

ПЛАНИРОВАНИЕ И УПРАВЛЕНИЕ РЕСУРСАМИ ТРАНСПОРТНЫХ ПРЕДПРИЯТИЙ

Терских В.М., Катаргин В.Н., Морозова Н.А.

Терских Виктор Михайлович, кандидат технических наук, доцент кафедры «Транспорт» Сибирского федерального университета, тел. 8-913-041-46-83, e-mail: terskich_vm@mail.ru

Катаргин Владимир Николаевич, кандидат технических наук, профессор кафедры «Транспорт» Сибирского федерального университета, тел. 8-963-959-52-25, katargin@gmail.com

Морозова Наталья Анатольевна, магистрант института управления бизнес-процессами и экономики Сибирского федерального университета, e-mail: nat.morozova.home@gmail.com.

Аннотация. В статье рассмотрен новый подход к планированию и формированию фонда запасных частей, необходимых для бесперебойного функционирования транспортных предприятий. Основой авторского подхода является разработанная имитационная модель склада, адаптированная под любой тип предприятия, обслуживающего и (или) эксплуатирующего автомобильный транспорт. Потребность в запасных частях в данной модели определяется как смесь вероятностных распределений спроса различного рода, что и делает ее универсальной. В основу модели были положены выявленные авторами новые закономерности влияния на размер запаса следующих факторов: статистические показатели потребности в запасных частях, типа и месторасположения предприятия, заданный уровень надежности системы снабжения и т. д. Предложенный подход позволяет связать основные показатели эффективности управления ресурсами: уровень дефицита, стоимость запасов, уровень надежности системы. Что в свою очередь позволяет обоснованно планировать и формировать фонд запасных частей. Ожидается, что предложенный подход повысит эффективность работы предприятий транспорта и степень удовлетворенности потребителей их услуг.

Ключевые слова: автомобильный транспорт, запасные части, техническая эксплуатация, управление запасами, склад.

Введение. Главной причиной, не позволяющей окончательно решить задачу управления складами автомобильных запасных частей, остается открытый вопрос прогнозирования спроса на них. Известные способы прогнозирования на основе построения трендов, с учетом сезонных колебаний и прочих факторов, в данном случае не приводят к удовлетворительным результатам. Методики на основе теории надежности очень сложны и трудоемки. И, как правило, для их применения на практике невозможно собрать достаточное количество статистических данных.

Анализ многочисленных данных показал, что потребление запасных частей на предприятиях, обслуживающих или эксплуатирующих автомобильный транспорт, в большинстве случаев невозможно описать с помощью известных законов распределения случайных величин. Это связано со статистической неоднородностью данных о потреблении запасных частей. В зависимости от типа предприятия, спрос на них может представлять смесь различного количества вероятностных распределений [1]. На рис. 1 представлена типичная динамика потребления одной позиции запасных частей на предприятии автомобильного дилера марки «КамАЗ» г. Красноярск. Как видно из графика, за один день со склада может быть реализовано как одна или две детали, так и любое другое количество до 50 единиц. Это свидетельствует о наличии различных категорий потребителей.

Но и формализовав процесс прогнозирования потребности в автомобильных деталях, задачу управления их запасами еще нельзя будет считать решенной. Получив количественные оценки спроса, остается определить, сколько и когда нужно заказывать запасных частей на склад, чтобы всегда иметь оптимальный размер запасов. Данную проблему оптимизации позволила бы успешно решить выявленная функциональная зависимость между показателями эффективности управления складом: средним размером складского запаса и уровнем обслуживания. На практике это бы дало возможность, не прибегая к сложным вычислениям или моделированию, определить необходимые размеры запасов для достижения требуемого уровня обслуживания. [5]

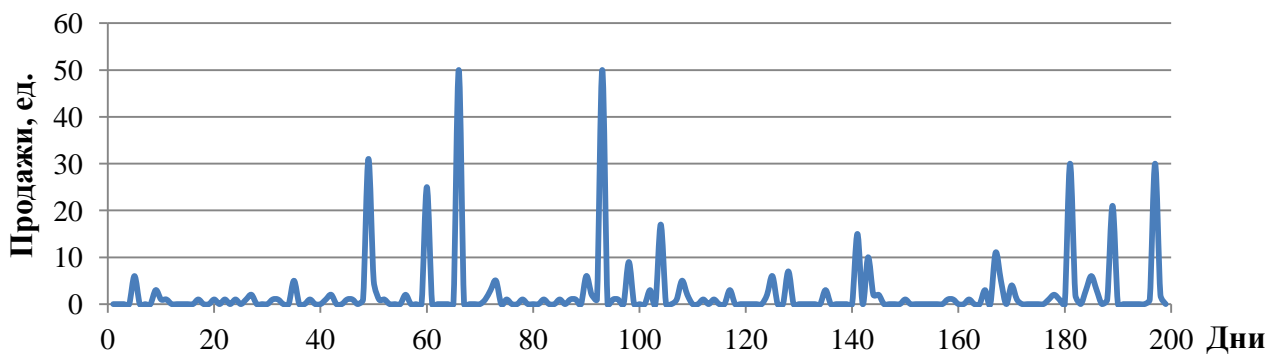


Рис. 1. Динамика продаж прокладок поддона КамАЗ

Методы исследования. Принципиальная схема моделирования процесса управления складом запасных частей представлена на рис. 2.

Массив исходных данных (серые блоки на рис. 2) составляют: статистика потребления запасов со склада; время выполнения заказа на пополнение запасов t ; допустимый уровень дефицита или размера запаса и уровень значимости α для этих параметров.

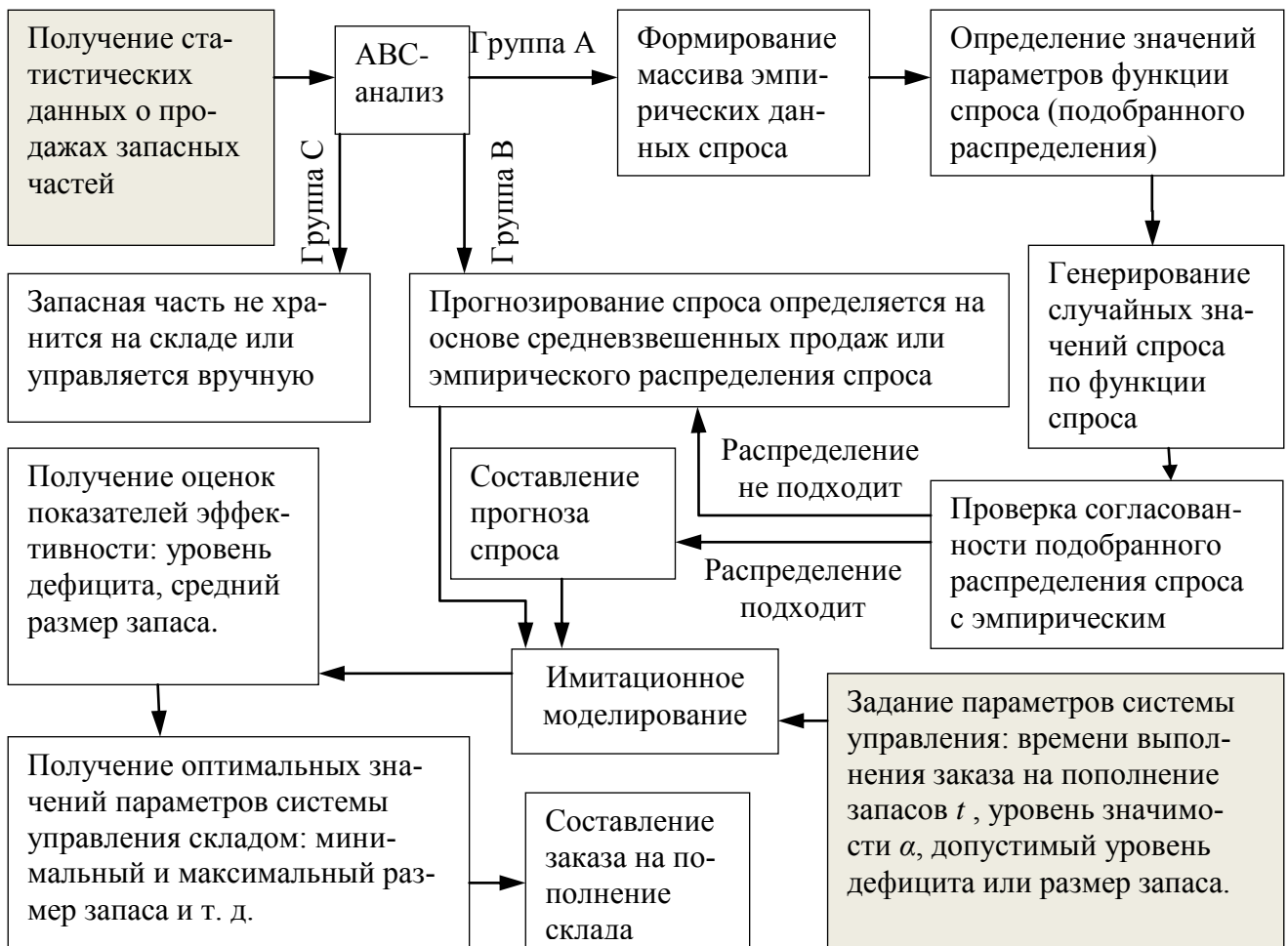


Рис. 2. Схема моделирования процесса управления складом запасных частей

По результатам *ABC-анализа* выбирается метод прогнозирования потребности в запасных частях. Для автомобильных запасных частей, относящихся к группе А (дающие 80 % оборота) потребность выражается в виде уравнения плотности смеси вероятностных распределений:

$$f(x) = p_1 f_1(x) + p_2 f_2(x) + \dots + p_n f_n(x), \quad (1)$$

где p_1, p_2, \dots, p_n — априорные вероятности появления события определенной компоненты смеси (класса потребителей);

$f_1(x), f_2(x), \dots, f_n(x)$ — функции плотности распределения компонентов смеси;

n — число компонентов смеси.

В свою очередь p_1, p_2, \dots, p_n также могут подчиняться какому-либо закону распределения случайных величин.

Область применения предлагаемого метода ограничивается идентифицируемостью компонент в смеси распределений. Для данной задачи наиболее подходящим дискретным вероятностным распределением является пуассоновское. Его использование на практике ограничено условиями возникновения пуассоновского потока случайных событий [1].

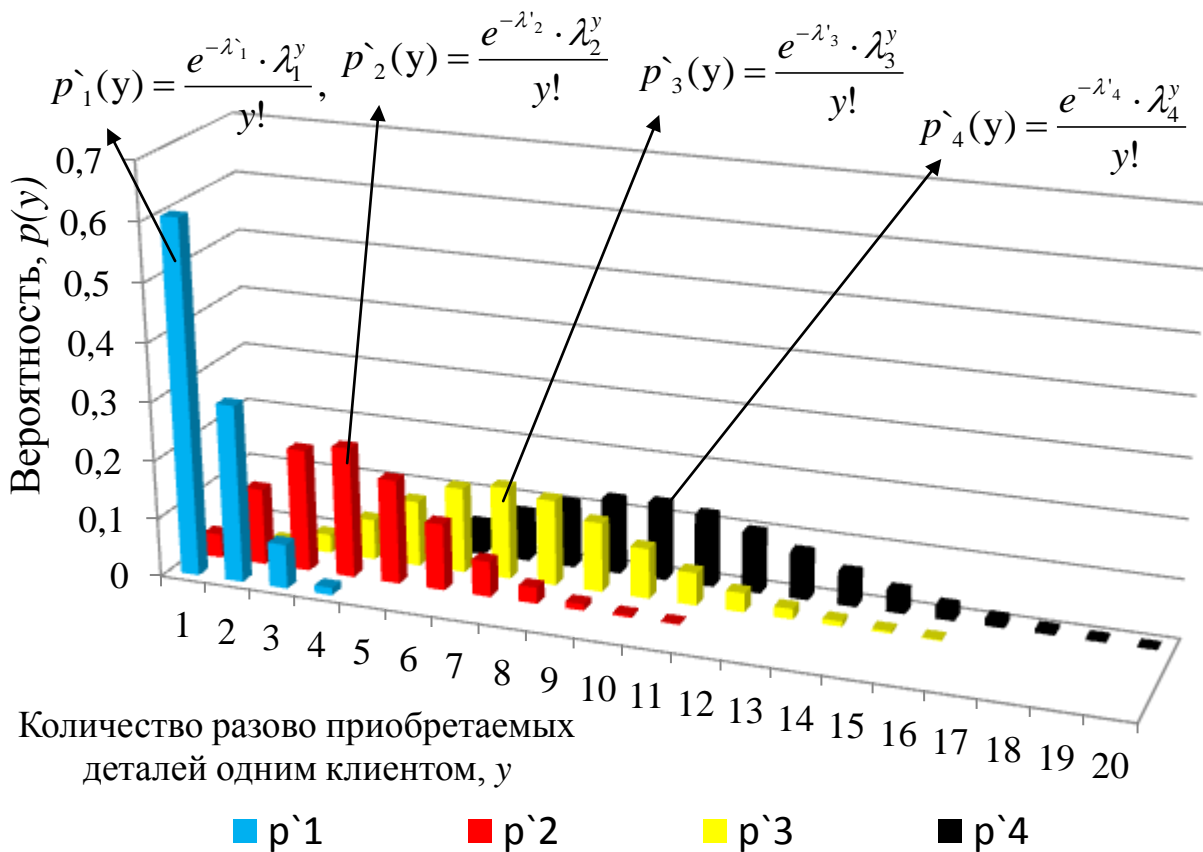


Рис. 3. Распределение спроса на запасные части у различных групп потребителей

Если случайные события появления потребителей запасных частей за определенный период времени подчиняются пуассоновскому закону распределения с параметром λ , а количество разово приобретаемых ими деталей — пуассоновскому закону распределения с параметром λ' , то вероятности появления x потребителей для каждой группы определяются по формулам:

$$p_1(x) = \frac{e^{-\lambda_1} \cdot \lambda_1^x}{x!}, \quad p_2(x) = \frac{e^{-\lambda_2} \cdot \lambda_2^x}{x!}, \quad \dots, \quad p_k(x) = \frac{e^{-\lambda_k} \cdot \lambda_k^x}{x!}, \quad (2)$$

где $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ — параметры функций распределения вероятностей появления потребителей первой, второй, ..., k -ой группы соответственно;

x — количество потребителей.

А вероятности приобретения y деталей за одну сделку потребителями первой, второй, ..., k -ой группы: $p'_1(y), p'_2(y), \dots, p'_k(y)$, соответственно равны:

$$p'_1(y) = \frac{e^{-\lambda'_1} \cdot \lambda'^y_1}{y!}, \quad p'_2(y) = \frac{e^{-\lambda'_2} \cdot \lambda'^y_2}{y!}, \quad \dots, \quad p'_k(y) = \frac{e^{-\lambda'_k} \cdot \lambda'^y_k}{y!}, \quad (3)$$

где $\lambda'_1, \lambda'_2, \dots, \lambda'_k$ — параметры функций распределения количества приобретенных запасных частей потребителями первой, второй, ..., k -ой группы соответственно;

y — количество приобретенных деталей одним потребителем разово.

Тогда функцию плотности смеси вероятностных распределений потребности в запасных частях можно представить в виде:

$$f(x) = \sum_{q=1}^m \left[\prod_{j=1}^k \prod_{i=1}^n p(n_{ij}) \cdot p(S_{ij}) \right]_q, \quad (4)$$

где m — количество всех возможных вариантов наборов значений S_{ij} ;

p_{ij} — вероятность появления только i -го количества потребителей j -ой группы за определенный период времени;

$p(S_{ij})$ — вероятность покупки S деталей i -м потребителем j -ой группы за один раз.

Учитывая, что вероятность появления определенного количества потребителей и приобретения ими определенного количества деталей подчиняется закону Пуассона, можно представить выражение (4) в виде:

$$f(x) = \sum_{q=1}^m \left(\prod_{j=1}^k \prod_{i=1}^n \frac{e^{-\lambda_j} \cdot \lambda_j^{z_j}}{z_j!} \cdot f(S_{ij}) \right)_q, \quad (5)$$

где z_j — количество потребителей j -ой группы;

λ_j — параметр пуассоновского распределения вероятности появления определенного количества потребителей j -ой группы за определенный период времени.

Подробное доказательство формулы (5) было рассмотрено авторами в [1].

Определение значений параметров функции смеси распределения случайных величин спроса происходит следующим образом: задается область допустимых значений для каждого из параметров $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k, \lambda'_1, \lambda'_2, \dots, \lambda'_k$. Последовательным перебором с шагом итераций h в области допустимых значений λ_1 и λ'_1 , принимая $\lambda_2 = 0, \lambda_3 = 0, \dots, \lambda_k = 0, \lambda'_2 = 0, \lambda'_3 = 0, \dots, \lambda'_k = 0$, находятся начальные приближения λ_1 и λ'_1 , при которых отклонение между моделируемым и фактическим распределениями спроса будет минимально. Далее аналогичным образом последовательно находятся приближенные значения остальных параметров. Уменьшая область значений параметров и шаг вдвое, таким образом, чтобы полученные приближенные значения параметров становились серединой новых интервалов; далее уточняются $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k, \lambda'_1, \lambda'_2, \dots, \lambda'_k$ до тех пор, пока отклонение не достигнет заданного значения точности ζ .

Получив необходимые значения параметров функции спроса, методом обратного преобразования из полученной теоретической функции *генерируем случайные значения спроса*, — получаем прогноз потребности в запасных частях.

Далее возникает задача сравнения моделируемых значений потребности и фактических данных спроса. Для этого воспользуемся надежным подходом к сравнению моделируемых значений фактических данных, изложенном в работе [3]. Выбираем m независимых наборов данных о продаже запасных частей и n независимых сгенерированных значений прогноза спроса из функции смеси вероятностных распределений. Пусть X_j будет средним значением наблюдений в наборе данных склада, а Y_j — средним значением в наборе модельных данных. Кроме того, X_j — независимые и одинаково распределенные величины со средним значением $\mu_X = E(X_j)$, а Y_j — независимые и одинаково распределенные величины со средним значением $\mu_Y = E(Y_j)$. Будем сравнивать модель с реальной системой, создав доверительный интервал для $\zeta = \mu_X - \mu_Y$. Причины, по которым создание доверительного интервала для ζ предпочтительнее проверки нулевой гипотезы $H_0 (\mu_X = \mu_Y)$ также приведены в работе [3].

После этого, строится $100(1-\alpha)$ -процентный доверительный интервал для ζ с помощью метода двустороннего t -критерия. Пусть $l(\alpha)$ и $u(\alpha)$ будут соответственно верхней и нижней конечными точками доверительного интервала. Если $0 \in [l(\alpha), u(\alpha)]$, любая наблюдаемая разность не будет статистически значимой на уровне α и может быть объяснена выборочными флуктуациями.

Полученная описанным выше способом теоретическая потребность в запасных частях требует проверки на *согласованность подобранного распределения с эмпирическим*. Для реализации процедуры оценки согласованности подобранного распределения с эмпирическим в автоматическом режиме можно воспользоваться критерием согласия Колмогорова-Смирнова. Проблемой является то, что данные потребности в запасных частях не являются непрерывными случайными величинами, как и их законы распределения. Решением данной проблемы видится в использовании преобразования Смирнова и метода перехода от дискретной функции распределения дискретных величин потребности в запасных частях к непрерывной [4]. Данный метод заключается в том, что имея функцию распределения некоторой дискретной случайной величины $F(x)$, и предположив, что Y_1, Y_2, \dots, Y_n — n независимых реализаций случайной величины, равномерно распределенной на $[0, 1]$.

Так же проверить степень согласованности эмпирических и теоретических распределений по критерию Колмогорова-Смирнова можно воспользовавшись в программе MATLAB оператором «kstest2».

В случае не опровержения гипотезы о согласии на требуемом уровне значимости, из подобранного теоретического распределения генерируются случайные значения величины потребности в запасных частях — *составляется прогноз спроса*. Для тех деталей, к которым невозможно с заданной точностью подобрать теоретическую функцию спроса, можно исполь-

зовать методики прогнозирования с помощью известных методов аппроксимации статистических данных, либо используя эмпирическое распределение спроса.

Результаты исследования. В ходе реализации описанного выше процесса имитационного моделирования функционирования склада запасных частей, были получены зависимости между показателями эффективности управления им: уровнем дефицита и средним размером запаса. На рис. 4 представлены результаты имитационного эксперимента при следующих параметрах системы управления: время выполнения заявки на пополнение запасов $t = 7$ дней, уровень значимости $\alpha = 0,03$. Так как входные данные модели — спрос является величиной стохастической, то выходными данными являются оценки показателей эффективности управления. Сопоставлять заданный предел для этих показателей со средними значениями их оценок было бы не корректно, так как дисперсия может быть весьма значительной. Поэтому под величиной допустимого дефицита или размера запаса будем подразумевать некоторые их значения, которые с определенной вероятностью не будут превышены. С этой целью, для полученных в ходе моделирования значений показателей эффективности управления (дефицита и размера запаса) определяется $(100-2\alpha)$ -процентный доверительный интервал, где α — уровень значимости. Таким образом, при использовании полученных оптимальных значениях параметров системы управления складом, дефицит (или размер запаса) не превысит заданного значения на уровне значимости α .

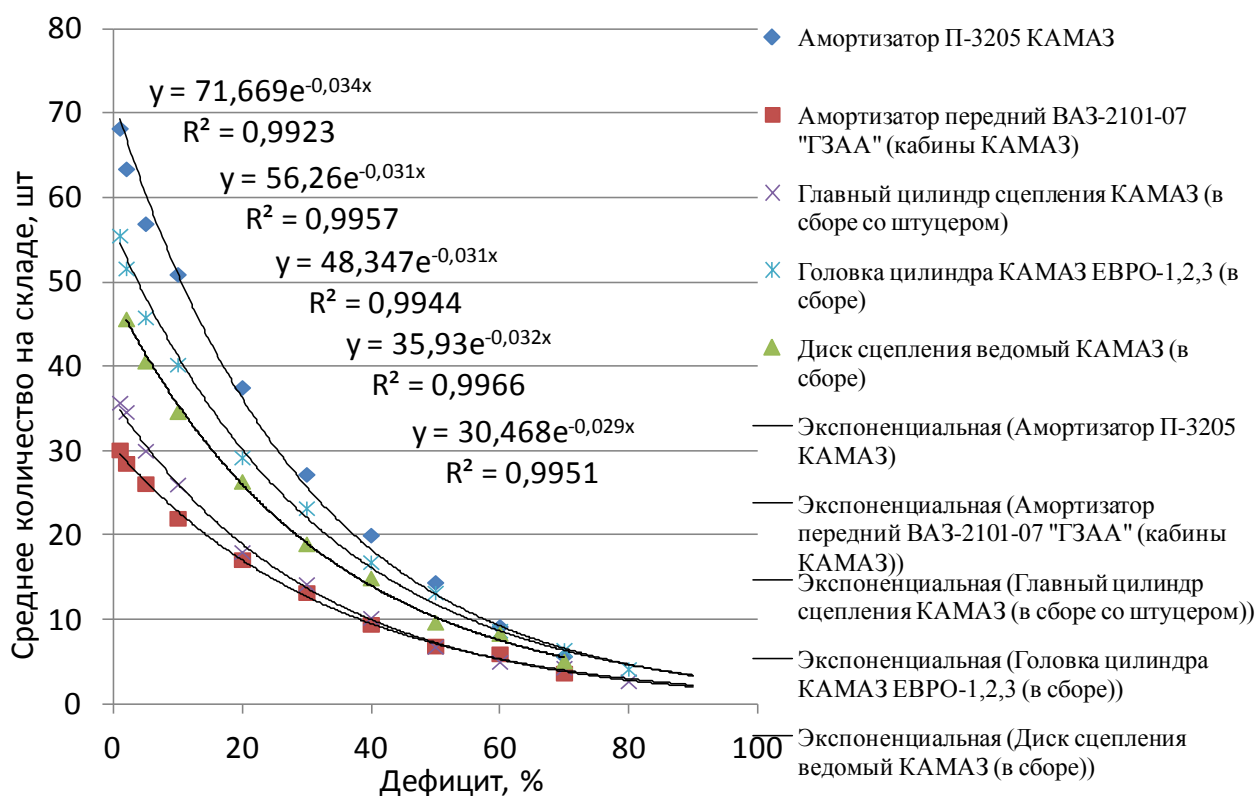


Рис. 4. Графики зависимости между средним складским запасом и дефицитом

Экспериментально была установлена следующая зависимость между средним запасом (n) и дефицитом (d):

$$n = a \cdot \exp(b \cdot d), \quad (6)$$

где a и b — коэффициенты, зависящие от спроса на конкретную деталь и параметров системы управления складом.

При этом, было установлено, что коэффициент b для автомобильных запасных частей в пределах погрешности можно принять как $-0,033$. Коэффициент a представляет собой функцию от среднего значения спроса на запасную часть u , среднеквадратического отклонения спроса σ , времени выполнения заявки на пополнение запасов t и заданного уровня значимости α : $a = f(u, \sigma, t, \alpha)$.

Таким образом, зависимость между средним запасом и дефицитом для автомобильных запасных частей можно представить в виде $n = \exp(-0,033 \cdot d) \cdot 100\%$, если параметры n и d выражены в процентах (как представлено на рис. 4) или в виде $n = \exp(-3,3 \cdot d)$, если n и d выражены в долях.

Пример результатов имитационного моделирования при времени выполнения заявки на пополнение запасов $t = 7$ дней и уровне значимости $\alpha = 0,01$ представлен в таблице 1.

Как видно из табл. 1, при одинаковых значениях t и α , запасные части с примерно равными дисперсиями спроса, имеют коэффициенты a пропорциональные среднему значению спроса u . В тоже время, у запасных частей с примерно равными средними значениями спроса u , значения коэффициента a оказались пропорциональны коэффициенту вариации спроса в квадрате v^2 . Разделив коэффициент a на $(u \cdot v^2)$, получим новый параметр, зависящий лишь от параметров системы управления складом t и α . С целью упрощения использования разработанной методики на практике, предлагается ввести коэффициент $K_{t,\alpha} = a / (u \cdot v^2)$, определяемый по значениям времени выполнения заявки на пополнение запасов t и заданного уровня значимости α . Значения коэффициента $K_{t,\alpha}$, полученные в ходе имитационного эксперимента, приведены в табл. 2.

Иными словами, полученная функциональная зависимость связывает финансовые вложения в склад запасных частей и уровень удовлетворения потребности в них. А вышеизложенная методика позволяет по статистике потребления запасных частей на, получать оценки параметров эффективности управления складом.

Подобрав соответствующий коэффициент $K_{7,0,05} = 3,6$ из табл. 2, по средним значениям продаж в день u и их коэффициентам вариации v , определяем значение параметра a :

$$a = K_{t,\alpha} \cdot u \cdot v^2, \quad (7)$$

Таблица 1

Результаты имитационного эксперимента при времени выполнения заявки
на пополнение запасов $t = 7$ дней и уровне значимости $\alpha = 0,01$

№	Наименование деталей марки КамАЗ	a	b	Среднее значение продаж в день u , шт.	Среднее квадратиче- ское отклонение спроса	Коэффициент вариации спроса v	Коэффициент $K_{t, \alpha} = a/(u \cdot v^2)$
1	Амортизатор П-3205,	70,4	-0,034	1,083	3,972	3,667	4,833
2	Амортизатор передний "ГЗАА" кабины	29,9	-0,029	0,690	2,065	2,992	4,840
3	Болт крепления карданно- го вала переднего моста	352	-0,033	1,073	8,973	8,359	4,693
4	Главный цилиндр сцепле- ния в сборе со штуцером	35,9	-0,032	0,617	2,193	3,555	4,604
5	Головка цилиндра ЕВРО- 1,2,3 в сборе	57	-0,031	0,844	3,227	3,822	4,621
6	Диск сцепления ведомый в сборе	47,8	-0,031	1,156	3,421	2,960	4,720
7	Диск сцепления нажимной с кожухом в сборе	20,2	-0,033	0,483	1,434	2,969	4,743
8	Клапан перепускной ТНВД	108,2	-0,034	1,284	5,352	4,167	4,850
9	Колодка тормозная	87,5	-0,034	0,721	3,631	5,037	4,785

Таблица 2

Значения коэффициента $K_{t, \alpha}$

$\alpha \setminus t$	3 дня	5 дней	7 дней	9 дней	11 дней
0,01	3,5	4,2	4,7	5,4	5,7
0,03	3,0	3,6	4,0	4,6	4,9
0,05	2,7	3,3	3,6	4,1	4,4
0,1	2,5	3,0	3,3	3,8	4,0
0,2	2,1	2,5	2,8	3,2	3,4

Примеры расчета коэффициент a по статистическим данным продаж запасных частей красноярского автомобильного дилера марки КамАЗ представлен в табл. 3.

Методика расчета параметров системы управления складом запасных частей пред-
ставлена на рис. 5. Предположим, необходимо определить с уровнем надежности 95 %, какой

необходим средний запас «Клапанов перепускных ТНВД», что бы их дефицит на складе не превышал 2 %.

Таблица 3

Пример расчета коэффициента a по данным продаж ($t = 7$ дней и $\alpha = 0,01$)

№	Наименование деталей марки КамАЗ	2.01	3.01	4.01	5.01	8.01	9.01	10.01	...	29.12	u	v	a
1	Клапан перепускной ТНВД	0	1	5	0	0	2	0	...	1	1,284	4,167	108,2
2	Муфта выключения сцепления	2	1	1	0	2	0	1	...	1	1,50	3,49	86,2
3	Насос водяной в сборе	0	1	0	2	0	1	0	...	0	0,58	2,66	19,2
4	Распылитель форсунки "ЯЗДА"	0	0	40	0	4	8	10	...	2	6,33	3,78	424,0

Из табл. 2 и 3 по формуле (7) получаем:

$$a = 3,6 \cdot 1,284 \cdot 4,167^2 = 80,3.$$

Тогда, по формуле (6) находим:

$$n = 80,3 \cdot \exp(-0,033 \cdot 2) = 75.$$



Рис. 5. Расчет параметров эффективности системы управления складом автомобильных запасных частей

Проинтегрировав, полученные таким образом значения для каждой позиции хранимых запасных частей и материалов, на всю номенклатуру склада, можно рассчитать стоимость и количество всего складского запаса при заданных параметрах системы.

На практике часто возникает обратная задача — зная финансовые возможности компании, определить для конкретной стоимости запасов минимальный достижимый уровень дефицита. Например, задавшись средним количеством деталей «Насос водяной в сборе» на складе $n = 15$, определим минимальный достижимый уровень дефицита. Допустим, время выполнения заявки на пополнение запасов $t = 9$, а уровень значимости $\alpha = 0,01$. Тогда $K_{9;0,01} = 5,4$, а $a = 5,4 \cdot 0,58 \cdot 2,66^2 = 22,2$.

Далее определим d , выразив его из формулы (6):

$$d = \frac{\ln \frac{n}{a}}{b}. \quad (8)$$

$$d = \frac{\ln \frac{15}{22,2}}{-0,033} = 11,9.$$

Таким образом, можно утверждать с вероятностью 99 %, что имея в среднем на складе 15 «Насосов водяных в сборе» при данных показателях спроса ($u=0,58$, $v=2,66$) и времени выполнения заявки на пополнение запасов 9 дней, минимальный достижимый уровень дефицита составляет 11,9 %.

Выводы. В статье была изложена методика прогнозирования потребности в запасных частях на предприятиях автомобильного транспорта на основе функции смеси вероятностных распределений спроса на них.

Данная методика была использована в имитационной модели склада для выявления новой закономерности между размером запаса и следующих параметров: статистические показатели потребности в запасных частях, типа и месторасположения предприятия, заданный уровень надежности системы снабжения (или уровень значимости) и т. д.

Литература

1. Katargin V.N., Terskikh V.M. Technique of Creating an Automatic Control System to Control Stocks at the Official Automobile Dealers Enterprises. The proceedings of the 17th International Conference Transport Means 2013 contain selected papers from 6 sections: Automotive Transport, Aviation, Defense Technologies, Intellectualized Transport Systems, Railway Transport, Waterborne Transport. October 24—25, 2013. Kaunas University of Technology, Lithuanii. P. 317—321.

2. Айвазян С.А., Бухштабер В.М., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика: Классификации и снижение размерности. М.: Финансы и статистика, 1989. — 607 с.

3. Лоу, А. Имитационное моделирование / А. Лоу, В. Кельтон. — Классика CS. 3-е изд. — СПб.: Питер; Киев: Издательская группа BHV, 2004. — 847 с.: ил.
4. Greenwood, P. E. A Guide to Chi-Squared Testing / P. E. Greenwood, M. S. Nikulin. — John Wiley & Sons, Inc. 1996. — 280 p.
5. Терских, В. М. Оценка показателей эффективности управления складом автомобильного дилера / В.М. Терских, В.Н. Катаргин, А.А. Пьяных, Н.Т. Писаренко // Вестник ИрГТУ. — 2016. — № 2. — С. 115—123.