

## ЛИТЕРАТУРА

[1]. Анучин Н. П. Лесная таксация.— М.: Лесн. пром-сть, 1982.— 551 с. [2]. Езиев Л. Х. Болотный кипарис и его культура в Узбекистане // Лесн. журн.— 1985.— № 2.— С. 114—116.— (Изв. высш. учеб. заведений). [3]. Сурхандарьинская область. Природа: Тр. ТашГУ.— Ташкент, 1961.— 199 с. [4]. Mattoon W. R. The southern cypress // Bull. U. S. department of agriculture.— N 272.— Washington, 1915.— 27 Sept.— P. 74.

УДК 656.065.2

## К ОЦЕНКЕ РАВНОМЕРНОСТИ ПОСТАВОК ЗАПАСНЫХ ЧАСТЕЙ ДЛЯ ЛЕСОТРАНСПОРТНЫХ МАШИН

Ю. П. КОНОНОВ

СевНИИП

Лесотранспортные машины обеспечиваются запасными частями в соответствии с нормативно-техническими документами [2, 3], которыми установлена равномерная квартальная поставка деталей всех наименований пропорционально выделяемым годовым фондам. Этими документами определены плановые объемы поставок и интервалы времени между очередными поставками однотипных деталей.

Однако на практике сроки поставок по различным причинам не всегда соблюдаются, что приводит к необходимости создания на лесозаготовительных предприятиях дополнительных запасов резервных деталей.

Степень неравномерности поставок запасных частей мы оценивали по данным 957 поставок деталей к трелевочному трактору ТДТ-55А на центральный склад производственного объединения Вельсклес. Для выявления наиболее общих характеристик рассматривали поставку только тех деталей, годовые фонды поставки по которым были или выполнены, или незначительно недовыполнены.

По каждой детали использовали информацию о датах и объемах поставок в наблюдаемые периоды времени.

Анализ результатов обработки данных показывает существенное отклонение фактических интервалов и объемов поставок запасных частей от плановых значений этих показателей.

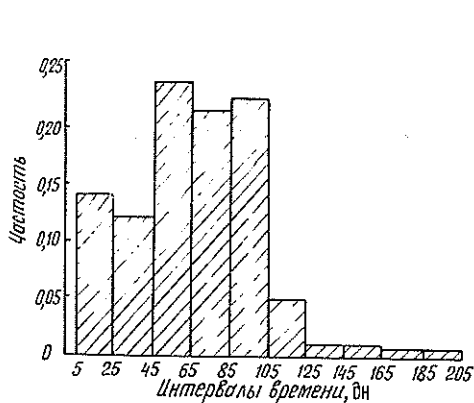


Рис. 1

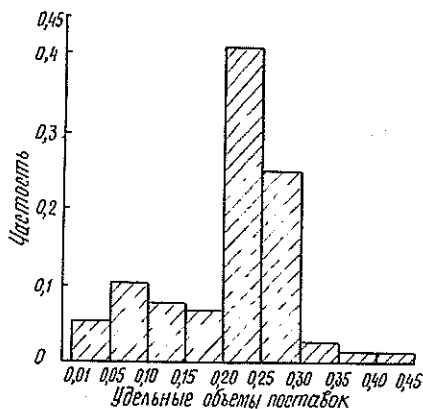


Рис. 2

На рис. 1 приведена гистограмма распределения интервалов времени между поставками деталей. Для ее построения по датам поступления запасных частей определяли интервалы времени между очередными поставками однотипных деталей. Получены статистические параметры распределения интервалов поставок: среднее арифметическое  $\bar{t} = 64,67$  дн, среднее квадратичное  $\sigma_t = 32,41$  дн, коэффициент вариации  $V_t = 50,1$  %, показатель точности  $P_t = 2,16$  %.

На рис. 2 приведена гистограмма распределения удельных объемов поступления деталей. При этом удельный объем поступления деталей определяли отношением числа деталей в поступившей партии к общему числу деталей данного вида, выделенных по годовым фондам. Параметры распределения удельных объемов запасных частей, поступивших в одной партии, составили:  $v = 0,21$ ;  $\sigma_v = 0,093$ ;  $V_v = 44$  %;  $P_v = 1,9$  %.

Проведенные исследования показывают, что интервалы и объемы поставок запасных частей,— величины случайные. Массовым случайным явлениям, как известно, свойственны реальные статистические закономерности. На основе выявленных статистических характеристик может быть рассчитан страховой запас деталей для компенсации неравномерности поставок запасных частей.

Известно достаточно много методов определения страховых запасов из-за неравномерности поставок материальных ресурсов. В планировании наиболее часто применяют метод нормирования гарантийного запаса [1, с. 10—14], основанный на изучении отклонений фактических интервалов и объемов поставок от их среднего уровня.

Существующие методы расчета не в полной мере учитывают отклонения фактических интервалов в сторону уменьшения, а фактических объемов в сторону увеличения против среднего, что приводит к росту страхового запаса против объективно необходимого. Поэтому страховой запас резервных деталей для перекрытия неравномерности поступления целесообразно определять с учетом времени дефицита в запасных частях за период между очередными поставками. Расчет времени дефицита в запасных частях может быть выполнен исходя из следующих положений.

Для того чтобы за период времени  $t_i$  между очередными поставками с удельными объемами  $v_{i-1}$  и  $v_i$  отсутствовал дефицит в запасных частях, удельный объем поставки  $v_{i-1}$  должен быть не меньше  $bt_i$  (где  $b$  — среднесуточная удельная потребность в запасных частях данного вида). При  $v_{i-1} < bt_i$  условно будем считать наличие дефицита в запасных частях данного вида, вызванного тем, что объем поступившей партии не обеспечивает среднюю потребность в деталях за время  $t_i$ . Следовательно, время дефицита в запасных частях на складе за период между  $(i-1)$ -й и  $i$ -й поставками:

$$t_{di} = \frac{bt_i - v_{i-1}}{b} = t_i - \frac{v_{i-1}}{b} \geq 0. \quad (1)$$

При этом принимают во внимание только положительные значения  $t_{di}$ .  
В период между  $i$ -й и  $(i+1)$ -й поставками

$$t_{d(i+1)} = \frac{b(t_i + t_{i+1}) - (v_{i-1} + v_i)}{b} = t_i + t_{i+1} - \frac{v_{i-1} + v_i}{b} \geq 0. \quad (2)$$

Аналогично для периода  $t_n$  между  $v_{n-1}$  и  $v_n$  поставками

$$t_{dn} = t_i + t_{i+1} + \dots + t_n - \frac{v_{i-1} + v_i + \dots + v_{n-1}}{b} \geq 0. \quad (3)$$

Таким образом, по формулам (1) — (3) для каждого интервала времени между поставками можно определить ожидаемое время дефицита в запасных частях.

Результаты обработки данных о поступлении запасных частей на центральный склад объединения Вельсклес по предложенному методу приведены в таблице.

Статистическое распределение времени дефицита запасных частей

Номер интервала	Граница интервала времени дефицита, дн	Число случаев	Статистическое значение функции
1	0	796	83,2
2	1—20	81	91,6
3	21—40	36	95,3
4	41—60	17	97,1
5	61—80	10	98,2
6	81—100	8	99,0
7	101—120	4	99,4
8	121—140	2	99,6
9	141—160	1	99,7
10	161—180	1	99,9
11	181—200	1	100

При расчете весь диапазон полученных значений времени дефицита в запасных частях был разделен на интервалы  $\tau_i$  и определено число случаев  $\Delta n_{xi}$ , приходящихся на интервал. По этим данным статистическое значение вероятности отсутствия времени дефицита  $p^*(t_d)$ , превышающего указанный интервал, определяли по формуле:

$$P^*(t_d) = \frac{\sum_{i=1}^{n_d} \Delta n_{di}}{n_d} \cdot 100\% \quad (4)$$

где  $\sum_{i=1}^{n_d} \Delta n_{di}$  — суммарное число случаев дефицита до данного интервала, включая рассматриваемый;  
 $n_d$  — общее число случаев дефицита в запасных частях, включая и нулевые значения.

Из данных таблицы видно, что в 83,2 % случаев дефицит в запасных частях отсутствовал, в 16,8 % случаев дефицит наблюдался продолжительностью от 1 до 200 дн.

При статистической обработке получены параметры распределения интервалов времени дефицита в запасных частях

$$\bar{t}_d = 5,62 \text{ дн}; \quad \sigma_d = 18,5 \text{ дн}; \quad V_d = 330 \%; \quad P = 10 \%.$$

Параметры распределения интервалов времени дефицита с ненулевыми значениями составили

$$\bar{t}_d^H = 32,1 \text{ дн}; \quad \sigma_d^H = 35,1 \text{ дн}; \quad V_d^H = 109 \%; \quad P = 8,6 \%.$$

На основании анализа распределения интервалов времени дефицита в запасных частях сделано предположение о близости эмпирических распределений экспоненциальному закону. Проверка этой гипотезы с использованием критерия  $\omega^2$  показала, что расхождение между статистическим распределением времени дефицита с нулевыми значениями и теоретическим значимо, что указывает на действительное различие между распределениями. Проверка соответствия распределения с ненулевыми значениями

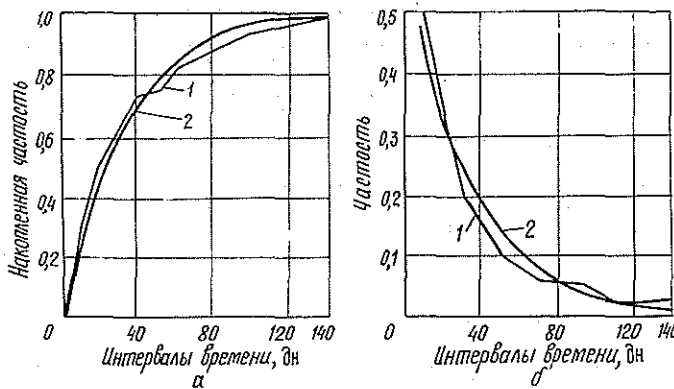


Рис. 3

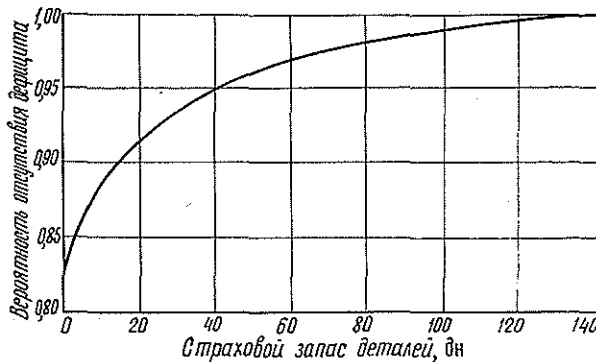


Рис. 4

интервалов экспоненциальному показала, что гипотеза не противоречит опыту и расхождение незначимо.

На рис. 3 приведены статистические (1) и теоретические (2) функции (а) и законы (б) распределения интервалов времени дефицита в запасных частях с ненулевыми значениями. Полученные статистические характеристики интервалов времени дефицита в запасных частях позволяют определить необходимый страховой запас для компенсации неравномерности поставок. Размер страхового запаса определяется с заданной вероятностью на основании статистической функции распределения интервалов времени дефицита в запасных частях.

На рис. 4 приведены статистические вероятности отсутствия дефицита в запасных частях на складе объединения Вельсклес при различных размерах страхового запаса деталей. Из графика видно, что, например, вероятность отсутствия дефицита в запасных частях, равная 0,95, обеспечивается величиной страхового запаса деталей, равной 40 дн.

Если на складе не создавать страхового запаса деталей для компенсации неравномерности поставок, то вероятность отсутствия дефицита в запасных частях составит 0,83.

#### ЛИТЕРАТУРА

[1]. Микитьянц С. Р., Иотковский А. А., Кролли О. А. Управление производственными запасами на предприятии.— М.: Экономика, 1971.— 53 с. [2]. Положение о поставках продукции производственно-технического назначения.— М.: Юрид. лит.-ра, 1969.— 43 с. [3]. Правила снабжения потребителей запасными частями к автомобилям, тракторам, сельскохозяйственным и другим машинам организациями Союза-сельхозтехника.— М.: ЦНИИТЭИ, 1974.— 7 с.

УДК 674.821

### ТРИБОЭЛЕКТРИЧЕСКИЙ ИЗМЕРИТЕЛЬ ВЛАЖНОСТИ ДРЕВЕСНОЙ СТРУЖКИ В ПОТОКЕ

Ю. И. МЕРЕМЬЯНИН

Воронежский лесотехнический институт

Для комплексной автоматизации процесса сушки необходимо совершенствовать существующие и разрабатывать более эффективные методы контроля влажности древесных материалов. Основное требование к контролю — точность и непрерывность.

Непрерывное измерение влажности при сушке уменьшает расход тепловой и электрической энергии на единицу продукции, улучшает управление режимом сушки. Работа сушилок регулируется главным образом по косвенным показателям, например, по температуре сушильного агента. Это приводит к отклонению конечной влажности высушенных материалов от установленных пределов.

Деревообрабатывающая промышленность нуждается во влагомерах, обеспечивающих непрерывное измерение влажности с необходимой точностью и с минимальным запаздыванием. Известные способы определения влажности древесной стружки в технологическом потоке основаны на измерении какого-либо физического параметра, зависящего от влажности. Наибольшее применение получил метод измерения диэлектрических характеристик древесной стружки [3]. Этот способ можно реализовать в устройстве, представляющем собой установленный в технологическом потоке электрический измеритель емкости и конструктивно выполненный в виде датчика, в который смонтированы электроды. О величине влажности древесной стружки судят по измеряемой емкости конденсатора, между обкладками которого находится измеряемая стружка. Однако этот способ недостаточно точен: существенную погрешность в результате измерения вносит степень уплотнения древесной стружки в датчике.

В настоящее время разработан способ непрерывного выпуска инфракрасный влагомер стружки. Однако хорошие метрологические характеристики таких влагомеров достигаются значительным усложнением схемы, что приводит к их высокой стоимости. Кроме того, в них используют дорогостоящие оптические приборы, которые плохо работают в условиях запыленности, повышенной влажности, загазованности (условия, характерные для деревообрабатывающих производств).

В ВЛТИ разработан способ непрерывного измерения влажности древесной стружки в технологическом потоке с учетом трибоэлектрического эффекта. Этот способ лишен всех недостатков описанных выше методов. При этом был принят во внимание известный способ, основанный на измерении электрического параметра — омического сопротивления — при продувании потока стружки между вращающимися дисками [1]. Скорость вращения дисков в этом случае устанавливают примерно равной скорости движения технологического потока стружки или немного меньше ее. Однако этот спо-