MOTROL. Commission of Motorization and Energetics in Agriculture – 2014. Vol. 16. No 3. 331-338

АНАЛИТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ЭКСПЛУАТАЦИОННО-ТЕХНОЛОГИЧЕСКОЙ БЕЗОТКАЗНОСТИ ЗЕРНОУБОРОЧНЫХ КОМБАЙНОВ

Александр Быстрый, Иван Роговский
Национальный университет биоресурсов и природопользования Украины
Украина, г. Киев, ул. Героев Обороны, 15
Aleksandr Bystriy, Ivan Rogovskii
National University of Life and Environmental Sciences of Ukraine
Heroiv Oborony Str., 15, Kiev, Ukraine

Аннотация. Предложен комплекс методов точной и приближенной стабилизации распределений, которые возможно использовать как на модельных задачах, так и на реальных системах эксплуатационно-технологической безотказности зерноуборочных комбайнов.

Ключевые слова: техническая эксплуатация, безотказность, зерноуборочный комбайн.

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ

Ныне наблюдается повышенный интерес к теории динамических систем, в частности к системам с хаотичным или случайным поведением. Среди стохастических систем интересными и важными с точки зрения практических применений есть системы марковского типа, свойствам которых отвечают разнообразнейшие технические, физические, химические, биологические и экономические процессы. Следует отметить, что теория марковских процессов традиционно развивалась в двух направлениях: во-первых, как абстрактная математическая теория [1–3] и, во-вторых, как прикладная теория, в частности, теория массового обслуживания [4–7].

Актуальной задачей является исследования разных предельных свойств неоднородных марковских систем, в частности, представляют интерес задачи их стабилизации. Под стабилизацией системы понимают локализацию ее параметров близ некоторых заведомо заданных значений. В случае однородных систем такое свойство системы называют эргодичностью. Стабильность есть одной из наиболее важных характеристик любых систем независимо от них функционального назначения. Методы стабилизации марковских систем и их практическая реализация непременно связаны с проблемой выбора необходимых стабилизирующих влияний.

АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ ПОСЛЕДНИХ ИССЛЕДОВАНИЙ

Согласно анализу существующих научных работ в этом направлении показано, что исследование эргодичных свойств цепей Маркова есть прежде всего связанным с анализом скорости сходимости к стационарному распределению (для однородных цепей). При этом очевидно, что скорость сходимости зависит как от характеристик матрицы переходных вероятностей, так и от вида начального распределения процесса. Было установлено, что для некоторых однородных цепей Маркова, при наложении некоторых ограничений на собственные числа переходной матрицы и на начальное распределение вероятности цепи позволяет обеспечить сходимость к стационарному распределению за конечное время [8–14].

Следует отметить, что предположение эргодичности, которая есть характерным для большинства существующих публикаций по вопросам моделирования систем марковского типа часто не выполняется, вместе с тем на необходимость изучения моделей с неоднородными по времени параметрами как одну из самых важных проблем теории массового обслуживания. Сравнительно небольшая численность результатов в этом направлении объясняется, прежде всего, неприспособленностью имеющихся методов для решения подобного типа задач [15-18]. Попытки изучения моделей, которые учитывают временную неоднородность входных потоков, делались неоднократно [19-23].

Во время рассмотрения прикладных моделей марковского типа перед исследователем возникает целый ряд проблем. Выбор модели, которая исследуется, как правило, осуществляется эвристически, без необходимого обоснования корректности, хотя он и определяет ход дальнейшего исследования. Для достижения адекватности модели процесса, который изучается, необходимо решить ряд задач, которые касаются исследования динамики систем и, в частности, стойкости модели системы. Согласно проанализированным литературным источникам можно сделать вывод, который во время рассмотрения стохастических систем марковского типа, оценивание параметров, исследование стойкости и связанные с ней задачи анализу исходных характеристик модели относительно возмущения входных данных большой интерес и практическую пользу представляет исследование эргодичных свойств начальной модели. При этом под эргодичностью понимается приближения исходных характеристик к некоторым постоянных значений или локализация в достаточно малых окрестностях. Термин “эргодичность” в теории марковских процессов применяется только для однородного случая, поэтому во время соответствующего исследования неоднородных марковских систем мы будем использовать термин “стабилизация”.

ЦЕЛЬ РАБОТЫ

Цель работы состоит в развитии методов стабилизации неоднородных марковских систем, параметры которых подлежат влияниям разного типа; использовании полученных результатов во время исследования предельных режимов работы систем и их применении при оценке безотказности зерноуборочных комбайнов.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ

Необходимость исследования обусловлена тем, что много условий эргодичности марковских систем могут быть сформулированные на основе анализа спектра соответствующей матрицы, которая определяет динамику марковской системы. В частности, к ним принадлежат условия простоты и отделенности собственного числа (1 – для стохастических матриц и 0 – для квазистохастических), важную роль играет также область распределения собственных чисел на комплексной плоскости и свойстве соответствующих собственных и присоединенных векторов.

Пусть $P_1 = \left\| p_{ij}^{(1)} \right\|_{i,j=1}^{n}$ и $P_2 = \left\| p_{ij}^{(2)} \right\|_{i,j=1}^{n}$, – стохастические матрицы с наборами собственных и присоединенных векторов, которые совпадают. Тогда при любому $0 \le \lambda \le 1$ матрица будет $P = \lambda P_1 + (1-\lambda) P_2$ иметь тот самый набор собственных и присоединенных векторов.

Пусть $P_1 = \left\| p_{ij}^{(1)} \right\|_{i,j=1}^{n}$ и $P_2 = \left\| p_{ij}^{(2)} \right\|_{i,j=1}^{n}$, – стохастические матрицы с наборами собственных и присоединенных векторов, которые совпадают. Пусть также: $A_1 \in Q_\lambda(P_1)$ и $A_2 = Q_\lambda(P_2)$ ($A_k = \left\| a_{ij}^{(k)} \right\|_{i,j=1}^{n}$, $k = 1, 2$). Тогда для любых $\alpha_1 > 0$ и $\alpha_2 > 0$ матрица

$$P = \frac{1}{\max\limits_{1 \le i \le n} \left| \alpha_1 a_{ii}^{(1)} + \alpha_2 a_{ii}^{(2)} \right|} (\alpha_1 A_1 + \alpha_2 A_2) + E,$$

будет иметь тот самый, с точностью до скалярного множителя, набор собственных и присоединенных векторов, что и матрицы P_1 и P_2. Если же хотя бы при одному i ($1 \le i \le n$) выполняется $p_{ii}^{(1)} = p_{ii}^{(2)} = 0$, то в этом случае эти наборы будут сходиться в точности.

Эти утверждения позволяют сделать вывод относительно того, что среди всего многовида неоднородных цепей Маркова действительно могут существовать такие, которые практически за всеми своими свойствами сходятся с однородными, отличаясь от последних лишь тем, что собственные и присоединенные векторы матриц переходных вероятностей за единицу времени на каждом шагу отвечают разным собственным значениям. Это последнее обстоятельство означает, что в таких цепях происходит замедления или ускорение сходимости к финальным вероятностям сравнительно с соответствующей однородной цепью. Кроме того, очевидно, что подобная сходимость может (за некоторых дополнительных условий) иметь место и в случае, когда наборы собственных и присоединенных векторов матриц переходных вероятностей сходятся не полностью, а лишь частично. В связи с этим представляет интерес рассмотрение множества матриц, подобных за своими спектральными характеристиками, то есть таких, в которых полностью или частично сходятся нормальные формы, или наборы собственных и присоединенных векторов.

Матрицы с равняющимися единицы строчными сумами, без требования неотъемлемости всех элементов будем называть псевдостохастическими.

Псевдостохастичная действительная матрица P размерности n при фиксированной нормальной форме имеет $n(n-1)$ степеней свободы, то есть все возможные преобразования, которые сохраняют свойства действительности и псевдостохастичности, сводятся к изменению $n(n-1)$ параметров.

Пусть нормальная форма J псевдостохастической матрицы P определена с точностью до m (кратных) собственных значений, которые могут меняться в кильке $0<|\lambda|<1$. Тогда матрица P имеет $n(n-1)+m$ степеней свободы.

Обозначим множество характеристических корней всех матриц n-го порядка с максимальным за модулем элементом ρ через K_n^{ρ}. Итак, для матриц n-го порядка с максимальным за модулем элементом ρ справедливые такие утверждения.

K_2^{ρ} представляет собой отрезок действительной оси $[-2|\rho|, 0]$. K_3^{ρ} представляет объединение треугольника с вершинами в точках $(0,0)$, $|\rho|\exp(2\pi i/3)-|\rho|$, $|\rho|\exp(4\pi i/3)-|\rho|$ с отрезком действительной оси $[-2|\rho|, 0]$.

Для $n>3$ фигура K_n^{ρ} содержится в круге $|z+|\rho||\le|\rho|$ и имеет с колом $|z+|\rho||=|\rho|$ общие точки $|\rho|exp(2\pi ia/b)-|\rho|$, где $0\le a<b\le n$. Граница K_n^{ρ} составляется из этих точек и криволинейных дуг, которые совмещают их в круговом порядке.

Отрезки границы множества K_n^{ρ}, которые проходят через точку комплексной плоскости $(0,0)$, представляют собой отрезки прямых, которые совмещают точки $|\rho|\exp(2\pi i(n-1)/n)-|\rho|$ и $(0,0)$, $(0,0)$ и $|\rho|\exp(2\pi i/n)-|\rho|$ соответственно.

Рассмотрим процесс, поведение которого полностью определяется задачам начального распределения и последовательности: $\{P^{(k)}\}_{k=1}^{\infty}$, $P^{(k)}=\left\|p_{ij}^{(k)}\right\|_{i,j=1}^{s}$ стохастичных матриц, каждая с которых является матрицей переходных вероятностей, что отвечает промежутку: $[t_{k-1}, t_k)$ ($P^{(k)}=P(t_{k-1}, t_k)$). Такой процесс можно рассматривать как цепь Маркова с изменяемой продолжительностью “единичного” шага $[t_{k-1}, t_k)$. Если $t^*<\infty$, то интервалы между двумя последовательными переходами $|t_k-t_{k-1}|$ будут спадать к нулю при $k\to\infty$ через сходимость последовательности $\{t_k\}_{k=1}^{\infty}$ к t^*. Во время исследования таких процессов представляет интерес вопроса относительно существования для распределения процесса:

$$p(t)=(p_1(t), p_2(t), \ldots, p_s(t)),$$

где: s – количество станов процесса, границы:

$$p^*=\lim_{t\to\infty} p(t), \qquad (1)$$

что не зависит от начального распределения. Ответ на этот вопрос дает такое утверждение.

Пусть выполненные условия:

1) все матрицы $P^{(k)}$ имеют общий левый собственный вектор p^*, который отвечает их простому собственному значению 1:

$$p^*P^{(k)}=p^*,\ \forall k>0, \qquad (2)$$

$$\sum_{j=1}^{s} p_j^*=1, \quad p_j^*\ge 0,\ 1\le j\le s;$$

2) предположим:

$$\delta^{(k)}=\max_{1\le j\le s}\min_{1\le j\le s} p_{ij}^{(k)}.$$

Поставим условие, чтобы:

$$\sum_{k=1}^{\infty}\delta^{(k)}=\infty\,,\delta^{(k)}>0\ ,\ \forall k>0\,. \qquad (3)$$

Тогда при любом начальном распределении вероятностей $p^0=p(0)$ распределение процесса $p(t)$ при $t\to t^*$ совпадает к p^* равномерно за всеми станами.

Рассмотрим теперь ситуацию, когда условие 2) не выполняется, то есть теперь $\sum_{k=1}^{\infty}\delta^{(k)}<\infty$, а условие 1) остается действующей. Тогда различие $R_j(t_0,t)-r_j(t_0,t)$ при $t\to t^*-0$ к нулю, в сущности говоря, не совпадает. Однако, если сумма ряда $S=\sum_{k=1}^{\infty}\delta^{(k)}$ достаточно большая, то распределение процесса $p(t)$ при будет $t\to t^*-0$ попадаться в некоторую σ-окрестность распределения p^*, где $\sigma=e^{-S}$. Это случай так называемого σ-фокусирования. Такая ситуация σ-фокусирования возникает, когда на интервале $\left[0,t^*\right)$ происходит лишь конечное количество N переходов и сумма $S_N=\sum_{k=1}^{N}\delta^{(k)}$ достаточно большая.

Рассмотрим теперь явление “дрейфа” распределений $p(t)$ при $t\to t^*-0$. Пусть $\{[\tau_{k-1},\tau_k)\}_{k=1}^{\infty}$ – система интервалов, где τ_k – моменты перехода процесса, τ_k монотонно приближается к t^* при $k\to\infty$. На каждом из интервалов $[\tau_{k-1},\tau_k)$ происходит конечное количество переходов и имеет место σ-фокусирование (σ – одно и то самое для всех интервалов). При этом для непарных k σ-фокусирования проводится на распределении p_1^*, а для парных k – на распределении p_2^*. Пусть $\left\|p_1^*-p_2^*\right\|=\delta$. Будем считать, что величина σ, которая определяет точность σ-фокусирования, удовлетворяет уму $\sigma<\dfrac{\delta}{2}$. В этом случае при $t\to t^*-0$ граница $\lim\limits_{t\to t^*-0} p(t)$ не будем существовать, хотя условие 2) выполняется.

Пусть все матрицы переходных вероятностей на k-м единичном интервале времени P_k ($k=1,2,\ldots,\infty$) цепи Маркова, что рассматривается, с конечным количеством станов n имеют неизменную нормальную форму, общий левый собственный вектор $\pi=(\pi_1,\pi_2,\ldots,\pi_n)$ и общий, с точностью до скалярных множителей, набор левых собственных и присоединенных векторов, которые отвечают собственному числу 0 парности m ($m<n$) обозначенных матриц, которые образовывают левое нулевое инвариантное подпространство R_0. Если при этом начальное распределение $p^0=\left(p_1^0,\,p_2^0,\ldots,\,p_n^0\right)$ принадлежит к линейному многовиду $L=\pi+R_0$, то распределение процесса $p(t)=(p_1(t),p_2(t),\ldots,p_n(t))$ на момент времени $t=m$, будет $m=\dim(R_0)$ совпадать из π.

Марковским процессом в широком понимании будем называть такой случайный процесс $\xi(t)$, для которого множество элементарных следствий $\Omega\subset R^n$, а множество событий составляется со всех множеств $\{B\}$, $B\subset\Omega$. Предполагается, что на множестве $\{B\}$ заданная вероятностная мера P и условная вероятность удовлетворяет соотношению:

$$P(\xi(t)\in A/\xi(s)\in B,\xi(s_1)\in B_1,\ldots,\xi(s_n)\in B_n)=$$
$$=P(\xi(t)\in A/\xi(s)\in B),\quad s_n<\ldots<s_1<s<t.$$

Итак, процесс, который нами рассматривается, является обобщением неоднородного марковского процесса на случай континуального множества станов. Для марковского процесса в широком смысле прибегнуло свести анализ процесса с континуальным множеством станов к изучению марковского процесса с количеством станов. Показано, что путем влияния на стохастичную матрицу $\left\|P_{st}(B_i,B_j)\right\|$ процесса $\xi(t)$ можно достичь того, что распределение вероятностей такого процесса будет сходиться к заведомо заданному распределению за как угодно малое время.

На практике часто имеют место такие ситуации, когда система функционирует под влиянием сильных, быстро изменяемых внешних возмущений. В этом случае коэффициенты системы дифференциальных уравнений возмущаются на заданном интервале элементами матрицы $\widetilde{\Lambda}(t)$. Эта матрица имеет такое свойство: сумма элементов каждого ее строки равняется нулю, однако, в отличие от матрицы $A(t)$, в матрице $\widetilde{\Lambda}(t)$ все элементы, размещенные на главной диагонали, должны быть отрицательными. Влияние возмущений задается таким образом, которая возмущена матрица может быть представлена в виде:

$$\Lambda(t) = A(t) + \widetilde{\Lambda}(t). \tag{4}$$

Матрица будет $\Lambda(t)$ сохранять свойство равенства нулю суммы элементов каждой своей строки за счет выполнения этого свойства у каждой из матриц $A(t)$ и $\widetilde{\Lambda}(t)$. Для таких систем, которые имеют свойство хранения сумм, распространенное понятие стабилизации и полученные условия сходимости к заведомо заданной точке пространства станов за как угодно малое время.

Предположим, что вероятность нахождения процесса в одном из станов в начальный момент времени равняется единице, во всех других станах равняется нулю. В момент времени $t = 0$ считаем, что $\lambda_i(t) = 0$ ($1 \le i \le n$), кроме λ_v (v – номер стана, в котором начальная вероятность P_v^0 не равняется нулю). Будем менять значение λ_i. На каждом шагу метода вероятность нахождения процесса достигает стационарного значения в одном или нескольких станах. С каждым шагом, согласно предложенному методу, количество станов, вероятности нахождения процесса в которых достигли стационарных значений, увеличивается. В момент достижения стационарных значений в новых (на этом шагу) станах, параметры λ_i сменяются таким образом, чтобы, начиная с этого момента времени, значение вероятностей нахождения процесса в этих станах не менялись, то есть в любой момент времени после момента достижения равнялись стационарным вероятностям. Параметры λ_i для станов, в которых стационарные значения еще не достигнутые, равняются нулю. Параметр λ_v остается неизменным в любой момент времени.

Пусть завершился k-и шаг метода. Перенумеруем станы согласно порядку достижения в них стационарных вероятностей номерами с 1 по $(n-1)$; нулевой номер назначим стану v. Вероятности нахождения процесса в станах с 1-го по k-и удовлетворяют системе дифференциальных уравнений Колмогорова:

$$P_i'(t) = \lambda_0 \pi_{0i} P_0(t) + \sum_{j=1}^{k} \lambda_j \pi_{ji} P_j(t),\ 1 \le i \le k. \tag{5}$$

За выполнения условия сохранения стационарных значений вероятностей $P_j(t)$, ($1 \le i \le k$), имеем:

$$\lambda_0 \pi_{0i} P_0(t) + \sum_{j=1}^{k} \lambda_j \pi_{ji} P_j^* = 0,\ 1 \le i \le k,$$

$$P_0(t) > 0\ \forall t \ge 0 \Rightarrow \lambda_0 \pi_{0i} + \sum_{j=1}^{k} (\lambda_i / P_0(t)) \pi_{ji} P_j^* = 0,$$
$$1 \le i \le k.$$

Пусть $\lambda_i = z_i P_0(t)$, где z_i – неизвестный коэффициент, который подлежит определению:

$$\lambda_0 \pi_{0i} + \sum_{j=1}^{k} z_j \pi_{ji} P_j^* = 0,\ 1 \le i \le k.$$

$$\sum_{j=1}^{k} z_j \pi_{ji} P_j^* = -\lambda_0 \pi_{0i}.$$

После решения системы уравнений определяем коэффициенты z_j, ($1 \le i \le k$) и вычисляем значение $\lambda_i = z_i P_0(t)$.Полученная такая оценка времени достижения стационарного распределения:

$$t_0^* = \frac{\ln P_0^*}{\lambda_0 \left(P_0^* - 1\right)}. \tag{6}$$

Исследованные системы, которые в некоторый момент времени распадаются на невзаимодействующие фрагменты, каждый с которых стабилизируется.

Пусть инфинитезимальная матрице Λ(s) исследуемого процесса с конечным количеством станов n, что есть непрерывной на некоторому $\Omega=(s_0, t_0)$ и имеет во всех его точках ранг n–1, удовлетворяет таким условиям:

1. Среди элементов $\Lambda(s)$ существуют элементы, которые есть при $s\to t_0$, $s\in\Omega$ бесконечно большими величинами одинакового порядка, причем порядок роста этих элементов самый большой сравнительно с другими элементами $\Lambda(s)$. Обозначим множество всех таких элементов через условия:

$$\left|\int_{s_0}^{t_0}\sigma(s)ds\right|=\infty. \tag{7}$$

Обозначим $\Lambda_1(s)$, $\Lambda_2(s)$ левый верхний и правый нижний диагональные блоки матрицы $\Lambda(s)$. Пусть эти блоки имеют порядки $m\times m$ и $(n-m)\times(n-m)$. Предположим, что блоки $\Lambda_\alpha(s)$ ($\alpha=1,2$) содержат столбцы j_α, элементы которых монотонно возрастают при $s\to t_0-0$ и имеют в t_0 особенности, которые не интегрируются.

2. Существуют границы:

$$\vec{P}_\alpha^* = \lim_{s\to t_0-0}\vec{P}_\alpha(s) \quad (\alpha=1{,}2), \tag{8}$$

где: $\vec{P}_\alpha(s)$ – нулевые векторы матриц $\Lambda^\tau\alpha(s)$:

$$\Lambda_\alpha^\tau(s) \quad \vec{P}_\alpha(s)=0 \text{ на } \Omega;$$

$$\Lambda^\tau(s) \quad P(s)=0.$$

Нормы $\left\|\overline{P}\alpha(s)\right\|$ сохраняют на Ω постоянные значения (нормой вектора будем $\left\|\vec{P}\right\|$ называть число $\sum_k|P_k|$). Если $\sigma(s)\in\Sigma$, то для любого элемента $\lambda_{ij}(s)$ матрицы Λ:

$$\lim_{s\to t_0-0}\lambda_{ij}(s)\sigma^{-1}(s), \tag{9}$$

существует и отличный от нуля лишь в случае $\lambda_{ij}(s)\in\Sigma$. Обозначим через $\delta(s)\in\Sigma$ элемент, который удовлетворяет для любого $\lambda_{ij}(s)$:

$$\lim_{s\to t_0}\left|\sigma(s)\delta^{-1}(s)\right|\le 1. \tag{10}$$

3. Элементы блоков $\Lambda_{12}(s)$, $\Lambda_{21}(s)$ при $s\to t_0$ спадают к нулю достаточно быстро – насколько быстро, будет разъяснено дальше:

$$\lim_{s\to t_0-0}\delta^{-1}(s) \quad \Lambda(s)=\Lambda^\infty.$$

Рядом с матрицей будем P рассматривать последовательность $P^{(n)}=\left(p_{i,j}^{(n)}\right)$ редуцированных матриц, элементы которых возможно определить так:

$$p_{i,j}^{(n)}=\begin{cases} p_{i,j}+\sum\limits_{k=n+1}^{\infty}p_{i,k} & 1\le i\le n,\ j=1,\\ p_{i,j} & 1<i,\ j\le n.\end{cases} \tag{11}$$

Отсюда видно, что $p_{i,j}^{(n)}$ совпадают с ростом n к p_{ij}, причем с последовательностью конечных цепей (заметим, что все редуцированные матрицы $P^{(n)}$ являются стохастическими).

Если известно, что существует стационарное распределение цепи p^*, то есть вектор, который удовлетворяет матричному уравнению $p^*=p^*P$, то нахождение данного вектора можно осуществлять согласно такому утверждению.

Определим редуцированную матрицу $\Lambda^{(n)}=\left(\lambda_{ij}\right)$ таким образом:

$$\Lambda^{(n)}=\begin{pmatrix} -\lambda_1 & \lambda_{12}+\sum\limits_{j=n+1}^{\infty}\lambda_{1j} & \dots & \lambda_{1n}\\ \lambda_{21}+\sum\limits_{j=n+1}^{\infty}\lambda_{2j} & -\lambda_2 & \dots & \lambda_{2n}\\ \dots & \dots & \dots & \dots\\ \lambda_{n1}+\sum\limits_{j=n+1}^{\infty}\lambda_{nj} & \lambda_{n2} & \dots & \lambda_n \end{pmatrix}.$$

Последовательность матриц $\left\{\Lambda^{(n)}\right\}_{n=1}^{\infty}$ совпадает поэлементно к матрице Λ, и с небольшими изменениями возможно перенести на доведение такого факта.

ВЫВОДЫ

Обоснована целесообразность применения нового подхода к управлению неоднородными марковскими процессами, которое базируется на стабилизации распределений этих процессов.

Этот подход есть достаточно универсальном в теоретическом аспекте и конструктивным с прикладной точки зрения, как аналитические модели эксплуатационно-технологической безотказности зерноуборочных комбайнов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Boyko A.I. 2013: Varirovanie izmeneniy pokazateley nadyozhnosti passivno rezerviruemoy sistemyi pri povrezhdennom osnovnom i ispravnom dubliruyuschem elementah / A.I. Boyko, O.V. Bondarenko, V.M. Savchenko // Motrol, motoryzacia i energetyka rolnictwa motorization and power industry in agriculture. – Lublin. – Vol. 15, No 2. – 35 – 39.

2. Boyko A.I. 2013: Grafoanaliticheskiy analiz sostoyaniy i perehodov v vozmozhnyie sostoyaniya aktivno rezerviruemoy tehnicheskoy sistemyi / A.I. Boyko, O.V. Bondarenko, V.M. Savchenko // Motrol, motoryzacia i energetyka rolnictwa motorization and power industry in agriculture. – Lublin. – Vol. 15, No 4, – 231–235.

3. Boyko A.I. 2010: Ustanovlenie funktsii vosstanovleniya podsistem zernouborochnyih kombaynov v usloviyah razvitiya sferyi tehnicheskogo obsluzhivaniya / A.I. Boyko, K.N. Dumenko // Vestnik LNAU. Agroinzhenernyie issledovaniya – Lvov. – T.1, № 14. – 12–20.

4 Boyko A.I. 2013: Matematichne modelyuvannya sistemi «lyudina-mashina» pri nakopichenni vidmov / A.I. Boyko, A.V. Novitskiy // VIsnik HNTUSG Im. Petra Vasilenka. – HarkIv, HNTUSG. – Vip. 134. – 75–80.

5. Bronshteyn I.N. 1981: Spravochnik po matematiki / I.N. Bronshteyn, K.A. Semendyaev // M.: Nauka. – 720.

6. Byikov V.V. 2005: Metodologicheskie i tehnologicheskie osnovyi sistemyi tehnicheskogo servisa lesnyih mashin: avtoref. dis. na soiskanie nauchn. stepeni doktora tehn. nauk: 05.21.01 / Byikov Vladimir Vasilevich. – Moskva / – 43.

7. Dzherald Sandler. 1966: Tehnika nadezhnosti sistem / S. Dzherald; per. s angl. A.L. Raykina. Seriya «Teoreticheskie osnovyi tehnicheskoy kibernetiki». – M., «Mir». – 300.

8. Doroshenko T.M. 2009: Stimulyuvannya profesiynogo rozvitku pratsivnikiv v sistemI strategichnogo rozvitku pidpriEmstva. / T.M. Doroshenko // Zbirnik naukovih prats Kirovogradskogo natsIonalnogo tehnIchnogo universitetu. seriya: ekonomichni nauki. – KIrovograd. – №15. – 258–264.

9. Druzhinin G.V. 1977: Nadyozhnost avtomatizirovannyih sistem / G.V. Druzhinin. Izd. 3-e pererab. i dop. – M., «Energiya». – 536.

10. Ena T.A. 2010. ProfesIyno vazhlivi yakosti dispetcherIv energosistem / T.A. Ena, V.V. Kalnish / UkraYinskiy zhurnal z problem meditsini pratsI.– № 4 (24). – 11 – 20.

11. Kozachenko O.V. 2010: Perspektivi rozvitku tehnIchnogo obslugovuvannya I remontu mashin / O.V. Kozachenko // Visnik HNTUSG Im. Petra Vasilenka. – Harkiv, HNTUSG. – Vip. 94. – 3 – 8.

12. Kostikov V.A. 2008: Nadezhnost tehnicheskih sistem i tehnogennogo riski / V.A. Kostikov. – M., MGTUGA. – 136.

13. Lehman S.D. 2011: Metodologiya doslidzhennya nebezpechnih protsesiv pri funktsionuvanni ergativnih sistem agrarnogo virobnitstva / S.D. Lehman, M.V. PanfIlova // TehnIka ta energetika APK: zbirnik naukovih prats NUBIPU. – K.: NUBIPU. – Vip. 166, ch. 1. – 294–301.

14. Makrinova E.I. 2012: Metodika kompleksnoy otsenki upravlencheskogo personala v organizatsiyah potrebitelskoy kooperatsii / E.I. Makrinova, M.G. Muhina / Ekonomicheskie nauki. Fundamentalnyie issledovaniya. – № 3. – 696 – 701.

15. Nechiporenko V.I. 1977: Strukturnyiy analiz sistem (effektivnosti i nadezhnosti) / V.I. Nechiporenko. – M.: «Sovetskoe radio».– 211.

16. Novitskiy A.V. 2013: Metodichni pidhodi otsInki nadIynostI lyudini-operatora, yak skladovoyi sistem «lyudina – mashina – seredovische» / A.V. Novitskiy, Z.V. Ruzhilo, O.A. Novitska // Visnik HNTUSG Im. Petra Vasilenka. – Harkiv, HNTUSG. – Vip. 133. – 243 – 248.

17. Ostreykovskiy V.A. 2003: Teoriya nadyozhnosti: uchebnoe posobie / V.A. Ostreykovskiy. – M.: Vyissh. shk. – 463.

18. Pozdnyakov V.D. 2006. Povyishenie nadezhnosti i effektivnosti funktsionirovaniya operatorov mehanizirovannyih protsessov zhivotnovodstva: avtoref. dis. na soiskanie nauchn. stepeni doktora tehn. nauk: 05.20.01/ Pozdnyakov Vasiliy Dmitrievich. – Orenburg. – 35.

19. Poshivalov V.P. 2010: Viznachennya kompleksnih pokaznikiv nadIynosti ergatichnih sistem / V.P. Poshivalov, Yu.F. Daniev, O.V. Poshivalova // Visnik Akademiyi mitnoyi sluzhbi UkraYini. Seriya: “Tehnichni nauki”. – # 1 (43). – 111 – 119.
20. Rogovskiy I.L. 2011: Vpliv pokaznikiv nadiynosti na perIodichnIst tehnichnogo obslugovuvannya silskogospodarskih mashin / I.L. Rogovskiy // Motrol, motoryzacia i energetyka rolnictwa motorization and power industry in agriculture. – Lublin. – Vol. 13B. – 92 – 97.
21. Rogovskiy I.L. 2013: Metodologiya tehnichnogo obslugovuvannya silskogospodarskih mashin / I.L. Rogovskiy, O.V. Dubrovina // Tehnika ta energetika APK: zbirnik naukovih prats NUBIPU. – K.: NUBIPU. – Vip. 185, ch. 2. – 372–379.
22. Filippov A. 2005: Dinamika dizelnogo DRTS (Dvigatelya s regulirovaniem moschnosti otklyucheniem otdelnykh rabochikh tsiklov) / A. Filippov, A. Beshun, Y. Gerasimchuk, O. Gluhovska, L. Evchenko // MOTROL: Motoryzacja i Energetyka Rolnictwa. – Lublin. – T.7. – C. 83–91.
23. Strashnov S.V. 2012: Regulirovanie dizelya 6CH11/12,5 izmeneniem chisla rabotayuschikh tsilindrov ili tsiklov: Avtoref. dis… kand. tekhn. nauk: 05.04.02. – M. – 18.

ANALYTICAL MODELS OF OPERATIONAL-TECHNOLOGICAL RELIABILITY GRAINHARVESTER COMBINE

Summary. The set of methods of exact and approximate stabilization distributions which may use the model problems both on and on of real systems, operational and technological reliability grainharvester combine.

Key words: technical operation, reliability, grainharvester combine.