ПРИКЛАДНЫЕ АСПЕКТЫ МЕТОДОВ ФУНДАМЕНТАЛЬНОЙ НАУКИ

***

УДК 504.064.2.001.18:519.257:628.4.03/08

С. М. Найман[1], *М. Ф. Булатов*[2], *Е. К. Вачагина*[3], *М. О. Найман*[4]

СТАНДАРТИЗАЦИЯ УЧЕТА ОТХОДОВ НА ОСНОВЕ ВЕРОЯТНОСТНОЙ МОДЕЛИ

В работе рассматривается вероятностное моделирование процессов отходообразования. Показано, что время перехода объектов в отходы может быть описано семейством распределений Вейбулла. Проведен анализ характеристик распределения Вейбулла при оценке количества отходов: математического ожидания, дисперсии, моды, медианы, коэффициента асимметрии и коэффициента эксцесса. Практическое использование вероятностной модели отходообразования основывается на известных величинах — среднем сроке службы объектов, устанавливаемом по нормативным документам, и коэффициенте вариации.

Ключевые слова: вероятностные законы, учет отходов, модель образования отходов, распределение Вейбулла, срок службы изделий.

PACS: 89.60.Ec

1. Введение

Экологическое законодательство предусматривает учет объектов, оказывающих негативное воздействие на природную среду [1]. К таким объектам относятся и отходы, образующиеся при производстве и потреблении продукции [2] и для надлежащего управления которыми требуется знать, в том числе, как быстро изделия становятся отходами. Стандартизация учета отходов необходима для достижения упорядоченности в сфере обращения с отходами, когда должны соблюдаться требования, нормы и правила, поддерживающие качество окружающей среды.

Государственный учет отходов ведется на основе статистического наблюдения за образованием, использованием, обезвреживанием, транспортированием и размещением отходов производства и потребления. Недостатки современной статистики отходов подробно рассмотрены в наших предыдущих работах [3, 4]. К причинам некорректного отражения в официальных данных действительной картины количества образующихся отходов относится, в первую очередь, то, что статистическая информация формируется не за счет объективных показателей о материальных потоках (о потребленных ресурсах и материалах и произведенной продукции), а на базе отчетов природопользователей о движении самих отходов. Поэтому цифры, публикуемые в статистических изданиях, не являются всеобъемлющими и полноценными, не возникает полной картины образования отходов и возможностей их утилизации.

По сравнению с натурными измерениями образования отходов большей гибкостью обладают методы моделирования, которые могут быть использованы не только для определения конкретного количества отходов в конкретном месте, но и для прогнозирования изменений количества отходов при изменении отходообразующих факторов. Для того чтобы можно было во всей полноте использовать возможности таких моделей, в них нужно вводить в качестве исходной информации достаточно полные и точные сведения об источниках появления отходов, то есть о материальных потоках. При этом оценка отходов будет основываться на непосредственно и постоянно измеряемых физических показателях о

[1]E-mail: nsofa@rambler.ru
[2]E-mail: bulatov_agu@mail.ru
[3]E-mail: vachaginae@mail.ru
[4]E-mail: nmixail@rambler.ru

материальных объектах — ресурсах, сырье, вещественном составе продукции. Причем здесь важно, что это показатели натуральные, исходные для всей экономической статистики, измеряемые не косвенно, не расчетным путем, а непосредственно, поэтому они наиболее точные и адекватно отражают действительность.

При установлении количества отходов за определенный промежуток времени большое значение имеет срок их возникновения, ведь одни отходы появляются сразу же в ходе различных производственных процессов (шлаки, шлам и т.п.) либо потребления готовой продукции (одноразовые изделия, пищевые отходы, упаковка, макулатура и т.д.), а другие образуются постепенно, так как период эксплуатации многих конечных изделий более длинный, вплоть до 50-100 лет, как например, у зданий, мостов и т.п. То есть образование отходов потребления, которые как раз и создают основную угрозу здоровью населения и окружающей среде ввиду их концентрации в местах проживания людей, растянуто во времени [5]. Выбытие объектов (изделий) зависит от сроков службы (времени до перехода в отходы), точное значение которых остается неизвестным до момента наступления данного события (выбытия). Следовательно, срок службы изделия является случайной величиной, описываемой вероятностными моделями. Вариабельность срока службы в совокупности объектов одной номенклатурной принадлежности обусловлена многостадийностью процессов разрушения, из-за чего с течением времени появляются объекты, находящиеся на разных стадиях износа и, следовательно, имеющие разный риск достижения предельного состояния.

2. Анализ срока службы и скорость образования отходов

Скорость образования отходов (скорость выбытия из эксплуатации $v_{\text{выб}}$), представляет собой количество изделий i, перешедших в отходы в единицу времени. При условии, что эта скорость является постоянной величиной, ее можно рассчитать по формуле:

$$v_{\text{выб}} = i_0/\mu,$$

где i_0 — начальное количество изделий после выпуска в определенном году, μ — ожидаемый срок службы.

Можно ввести еще один параметр — коэффициент выбытия $K_{\text{выб}.k}$, показывающий долю $d_k(\mu)$ изделий $i_{0,k}$, перешедших в отходы за определенный период k (k-ый год), от всех изделий $i_{0,k-1}$ на начало этого периода, то есть:

$$K_{\text{выб}.k} = d_k(\mu) = i_{0,k}/i_{0,k-1}.$$

Но если определенный период будет представлять собой единицу времени, то тогда $i_{0,k} = v_{\text{выб}}$. Следовательно,

$$K_{\text{выб}} = v_{\text{выб}}/i_{0,k-1}.$$

Соответственно доля оставшихся в эксплуатации изделий будет представлять коэффициент выживаемости $K_{\text{выж}}$:

$$K_{\text{выж}} = 1 - K_{\text{выб}}.$$

Еще раз необходимо уточнить, что $v_{\text{выб}}$ зависит от начального количества изделий, то есть от произведенных изделий, а $K_{\text{выб}}$ — от количества изделий на начало периода, то есть от количества изделий минус изделия, перешедшие в отходы за предыдущие периоды. Так как объекты выбывают из эксплуатации неравномерно в течение жизненного цикла, то $K_{\text{выб}.n}$ для каждого года будет иметь разные значения. На основе вычисленных для разных лет значений $K_{\text{выб}.n}$ при условии имеющейся информации о количестве изделий, перешедших в отходы, можно рассчитать средневзвешенный коэффициент выбытия для его применения к оценке количества остающихся на момент определения в эксплуатации изделий.

Если известны данные о количестве объектов, выбывших в определенные периоды, то на основе $K_{\text{выж}}$ можно построить таблицы времен жизни, как это делается при определении срока жизни у человека, и кривую выживаемости — кумулятивную долю изделий, остающихся действующими (выживших) по группе соответствующего предыдущего возрастного интервала. Поскольку вероятности выживания считаются независимыми на разных интервалах, эта доля равна произведению долей выживших объектов по всем предыдущим интервалам. Полученная доля как функция от времени называется также выживаемостью, функцией выживания (survival function), или, точнее, оценкой функции выживания. Кумулятивная доля эксплуатируемых изделий рассчитывается умножением $K_{\text{выж}}$ данного периода на долю существующих на начало этого периода. Построенная кривая выживаемости начинается со 100 процентов действующих изделий в нулевом возрасте и доходит до y процентов действующих изделий в возрасте x. По определению, это укороченная кривая выживаемости. В силу необходимости (поскольку еще не все изделия выбыли из эксплуатации) укороченная кривая выживаемости не доходит до точки нулевого процента действующих изделий.

Анализ срока службы продукции (изделия) и оценка остаточного срока полезного использования помогают установить и выразить в количественной форме устаревание изделий и уменьшение их количества. Как было отмечено выше, срок службы конкретного изделия зависит от большого числа факторов и необязательно соответствует нормативному сроку службы и сроку службы другого конкретного изделия этой же номенклатурной принадлежности. То есть изделия, произведенные в определенном году, постепенно, в течение нескольких лет, в зависимости от индивидуального устаревания (степени износа), выбывают из эксплуатации. Устаревание приводит к возрастанию количества образующихся отходов. Учитывая то, что мы оцениваем изделия, созданные не в настоящий момент, а которые уже имеют определенный возраст, то мерой их устаревания и, соответственно, мерой образующихся отходов можно считать отношение возраста (эффективного срока службы) конкретного изделия к его общему ожидаемому (нормативному) сроку службы [6]:

$$\text{Устаревание} = f\left(\text{Возраст}/\text{Совокупный ожидаемый срок службы}\right),$$

или

$$\text{Устаревание} = f\left(k/t\right).$$

где k — конкретный год эксплуатации (количество лет, прошедших с момента производства, или возраст изделия); t — общее время эксплуатации (временной период существования продукции данного типа (одного наименования и обозначения)).

Обозначим отношение k/t через T, т.е.

$$T = k/t,$$

причем $0 \leq k \leq t$. Тогда

$$\text{Устаревание} = f(T).$$

Здесь T — безразмерное время, или **возраст объекта по отношению к стадии жизненного цикла, на которой он находится**. Таким образом, дифференциация изделий по возрастам может быть произведена, используя или **календарное время (дни, годы)**, или безразмерное. Помимо того, что безразмерное время показывает меру устаревания, оно, в отличие от календарного времени, также позволяет сравнивать изделия совершенно разной номенклатурной принадлежности, так как у разных изделий нормативный (календарный) срок разный и при одинаковом возрасте степень износа у них тоже будет разной. Кроме того, безразмерное время **служит ключевым параметром для прогнозирования остаточного срока службы изделия (объекта).**

Таким образом, при расчете количества ежегодно образующихся отходов необходимо знать, сколько изделий переходит (перейдет) в отходы в определенном году. Это будет зависеть от продолжительности жизни (срока службы) изделия, возрастной структуры парка изделий, их надежности (безотказности), то есть количества отказов за год [7]. Очевидно, что относительно момента выхода из строя конкретного объекта практически невозможно сказать что-то определенное. Однако при рассмотрении достаточно большой однородной группы объектов должны быть справедливы закономерности, присущие массовым случайным явлениям. В работе [5] было показано, что для вероятностной оценки скорости отходообразования наиболее подходит закон распределения Вейбулла:

- он теоретически обоснован, так как выводится из математических моделей теории надежности машин и оборудования; его функция распределения всегда неотрицательна, что соответствует физическому смыслу срока службы. С его помощью можно оперировать менее громоздкими массивами данных о сроке службы объектов и корректно интерпретировать получаемую информацию;
- он универсален, поскольку описывает распределения сроков службы самых разных объектов;
- он соответствует принципу полного описания, так как семейство распределений Вейбулла описывает все периоды эксплуатации изделий, независимо от того, что вероятность выбытия меняется с течением времени;
- он отвечает принципу достаточной аппроксимации при наименьшем числе параметров – нормативном сроке службы, известном практически для всех изделий, и коэффициенте вариации срока службы (случайной величины), который можно принять, согласно многочисленным исследованиям по теории машин, равным $0,3 - 0,4$ [8].

3. Вероятностная оценка образования отходов на основе распределения Вейбулла

Основными показателями, характеризующими фактический уровень образования отходов из эксплуатирующихся объектов, являются количество объектов, работающих в течение года, их возраст, средний срок службы $t_0 = \mu$, представляющий собой математическое ожидание и обозначаемый $M(x)$ с коэффициентом вариации $V = \dfrac{\sqrt{D\,(x)}}{M\,(x)}$, где D – дисперсия. Для оценки количества отходов по конкретному виду объектов используется вероятность безотказной работы $P(t)$.

Распределение Вейбулла имеет вид (Рис. 1):

функция вероятности

$$P(x) = F\,(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x^m}, \; x \geq 0 \\ 0, \quad x < 0, \quad \lambda > 0, \quad m > 0 \end{cases},$$

функция плотности распределения

$$f\,(x) = \begin{cases} \lambda m x^{m-1} e^{-\lambda x^m}, \; x \geq 0 \\ 0, \qquad\qquad x < 0 \end{cases},$$

математическое ожидание

$$m(X) = \lambda^{-1/m}\Gamma(1 + 1/m);$$

дисперсия

$$D() = \lambda^{-2/m}\Gamma(1 + 1/m) - M(x)^2,$$

асимметрия

$$As(E) = \frac{(1 + \frac{3}{m})\lambda^3 - 3c(1 + \frac{2}{m})\lambda^2 - 2c^3}{\sigma^3},$$

медиана

$$Me(x) = \lambda \ln 2^{1/m};$$

мода

$$Mo(E) = \frac{\lambda^{-1/m}(m-1)^{1/m}}{m^{1/m}}$$

для $m > 1$ где Γ – гамма-функция, λ, m и c – некоторые числовые параметры. Здесь λ выступает параметром масштаба (при его изменении кривая распределения сжимается или растягивается; имеет те же единицы измерения, что и x), показатель степени m при x – параметром формы, c – параметром сдвига.

Для определения количества отходов с применением распределения Вейбулла необходимо все используемые параметры (λ, m и c) выразить в виде функций известных величин, к которым в нашем случае относятся средний срок службы M и коэффициент вариации V. При использовании параметров M, V были выведены следующие выражения [5]:

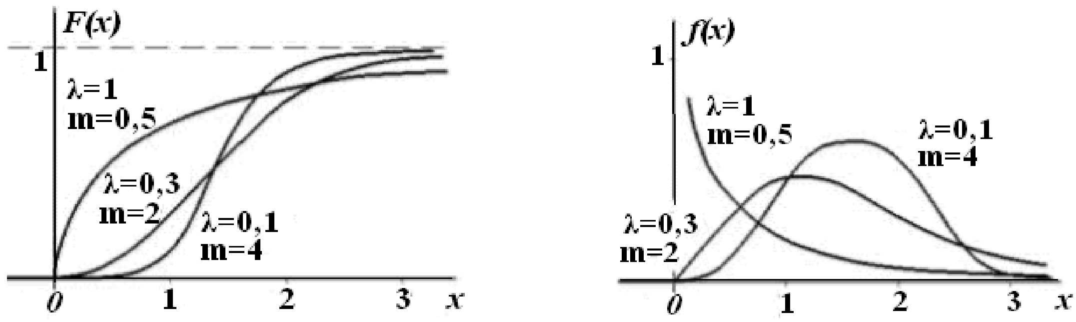


Рис. 1. Графики семейства распределения Вейбулла.

– для параметра m:

$$\frac{\left(1+V^2\right)}{\Gamma\left(1+\frac{2}{m}\right)}=\frac{1}{\left(\Gamma\left(1+\frac{1}{m}\right)\right)^2}. \tag{1}$$

Решая численно это нелинейное уравнение, получим зависимость $m(V)$;

– для параметра λ:

$$\lambda=\left(\frac{M}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}\right)^{-m(V)};$$

– для функции плотности распределения вероятностей:

$$f\left(x\right)=\begin{cases}\left(\frac{\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}{M}\right)^{m(V)} m\left(V\right)x^{m(V)-1}\mathrm{e}^{-\left(\frac{\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}{M}\right)x^{m(V)}}, & x\geq 0\\ 0, & x<0\end{cases}; \tag{2}$$

– для дисперсии:

$$D=V^2M^2;$$

– для моды:

$$Mo(E)=\frac{M}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}\frac{\left(m\left(V\right)-1\right)^{1/m(V)}}{m\left(V\right)^{1/m(V)}}=Mf\left(m\left(V\right)\right),$$

где $f\left(m\left(V\right)\right)=\dfrac{\left(m\left(V\right)-1\right)^{1/m(V)}}{m\left(V\right)^{1/m(V)}\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}$,

Если $Mo(x)>M$, т.е. функция $f(m(V))>1$, то мода смещена вправо от математического ожидания, если эта функция меньше 1 ($Mo(x)<M$), то мода смещена влево. График этой функции представлен на рисунке 2. Как видно из графика, только в области $0<V<\approx 0,33$ ($m(V)>3,312$) мода находится правее, в остальных случаях она расположена левее. Из этого графика также видно, что правостороннее смещение не превосходит определенного значения $<1,1$. Значение $m_{\text{кр}}=3,312$ определялось численным методом.

Следовательно, кривые могут быть как левомодальными, так и правомодальными;

– для медианы:

$$Me=\left(\frac{\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}{M}\right)^{m(V)}\ln 2^{\frac{1}{m(V)}};$$

– для коэффициента асимметрии:

$$As=\frac{\Gamma\left(1+\frac{3}{m(V)}\right)\left(\frac{\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}{M}\right)^{3m(V)}-3c\left(1+\frac{2}{m(V)}\right)\left(\frac{\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}{M}\right)^{2m(V)}-2c^3}{V^3M^3};$$

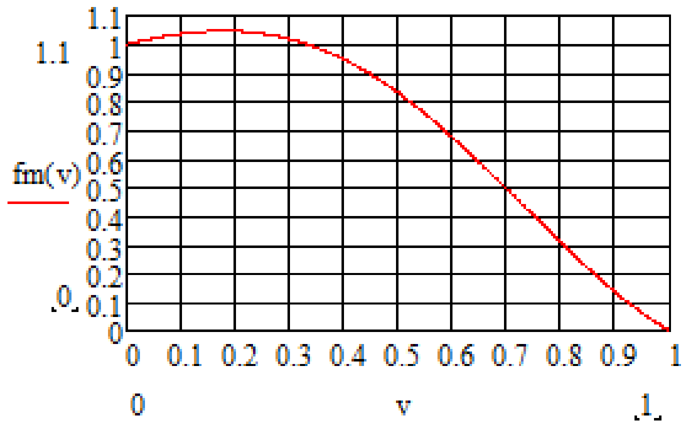


Рис. 2. График зависимости $f(m/V)$

– для коэффициента эксцесса:

$$Ex = \left(\left(\frac{\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}{M} \right)^{4m(V)} \Gamma\left(1+\frac{4}{m(V)}\right) - 4 \left(\frac{\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}{M} \right)^{3m(V)} c\Gamma\left(1+\frac{3}{m(V)}\right) + \right.$$

$$\left. +6 \left(\frac{\Gamma\left(1+\frac{1}{m(V)}\right)}{M} \right)^{2m(V)} c^2\Gamma\left(1+\frac{2}{m(V)}\right) - 3M^4 \right) / \left(V^4M^4\right).$$

4. Характеристики распределения Вейбулла для конкретных значений M, V

К известным величинам у нас относится средний срок службы объектов M и коэффициент вариации V. Средний срок службы объекта может устанавливаться, например, по нормативным документам, в частности, распределяющим все изделия по амортизационным группам. Коэффициент вариации взят нами из литературных источников: для машин и оборудования он составляет $0,3 - 0,4$ [8].

4.1. Параметры λ, m

При коэффициенте вариации $V = \dfrac{\sqrt{D(x)}}{M(x)} = 0,3 \div 0,4$ дисперсия D будет составлять $D = (0,09 \div 0,16)\ \ \mu^2$. Тогда при определении параметров распределения λ, m через M согласно выражению (1) получим:

$$\frac{(1,09 \div 1,16)}{\Gamma\left(1+\frac{2}{m}\right)} = \frac{1}{\left(\Gamma\left(1+\frac{1}{m}\right)\right)^2}.$$

Таким образом, для определения параметра m имеем одно уравнение, которое не зависит от M. Следовательно, для всех изделий параметрm будет одним и тем же и равен m_0. Этот параметр рассчитывается с помощью численных методов из уравнения:

$$(1,09 \div 1,16)\left(\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)\right)^2 - \Gamma\left(1+\frac{2}{m_0}\right) = 0.$$

Выражение для λ будет иметь вид:

$$\lambda = \left(\frac{\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)}{M}\right)^{m_0}.$$

После вычислений получим следующие значения: при $V = 0,3 \div 0,4 m_0$ находится в промежутке $(3,714 \div 2,696)$, коэффициент $\frac{(m-1)^{\frac{1}{m}}}{m^{\frac{1}{m}}}$ — в промежутке $(0,919 \div 0,842)$.

4.2. Мода

Мода для распределения Вейбулла при конкретных значениях коэффициента вариации будет равна:

$$Mo = \frac{(0,919 \div 0,842)}{\Gamma\left(1+\frac{1}{3,714 \div 2,696}\right)}\mu.$$

При коэффициенте вариации $V = \frac{\sigma}{\mu} = 0,3$ значение $m_0 = 3,714$, коэффициент $\left(\frac{m_0-1}{m_0}\right)^{\frac{1}{m_0}} = 0,919$, тогда

$$Mo = \frac{\left(\frac{m_0-1}{m_0}\right)^{\frac{1}{m_0}}}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)}\mu = \frac{0,919}{\Gamma\left(1+\frac{1}{3,714}\right)}\mu = 1,018\mu,$$

то есть мода больше, чем μ, в $1,018$ раз, следовательно, мода сдвинута вправо от среднего срока службы (правомодальная кривая);

При коэффициенте вариации $\frac{\sigma}{\mu} = 0,4$ значение $m_0 = 2,696$, коэффициент $\left(\frac{m_0-1}{m_0}\right)^{\frac{1}{m_0}} = 0,842$, выражение для моды имеет вид:

$$Mo = \frac{\left(\frac{m_0-1}{m_0}\right)^{\frac{1}{m_0}}}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)}\mu = 0,947\mu.$$

Таким образом, мода расположена левее математического ожидания, так как она меньше, чем μ, в $0,947$ раз, т.е. сдвинута влево от среднего срока службы.

Следовательно, кривые левомодальные при коэффициенте вариации $0,3$, и правомодальные при коэффициенте вариации $0,4$.

4.3. Функция плотности распределения

На рис. 3 представлены графики плотности распределения вероятностей для $M = 1,2,3,4,5$ для двух различных значений: $m_{01} = 3,714$ (сплошные линии) и $m_{02} = 2,696$ (линии из точек).

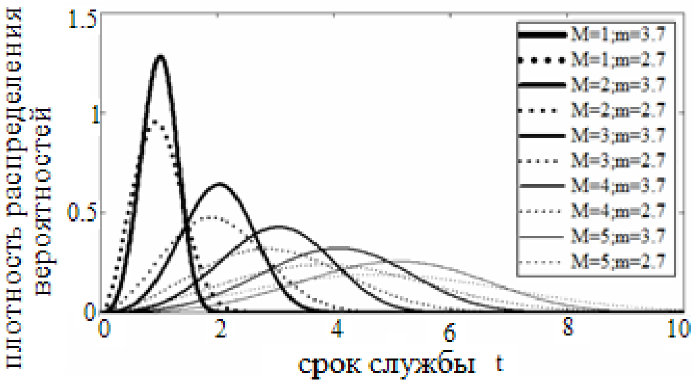


Рис. 3. Плотность распределения вероятностей для различных μ.

Несмотря на то, что полученные графики напоминают нормальные распределения при указанных $m_0 = 3,7$ и $m_0 = 2,7$, они таковыми не являются, о чем свидетельствуют следующие графики, построенные по той же формуле, но для $m_0 = 0,2;\ 0,5;\ 1;\ 1,5;\ 2;\ 2,5;\ 3;\ 4;\ 5;\ 6$ (рис. 4).

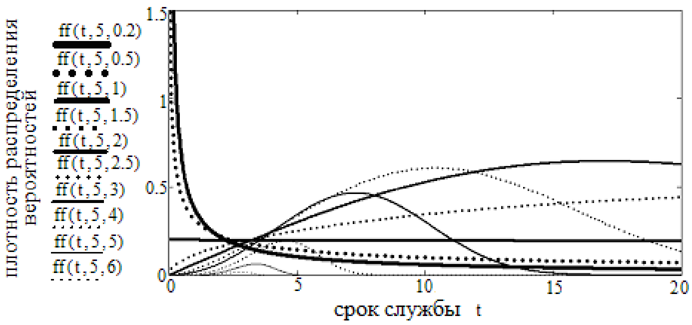
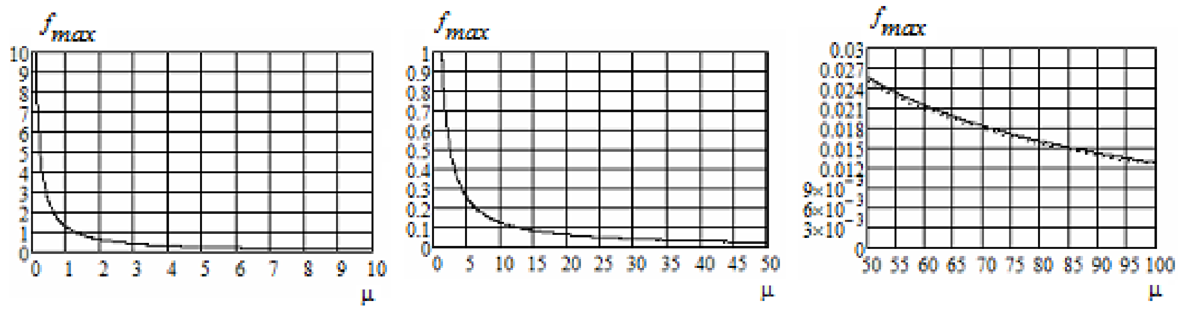


Рис. 4. Плотность распределения вероятностей для различных m_0.

4.4. Максимальные значения плотности распределения Вейбулла

Найдем наибольшие значения плотности распределения вероятностей $f_{max} = f(x = Mo)$, т.е. значения плотности распределения вероятностей в точках $x = Mo$ в зависимости от среднего срока службы изделия M.

На рис. 5 представлена полученная зависимость $f_{max}(M)$ на разных интервалах изменения M: а — $0 \leq M \leq 10$; б — $0 \leq M \leq 50$; в — $0 \leq M \leq 100$, а в таблице 1 представлены конкретные значения f_{max} для конкретных значений M для двух наших случаев $m = m_{01} = 3,714$ (при коэффициенте вариации $V = \dfrac{\sigma}{\mu} = 0,3$) и $m = m_{02} = 2,696$ (при коэффициенте вариации $V = \dfrac{\sigma}{\mu} = 0,4$).



а) б) в)

Рис. 5. Зависимость $f_{max}(M)$: сплошная линия $m = 3,174$; точечная линия $m = 2,696$ для различных интервалов изменения среднего срока службы M: а) $0 \leq M \leq 10$; б) $0 \leq M \leq 50$; в) $0 \leq M \leq 100$.

Таблица 1 — Значения максимальной плотности распределения вероятностей f_{max} для различных значений среднего срока службы M и двух значений m: $m_{01} = 3,174$, $m_{02} = 2,696$

μ	0,01	0,1	1	2	3	5	7	10	15	20	25	30	50	100
f_{max1}	128,357	12,836	1,284	0,642	0,428	0,257	0,183	0,128	0,086	0,064	0,051	0,043	0,026	0,013
f_{max2}	125,287	12,259	1,253	0,626	0,418	0,251	0,179	0,125	0,084	0,063	0,050	0,042	0,025	0,013

Для конкретных значений $V_1 = 0,3$ и $V_2 = 0,4$ получены следующие характеристики распределения:

— дисперсия: $D_1(x) = 0,09M^2$, $\quad D_2(x) = 0,16M^2$;

— мода: $Mo_1(x) = 1,018M$, $\quad Mo_2(x) = 0,947M$;

— медиана: $Me_1(x) = 0,817819M$, $\quad Me_2(x) = 0,776206M$;

— коэффициент асимметрии: $As_1(x) = -0,0260637$, $\quad As_2(x) = 0,276674$;

— коэффициент эксцесса: $Ex_1(x) = -0,276598$, $\quad Ex_2(x) = -0,212588$.

5. Вероятность отклонения срока службы изделия от среднего значения

Найдем вероятность того, что случайная величина x – срок службы изделия – находится в интервале $\mu-\delta<x<\mu+\delta$ с вероятностью (надежностью) γ, где δ называется отклонением срока службы от среднего значения.

$$P\left(|x-\mu|<\delta\right)=\gamma, P\left(\mu-\delta<x<\mu+\delta\right)=\gamma=F\left(\mu+\delta\right)-F\left(\mu-\delta\right),$$

$$F\left(\mu+\delta\right)-F\left(\mu-\delta\right)=e^{-\left(\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)-\delta\lambda^{\frac{1}{m_0}}\right)^{m_0}}-e^{-\left(\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)+\delta\lambda^{\frac{1}{m_0}}\right)^{m_0}}=\gamma.$$

Введем новую величину $\chi\left(\gamma\right)=\delta\lambda^{\frac{1}{m_0}}$, тогда выполняется следующее соотношение:

$$\delta=\chi\left(\gamma\right)\lambda^{-\frac{1}{m_0}}=\frac{\chi\left(\gamma\right)\mu}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)}.$$

Решая это уравнение относительно $\chi(\gamma)$, для γ = 0,9; 0,95; 0,99 получим значения:

$$\delta=\frac{\chi\left(\gamma\right)\mu}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)},$$

которые представлены в таблице 2.

Таблица 2 – Значения $\chi(\gamma)$ и $\dfrac{\chi\mu}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m}\right)}$ для различных m и γ

Значения параметров	$V=0,3$ $m=3,714$ $\gamma=0,9$	$V=0,3$ $m=3,714$ $\gamma=0,95$	$V=0,3$ $m=3,714$ $\gamma=0,99$	$V=0,4$ $m=2,696$ $\gamma=0,9$	$V=0,4$ $m=2,696$ $\gamma=0,95$	$V=0,4$ $m=2,696$ $\gamma=0,99$
χ	0,957	0,998	1,029	0,947	0,987	1,019
$\delta=\dfrac{\chi\mu}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m}\right)}$	$1,06\ \mu$	$1,105\ \mu$	$1,14\ \mu$	$1,065\ \mu$	$1,11\ \mu$	$1,146\ \mu$

Тогда отклонение δ определяется соотношением $\delta=\chi\left(\gamma\right)\lambda^{-\frac{1}{m_0}}$, или, выражая через математическое ожидание, имеем:

$$\delta=\chi\lambda^{-\frac{1}{m_0}}=\frac{\chi\mu}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)}.$$

В итоге получим следующую надежность:

$$P\left(\mu-\frac{\chi\mu}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)}<x<\mu+\frac{\chi\mu}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)}\right)=\gamma.$$

Так как согласно таблице 2 $\delta=(1,06\div 1,146)\ \mu$, то

$$\mu-\delta=\mu-\frac{\chi\mu}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)}<0.$$

Но x – срок службы, который не может быть меньше нуля по определению, поэтому доверительный интервал можно записать в окончательном виде:

$$0<x<\mu+\frac{\chi\mu}{\Gamma\left(1+\frac{1}{m_0}\right)}.$$

6. Определение срока службы объектов

Как отмечалось выше, вероятностная модель образования отходов из конечной продукции применима к объектам (изделиям), выходящим из эксплуатации постепенно, в течение ряда лет. Для практического использования вероятностной модели отходообразования необходимо по доступной информации установить:

1. срок службы объектов;
2. параметры кривой образования отходов (параметры распределения ежегодной доли переходящих в отходы изделий в зависимости от срока службы).

Пусть срок службы определяется в годах. Так как переменная x имеет смысл времени, то будем ее обозначать через t. Разделим весь временной отрезок на периоды, равные одному году (одному дню, одному месяцу).

Для определения ежегодного количества отходов нам необходимо знать нормативный срок службы изделий. Для этого воспользуемся сроками полезного использования имущества, установленными на основании Классификации основных средств, включаемых в амортизационные группы [9]. По данному документу и в соответствии с п.3 ст. 258 Налогового кодекса РФ все основные средства делятся на 10 групп со сроком полезного использования:

- 1-я – от 1 до 2 лет включительно;
- 2-я – от 2 до 3 лет включительно;
- 3-я – от 3 до 5 лет включительно;
- 4-я – от 5 до 7 лет включительно;
- 5-я – от 7 до 10 лет включительно;
- 6-я – от 10 до 15 лет включительно;
- 7-я – от 15 до 20 лет включительно;
- 8-я – от 20 до 25 лет включительно;
- 9-я – от 25 до 30 лет включительно;
- 10-я – свыше 30 лет.

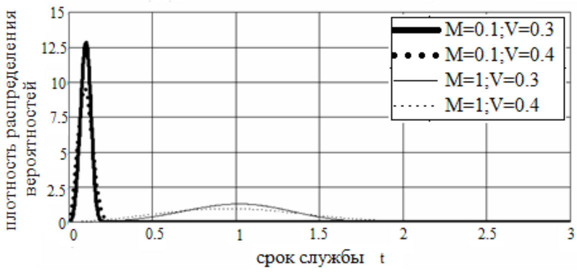
В рамках этих периодов мы будем устанавливать сроки полезного использования тех или иных объектов.

Для проведения наших расчетов мы воспользуемся также следующим:

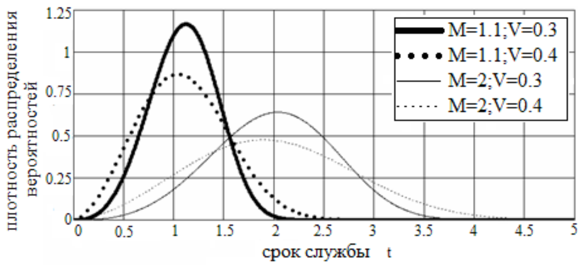
1. так как у нас срок полезного использования некоторой продукции ограничивается первым (и единственным) годом эксплуатации, причем значительное количество отходов образуется именно из этих изделий (пищевые отходы, макулатура, одноразовая упаковка и т.п.), то мы введем еще одну группу объектов со сроком полезного использования до 1 года – 0-я группа;
2. в каждой группе, начиная с 3-ей, мы будем использовать интервальные значения для установления параметров распределения срока службы, то есть, например, распределения для 6-й группы мы будем строить для двух крайних значений – 10 лет 1 месяц (минимальное) и 15 лет (максимальное).
3. Так как в десятую группу попадают изделия, у которых срок службы может быть и 31 год, и 50 лет, и 70 лет, и т.д., то мы 10-ую группу разделим на две части: со сроками службы от 30 до 50 лет включительно (10-ая группа) и со сроком службы свыше 50 лет (11-ая группа). Для 11-й группы максимальное значение установим в 100 лет, так как для некоторых сооружений срок эксплуатации может быть 100-150 лет – мосты, здания;
4. если какие-то исследуемые нами объекты (изделия) отсутствуют в Классификации [9], то будем брать данные из Общероссийского классификатора основных фондов ОК 013-94 (ОКОФ). Определив, к какой группе основных средств относят то или иное имущество по ОКОФ, можно установить эту группу и по Классификатору и определить срок его полезного использования.

5. при установлении срока полезного использования изделия можно также воспользоваться статистическими данными, приводимыми в документах государственной отчетности, либо в научно-маркетинговых исследованиях.

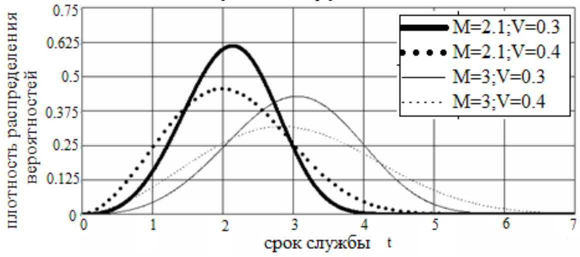
Графики распределений Вейбулла для конкретных значений μ, V представлены ниже (рис. 6). На них μ соответствует M.



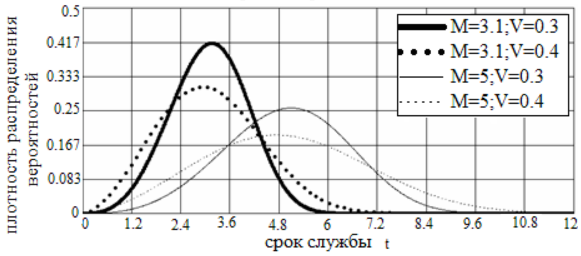
Нулевая группа



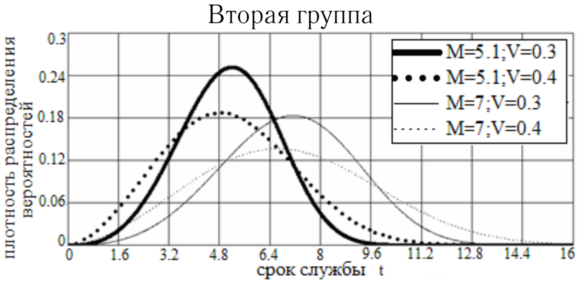
Первая группа



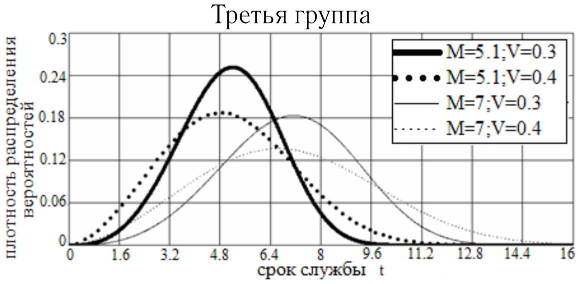
Вторая группа



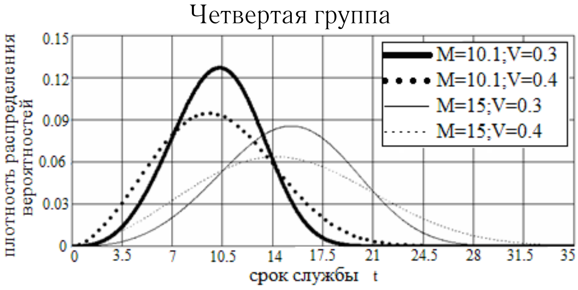
Третья группа



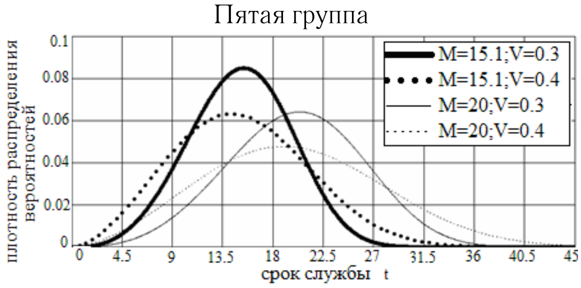
Четвертая группа



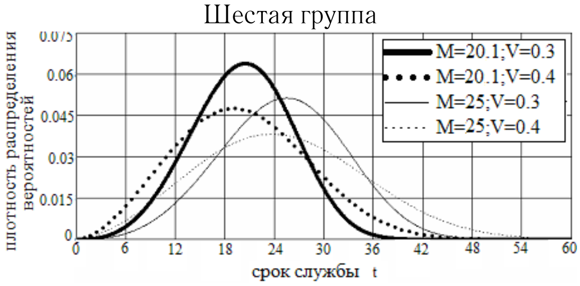
Пятая группа



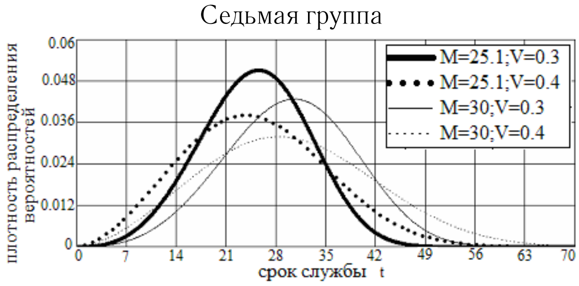
Шестая группа



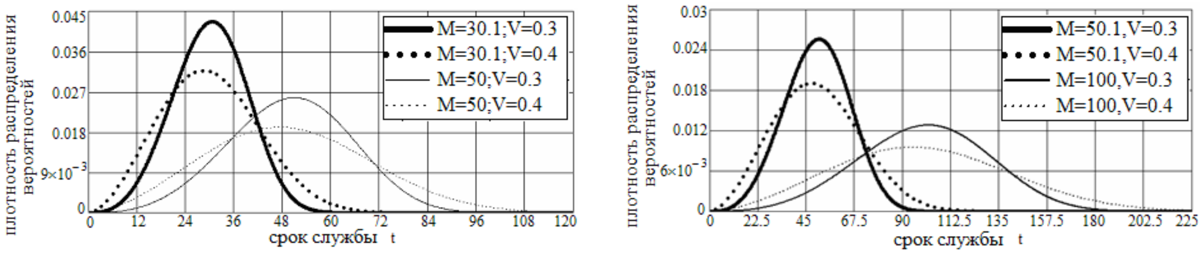
Седьмая группа



Восьмая группа



Девятая группа



Десятая группа Одиннадцатая группа

Рис. 6. Графики распределений Вейбулла для групп объектов с разным сроком службы.

7. Заключение

Часть произведенной конечной продукции эксплуатируется (живет) более года, и только по истечении эксплуатационного периода постепенно (неравномерно) переходит в отходы. Следовательно, сопоставимость сроков службы оцениваемых изделий может быть основой для принятия управленческих решений в сфере обращения с отходами. Оценка срока полезного использования продукции является необходимым шагом для:

1. изучения потребности в отходо(мусоро)перерабатывающих предприятиях и специальном оборудовании;
2. исследования «процента остаточной работоспособности» изделий для целей финансирования отходоперерабатывающей отрасли;
3. прогнозирования отвода необходимого количества земель под захоронение отходов;
4. учета как работоспособных объектов, так и скорости и срока выбытия их из эксплуатации и прогнозирования необходимости создания новой продукции;
5. оценки количества образующихся отходов по номенклатуре в определенный период;
6. прогнозирования объема и потоков отходов в будущем (с увязкой со вновь выпускаемой продукцией);
7. оценки сырьевой базы с использование вторичных материальных ресурсов;
8. планирования на предприятии как издержек на возмещение ущерба окружающей среде от захоронения исчерпавшей свой срок жизни продукции, так и дохода от реализации выбывшего из эксплуатации оборудования либо в виде еще товарного продукта, но с другими потребительскими свойствами, либо в виде вторичного материального ресурса;
9. планирования на уровне местной администрации доходной статьи бюджета за счет возмещения ущерба окружающей среде от захоронения исчерпавшей свой срок жизни продукции;
10. других стратегических и информационных целей.

Таким образом, для стандартизации учета отходов при процедуре оценки их общего количества в стране, регионе, муниципальном образовании важным элементом является определение срока эксплуатации, остаточного срока службы продукции и ежегодного образования отходов на основе распределения Вейбулла.

ЛИТЕРАТУРА

1. Федеральный закон «Об охране окружающей среды» N 7-ФЗ от 10 января metricconverterProductID2002 г2002 г. (ред. от 03.07.2016) // Собрание законодательства РФ, 14.01.02, N 2, ст.133.

2. Федеральный закон «Об отходах производства и потребления» N 89-ФЗ от 24 июня metricconverterProductID1998 г1998 г. (ред. от 29.12.2016) // Собрание законодательства РФ, 29.06.1998, N 26, ст. 3009.

3. Найман С.М. Терминология и статистика в области обращения с отходами // Экология и промышленность России. 2016. № 9. С. 58-63.

4. Найман С.М. Управление отходами и проблемы статистического учета // Вестник ПНИПУ. Прикладная экология. Урбанистика. 2016. № 3. С. 5-19.

5. Найман С.М., Вачагина Е.К. Вероятностные законы и образование отходов // Пространство, время и фундаментальные взаимодействия. 2016. Вып. 4. С. 114-135.

6. Рейли Р., Швайс Р. Оценка нематериальных активов. Пер. с англ. М.: Квинто-Консалтинг, 2005. — 792 с.

7. Акимов В.А., Лапин В.Л., Попов В.М., Пучков В.А., Томаков В.И., Фалеев М.И. Надежность технических систем и техногенный риск. М.: ЗАО ФИД «Деловой экспресс», 2002. — 368 с.

8. Надежность и эффективность в технике. Справочник в 10 томах. М.: «Машиностроение», 1987.

9. Классификация основных средств, включаемых в амортизационные группы (утв. Постановлением Правительства РФ от 01.01.2002 N 1 (ред. от 10.12.2010)) // Собрание законодательства РФ, 07.01.2002, N 1 (ч. 2), ст. 52.

Поступила в редакцию 25.06.2017

Найман Софья Михайловна, к.б.н., профессор, Казанский национальный исследовательский технический университет им. А.Н. Туполева-КАИ, 420111 Россия, г. Казань, ул. К. Маркса, 10.
E-mail: nsofa@rambler.ru

Булатов Марат Фатыхович, д.ф.-м.н., профессор, зав. кафедрой метрологии и стандартизации, Московский технологический университет, 119454, Россия, г. Москва, Проспект Вернадского, д. 78.
E-mail: bulatov_agu@mail.ru

Вачагина Екатерина Константиновна, д.т.н., профессор, ведущий научный сотрудник лаборатории теплофизических исследований, Казанский научный центр Российской академии наук, 420111, Россия, г. Казань, ул. Лобачевского, д. 2/3.
E-mail: vachaginae@mail.ru

Найман Михаил Олегович, аспирант, Казанский национальный исследовательский технический университет им. А.Н. Туполева-КАИ, 420111 Россия, г. Казань, ул. К. Маркса, 10.
E-mail: nmixail@rambler.ru

Просьба ссылаться на эту статью следующим образом:
Найман С. М., Булатов М. Ф., Вачагина Е. К., Найман М. О. Стандартизация учета отходов на основе вероятностной модели // Пространство, время и фундаментальные взаимодействия. 2017. № 3. С. 76—89.

S. M. Nayman, M. F. Bulatov, E. K. Vachagina, M. O. Nayman
Standardization of waste assessment based on a probabilistic model

Keywords: probability laws, waste assessment, model of waste generation, Weibull distribution, service life of products.

PACS: 89.60.Ec

The paper considers probabilistic modeling of waste generation processes. It is shown that the time for the transition of objects to waste can be described by a family of Weibull distributions. We have analyzed the characteristics of the Weibull distribution in estimating the amount of waste: mathematical expectation, variance, mode, median, asymmetry coefficient and kurtosis coefficient. Practical use of the probabilistic model of waste generation is based on known values — the average service life of objects, established by regulatory documents, and the coefficient of variation.

REFERENCES

1. The Federal Law "On Environmental Protection" No. 7-FZ of January 10, 2002.
2. Federal law "On production and consumption waste" No. 89-FZ of June 24, 1998.
3. Nayman S.M. Terminology and statistics of waste management // Ecology and industry of placecountry-regionRussia. 2016. No 9. P. 58-63.
4. Nayman S.M. Waste management and statistics // Bulletin of the placePlaceNamePerm PlaceNameNational PlaceNameResearch PlaceNamePolytechnpc PlaceTypeUniversity. Applied ecology. Urban development. 2016. No 3. P. 5-19.
5. Nayman S.M., Vachagina E.K. **Probability laws and waste generation** // Space, time and fundamental interactions. 2016. No. 4. P. 114-135.
6. Reilly R., Schweihs R. Valuing Intangible Assets. McGraw Hill Professional, 1999. - 518 p.
7. Akimov V.A, Lapin V.L, Popov V.M, Puchkov V.A, Tomakov V.I, Faleev M.I. Reliability of technical systems and technogenic risk. M .: ZAO FID "Business Express", 2002. - 368 p.
8. The reliability and the effectiveness of the technique. Directory in 10 volumes. M.: 1987.
9. Classification of fixed assets which are included in amortization groups (approved by the Decree of the Government of the country-regionplaceRussian Federation of 01.01.2002 No. 1).

Received 25.06.2017

Nayman Sofya Mikhailovna, Ph.D, Professor, Kazan National Research Technical University named after A.N. Tupolev, K. Marx st. 10, Kazan, 420111, Russia.
E-mail: nsofa@rambler.ru

Bulatov Marat Fatichovitsc, Doctor of Physico-Mathematical Sciences, Professor, Head. Department of Metrology and Standardization, Moscow Technological University, 119454, Russia, Moscow, Prospekt Vernadskogo, 78.
E-mail: bulatov_agu@mail.ru

Vachagina Ekaterina Konstantinovna, Doctor of Engineering Sciences, Professor, Head of Laboratory Thermophysical investigation, Kazan scientific center Russian Academy of Sciences, Lobachevskogo st. 2/3, Kazan, 420111, Russia.
E-mail: vachaginae@mail.ru

Nayman Mikhail Olegovitsch, PhD student, Kazan National Research Technical University named after A.N. Tupolev, K. Marx st. 10, Kazan, 420111, Russia.
E-mail: nmixail@rambler.ru

Please cite this article in English as:
Nayman S. M., Bulatov M. F., Vachagina E. K., Nayman M. O. Standardization of waste assessment based on a probabilistic model, *Space, Time and Fund. Interact.*, 2017, no. 3, pp. 76–89.