the Department "Ship Navigation"; kseniamgtu@rambler.ru.