

Моделирование расхода дублирующей оснастки на авиастроительных предприятиях

Вдовин Владимир Александрович

Канд. экон. наук, доц. каф. управления высокотехнологичными предприятиями
ORCID: 0000-0001-8449-2679, e-mail: doc.doc@mail.ru

Афанасьева Ольга Анатольевна

Канд. экон. наук, доц. каф. управления высокотехнологичными предприятиями
ORCID: 0000-0003-1307-7069, e-mail: oahome@mail.ru

Московский авиационный институт (национальный исследовательский университет), г. Москва, Россия

Аннотация

Для моделирования расхода дублирующей технологической оснастки (далее – ТО) предлагается использовать аппарат многофакторного регрессионного анализа, обеспечивающий формализацию основных закономерностей формирования величины расхода в виде линейных регрессионных зависимостей. Важным отличием предлагаемого подхода к разработке регрессионных моделей является повышенная степень их детализации за счёт использования в качестве независимых переменных количества деталей операций, выполняемых с применением конкретных типоразмеров ТО, что позволяет исключить погрешность расчетов, связанную с наличием в плановом периоде переходящих позиций (партий деталей и сборочных единиц). В результате количественная оценка построенных зависимостей на основе расчёта множественных коэффициентов корреляции, дисперсионного отношения Фишера, коэффициента несоответствия Тейла позволила сделать вывод об их адекватности условиям потребления ТО на авиапредприятии. Для повышения адекватности отображения реальных процессов потребления ТО разработанные модели снабжены механизмом параметрической адаптации. Применение метода наискорейшего спуска дает возможность корректировать параметры регрессии по поступающим данным, учитывая основные тенденции развития моделируемого процесса и предусматривая сглаживание его случайных колебаний.

Ключевые слова

Технологическая оснастка, оценка потребности, вероятностный подход, многофакторный регрессионный анализ, авиастроительное предприятие

Для цитирования: Вдовин В.А., Афанасьева О.А. Моделирование расхода дублирующей оснастки на авиастроительных предприятиях // Вестник университета. 2023. № 5. С. 53–62.

Simulation of duplicate tooling consumption at aircraft manufacturing enterprises

Vladimir A. Vdovin

Cand. Sci. (Econ.), Assoc. Prof. at the Management of High-tech Enterprises Department
ORCID: 0000-0001-8449-2679, e-mail: doc.doc@mail.ru

Olga A. Afanasieva

Cand. Sci. (Econ.), Assoc. Prof. at the Management of High-tech Enterprises Department
ORCID: 0000-0003-1307-7069, e-mail: oahome@mail.ru

Moscow Aviation Institute (National Research University), Moscow, Russia

Abstract

To simulate the consumption of duplicate technological tooling (hereinafter referred to as TT), it is proposed to use the apparatus of multivariate regression analysis, which provides the main patterns formalization of consumption formation value in the form of linear regression dependencies. An important difference of the proposed approach to the development of regression models is an increased degree of detail due to the use of the number of detail operations performed using specific TT sizes as independent variables, which makes it possible to eliminate the calculation error associated with the presence of passing positions in the planning period (batches of parts and assembly units). As a result, a quantitative assessment of the constructed dependencies based on the calculation of multiple correlation coefficients, the Fisher dispersion ratio, the Theil's coefficient of irrelevance allowed us to conclude that they are adequate to the conditions of consumption TT at the aviation enterprise. To improve the adequacy of displaying real processes of TT consumption, the developed models are equipped with a parametric adaptation mechanism. The use of the steepest descent method makes it possible to adjust the regression parameters based on incoming data, taking into account the main trends in the development of the simulated process and providing for smoothing its random fluctuations.

Keywords

Technological equipment, demand assessment, probabilistic approach, multivariate regression analysis, aircraft manufacturing enterprise

For citation: Vdovin V.A., Afanasieva O.A. (2023) Simulation of duplicate tooling consumption at aircraft manufacturing enterprises. *Vestnik universiteta*, no. 5, pp. 53–62.



ВВЕДЕНИЕ

Задача определения величины расхода дублирующей оснастки в условиях мелкосерийного и опытного производств, характерных для предприятий авиационной отрасли, требует учета закономерностей и особенностей процесса ее потребления, которые проявляются в высокой взаимосвязи уровня расхода с программой изготовления объектов-потребителей оснастки, вероятностном характере отклонений в процессе ее расходования. Данное требование реализуется наиболее полно в случае, если удастся установить в аналитическом виде зависимость между величиной расхода (функцией) и размерами плановых заданий по изготовлению соответствующих объектов-потребителей оснастки (независимыми переменными). При этом вероятностный характер потребления оснастки предопределяет необходимость установления таких взаимосвязей в форме статистических моделей, формализующих основные закономерности формирования величины расхода оснастки при выполнении производственной программы цехами авиапредприятия с учетом случайных отклонений.

МАТЕМАТИЧЕСКИЙ АППАРАТ ДЛЯ МОДЕЛИРОВАНИЯ РАСХОДА ОСНАСТКИ

Решение поставленной задачи может быть получено на основе применения факторно-статистических методов прогнозирования [1; 2]. Однородность выборки, определяемая стабильной применяемостью специальной оснастки и отсутствие автокорреляции остатков, подтверждаемое экспериментально, позволяют воспользоваться для моделирования расхода аппаратом многофакторного регрессионного анализа [3].

Вместе с тем следует отметить, что круг объектов моделирования в условиях мелкосерийного и опытного производств, характерных для многих предприятий авиационной отрасли, ограничивается дублирующей оснасткой, так как обеспечение высокой степени корреляции между функцией и переменными, а также необходимой точности расчетов требует наличия достаточной для выполнения анализа статистической базы. Минимально необходимое количество наблюдений, как доказывает практика, может быть получено только для дублеров, то есть оснастки, используемой на заводе в течение длительного периода [4].

Кроме того, как отмечено экспертами, качество моделей и, соответственно, точность расчетов могут быть существенно улучшены за счет повышения степени детализации независимых переменных при моделировании расхода оснастки [5]. Для этого следует учитывать наличие переходящих (по интервалам планирования) партий деталей и сборочных единиц, для изготовления которых используется оснастка, путём выбора в качестве независимых переменных моделей соответствующих деталям операций, попадающих в границы планового периода.

Стандартный математический аппарат, применяемый при моделировании расхода дублирующей оснастки, представлен в научной работе Н.И. Савостьяновой, Н.М. Федоровой [6]. Количественный (на основе статистических показателей и критериев их оценки) и качественный (логический) анализы полученных результатов позволяют провести оценку достоверности моделей и решить таким образом, вопрос об их адекватности. В настоящей работе для количественного анализа использованы рассчитываемые для моделей статистические показатели R , $\sigma_{\text{ост}}^2$, $\hat{\epsilon}$ и критерии их оценки, а также значения F -критерия, который служит для оценки адекватности модели.

АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ МОДЕЛИРОВАНИЯ ВЕЛИЧИНЫ РАСХОДА ОСНАСТКИ

Разработка и оценка параметров регрессионных зависимостей реализована на ПК с использованием специального программного обеспечения [7]. Фрагмент результатов расчетов, статистические показатели и критерии их оценки для моделей, построенных по подгруппе оснастки, которая выбрана для эксперимента на реальных данных, представлены в табл. 1.

На основании полученных данных можно с вероятностью 0,95 утверждать, что коэффициенты множественной корреляции значимы для построенных математических моделей и результаты удовлетворяют условию адекватности по F -критерию для всех рассматриваемых типоразмеров оснастки.

Следует обратить внимание на высокие значения средней ошибки аппроксимации. Приведенные в таблице значения $\hat{\epsilon}$ попадают в диапазон от 21,3 до 39,8 %. Однако, необходимо учитывать, что по одному и тому же типоразмеру оснастки динамика расхода велика (до нескольких сотен единиц), поэтому оценка по значению $\hat{\epsilon}$ дает несколько искажённое представление о точности аппроксимации и адекватности модели.

**Математические модели для расчёта величины расхода оснастки (по подгруппе 6168)
на производственную программу цеха и значения статистических показателей моделей**

| Типоразмер оснастки | Применяемость (код детали/операций) | Математическая модель | Значения статистических показателей | | | | | | | | |
|------------------------|---|--|-------------------------------------|----------------|----------------|------------------|------|------|----------------|------|------|
| | | | R | t _R | t _T | g _{ост} | ξ | F | F _T | U | U* |
| 6168-0732 | X ₁ : 130313002200-012 | $\tilde{Y} = 4,552 + 0,045x_1 + 0,092x_2$ | 0,97 | 20,4 | 2,08 | 3,63 | 26,6 | 19,4 | 2,18 | 0,13 | 0,21 |
| | X ₂ : 200101000642-008 | | | | | | | | | | |
| 6168-0794 | X ₁ : 210104001355-023 | $\tilde{Y} = 2,12 + 0,213x_1$ | 0,84 | 7,02 | 2,12 | 4,14 | 22,6 | 7,3 | 2,51 | 0,15 | 0,31 |
| 6168-0803 | X ₁ : 157412000100-019 | $\tilde{Y} = 0,876 + 0,087x_1$ | 0,86 | 13,6 | 2,07 | 5,22 | 31,4 | 11,9 | 2,7 | 0,22 | 0,29 |
| 6168-0809 | X ₁ : 130601000500-018 X ₂ : 04003001147-041 | $\tilde{Y} = 0,32 + 0,07x_1 + 0,19x_2$ | 0,71 | 4,01 | 2,14 | 1,78 | 39,8 | 5,69 | 2,6 | 0,2 | 0,37 |
| 6168-0811 | X ₁ : 206313044400-066 X ₂ : 206421000903-027 X ₃ : 206421000905-023 | $\tilde{Y} = 1,061 + 0,042x_1 + 0,013x_2 + 0,017x_3$ | 0,92 | 15,3 | 1,96 | 3,12 | 11,3 | 10,6 | 2,29 | 0,25 | 0,41 |
| 6168-0823 | X ₁ : 110201003116-009 | $\tilde{Y} = 2,544 + 0,11x_1$ | 0,88 | 22,3 | 1,98 | 6,34 | 22,7 | 12,5 | 2,26 | 0,18 | 0,31 |
| 6168-0897 | X ₁ : 230032016200-032 | $\tilde{Y} = 3,008 + 0,08x_1 + 0,003x_2$ | 0,83 | 14,6 | 2,01 | 6,11 | 21,9 | 9,7 | 2,15 | 0,21 | 0,44 |
| | X ₂ : 240032314400-041 | | | | | | | | | | |
| 6168-1272 | X ₁ : 126510000100-017 | $\tilde{Y} = 0,63 + 0,046x_1 + 0,006x_2 + 0,009x_3$ | 0,93 | 8,46 | 2,19 | 0,62 | 21,3 | 5,43 | 2,38 | 0,29 | 0,58 |
| | X ₂ : 210403002100-022 | | | | | | | | | | |
| | X ₃ : 210403002103-028 | | | | | | | | | | |
| 6168-1287 | X ₁ : 152301000014-006 | $\tilde{Y} = 1,224 + 0,048x_1$ | 0,86 | 16,4 | 1,98 | 7,21 | 24,5 | 11,3 | 2,14 | 0,18 | 0,36 |

Составлено авторами по материалам исследования

Более точную количественную оценку позволяют дать показатели, используемые в статистическом прогнозировании, такие как коэффициент несоответствия (U) и «ужесточенный» коэффициент несоответствия (U^*) [8].

Значение коэффициента $U = 0$ достигается при $\hat{Y}_i = Y_i$, для \forall_i то есть в случае совершенного прогнозирования. $U = 1$, когда прогноз по модели приводит к той же среднеквадратической ошибке, что и экстраполяция неизменности приростов ($Y_i - Y_{i-1} = Y_{i-1} - Y_{i-2}$). $U > 1$, когда прогноз по модели дает худшие результаты, чем экстраполяция неизменности. Данные табл. 1 свидетельствуют о близости коэффициента несоответствия нулю. В проведенных экспериментальных расчетах значения U колеблются в пределах 0,136...0,290. Что касается значений U^* , то они показывают, что применение построенных моделей позволяет снизить среднеквадратическую ошибку расчета на величину от 42 % до 79 % против средней квадратической ошибки, возникающей при использовании средней величины фактического расхода оснастки в качестве ожидаемого значения расхода оснастки.

Таким образом, количественная оценка моделей планирования расхода оснастки с помощью статистических показателей позволяет сделать вывод об их адекватности условиям расходования оснастки данных типоразмеров в цехе. Как следовало ожидать, во всех построенных моделях коэффициенты регрессии при независимых переменных, характеризующих величину заданий по обработке объектов-потребителей оснастки, имеют положительное значение. Они интерпретируются как операционные нормы расхода соответствующего типоразмера, то есть предлагаемые модели соответствуют экономической сущности решаемой задачи.

ПАРАМЕТРИЧЕСКАЯ АДАПТАЦИЯ МОДЕЛЕЙ МЕТОДОМ НАИСКОРЕЙШЕГО СПУСКА

Расчет расхода оснастки по моделям, построенным в результате использования многофакторного регрессионного анализа, осуществляется путем непосредственной подстановки в уравнения регрессии величин, характеризующих размеры задания по выполнению соответствующих деталей операций по позициям плановой номенклатуры основных цехов. Значения факторов-аргументов моделей определяются выражением (1):

$$X_{i\tau} = \sum_{\varphi} X_{\varphi, g_{\beta}\tau} + \sum_{\varphi} X_{\varphi, g_{\beta}\tau}^H + \sum_{\varphi} X_{\varphi, g_{\beta}\tau}^K, \quad (1)$$

где $X_{\varphi, g_{\beta}\tau}$ – размер φ -й партии i -й детали, для выполнения g -й операции, по которой используется β -я оснастка, плановые сроки изготовления которой принадлежат плановому периоду τ ;

$X_{\varphi, g_{\beta}\tau}^H$ – размер φ -й партии i -й детали, переходящей на начало планового периода τ , по которой не поступило учетных данных о выполнении g_{β} -й операции;

$X_{\varphi, g_{\beta}\tau}^K$ – размер φ -й партии i -й детали, переходящей на начало $(\tau + 1)$ -го периода, для которой плановый срок выполнения g_{β} -й операции принадлежит плановому периоду τ .

Параметры моделей определения расхода оснастки, построенных на основе регрессионного анализа, отражают количественную взаимосвязь независимых переменных с исследуемой величиной. В реальных условиях степень взаимодействия переменных не остается неизменной, как не остается неизменной и среда, то есть совокупность организационно-технических условий производства. В связи с этим регрессия с постоянными параметрами может быть использована для получения краткосрочных прогнозов только на ограниченном интервале времени, прилегающем к интервалу ретроспективных значений, на основе которых проводилось моделирование.

Обновление параметров модели путем циклического повторения процедуры моделирования весьма сложно и трудоемко в связи с большими объемами вычисления при формировании регрессионной модели. Поэтому предлагается использовать способ адаптации параметров, основанный на минимизации суммы квадратов отклонений с применением метода наискорейшего спуска [9]. Причем следует отметить, что такое использование для получения начального приближения построенных заранее многофакторных моделей позволяет улучшить сходимость оценок параметров моделей к истинным значениям параметров.

Многофакторная регрессионная модель отражает связь ряда расхода Y с рядами $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$. При этом оценка фактического значения $Y_{t+\tau}$ получена как взвешенная сумма следующего вида (2):

$$\hat{Y}_t(t) = a_{1t} \cdot X_{1t} + \dots + a_{nt} \cdot X_{nt} = \sum_{i=1}^n a_{it} \cdot X_{it}; \quad \tau \geq 0 \quad (2)$$

При $\tau = 1$ решается задача анализа эволюции коэффициентов множественной регрессии и прогнозирования на один шаг вперед на основе текущей информации.

Сравнение оценки $\hat{Y}_\tau(t)$ с фактическим значением расхода $Y_{t+\tau}$ позволяет вычислить ошибку прогноза (3):

$$e_{t+\tau} = Y_{t+\tau} - \hat{Y}_\tau(t) = Y_{t+\tau} - \sum_{i=1}^n a_{it} \cdot X_{it} \quad (3)$$

На основе полученных данных производится корректировка весов (параметров регрессии – a_{it}) с использованием метода наискорейшего спуска. Сущность метода состоит в выборе начальной точки, характеризуемой координатами a_{it} на поверхности регрессии и в последующем передвижении к нижней точке поверхности с применением итеративной процедуры. Для этого требуется вычислять в каждой точке поверхности вектор, указывающий направление движения. Тогда можно будет корректировать параметры таким образом, что новые показатели веса будут представлять точку, которая ближе к оптимальному набору параметров по сравнению с исходными параметрами.

Корректировка осуществляется в этом случае по правилу (4):

$$A_c = A_u - k \cdot \text{grad}(e_{t+\tau}^2), \quad (4)$$

где A_u – вектор исходных параметров регрессии; A_c – вектор скорректированных параметров регрессии; k – коэффициент, определяющий скорость движения в направлении, обратном градиенту функции $e_{t+\tau}^2$; $\text{grad}(e_{t+\tau}^2)$ – вектор, градиент функции $e_{t+\tau}^2$.

Элементы градиента могут быть найдены путем использования выражения для частных производных по исходным параметрам регрессии (5):

$$\frac{\partial^2}{\partial a_{it}} = 2 \frac{\partial e_{t+\tau}}{\partial a_{it}} = -2e_{t+\tau} \cdot X_{it} \quad (5)$$

В целом градиент равен (6):

$$\text{grad}(e_{t+\tau}^2) = -2e_{t+\tau} \cdot X_t, \quad (6)$$

где X_t – вектор независимых переменных модели.

Тогда адаптация параметров с использованием полученных выражений определяется следующим правилом (7):

$$A_c = A_u + 2k \cdot e_{t+\tau} \cdot X_t \quad (7)$$

Значение коэффициента k , характеризующего скорость движения в направлении, обратном градиенту, устанавливается путем повторения прогноза из точки t с шагом τ , но уже с новым значением коэффициентов A_c . Новое значение ошибки (8):

$$e_{t+\tau}^H = Y_{t+\tau} - \sum_{i=1}^N [a_{(c)it} + 2ke_{(c)t+\tau} \cdot X_{it}] \cdot X_{it} = e_{(c)t+\tau} \cdot (1 - 2k \sum_{i=1}^N X_{it}^2), \quad (8)$$

где $e_{(c)t+\tau}$ – ошибка прогноза, полученная при старых весах A_c .

Если представить, что $k = \alpha / 2k \sum_{i=1}^N X_{it}^2$, тогда $e_{t+\tau}^H = e_{(c)t+\tau} \cdot (1 - \alpha)$,

где α – параметр адаптации и при $0 < \alpha < 2$ получим $|e_{t+\tau}^H| < |e_{(c)t+\tau}|$.

Параметр адаптации α определяет реакцию модели на полученную текущую ошибку и корректирует параметры множественной регрессии так, чтобы уменьшить ошибку на величину $(1 - |1 - \alpha|) \cdot 100\%$. Параметр адаптации α для данной модели принимается постоянной величиной, а коэффициент k изменяется во времени. Оптимальное значение α устанавливается методом проб и ошибок, то есть в процессе «обучения» модели.

Для включения в уравнение множественной регрессии свободного члена a_0 необходимо дополнить независимые переменные модели, вводя ещё один ряд X_{0t} , заданный в виде единиц.

Используемый способ адаптации параметров позволяет определить направление, характер эволюции взаимосвязей величины расхода оснастки с независимыми переменными модели и получить прогнозы, лучше отражающие текущее состояние процесса.

ОСОБЕННОСТИ ПРИМЕНЕНИЯ РЕГРЕССИОННЫХ МОДЕЛЕЙ ДЛЯ ОЦЕНКИ ПОТРЕБНОСТИ ПРОИЗВОДСТВА В ОСНАСТКЕ

Разработанные с помощью регрессионного анализа модели представляют собой детерминированные зависимости. Однако, на практике фактические значения расхода оснастки отклоняются от расчетных ввиду воздействия неучтенных в модели факторов и случайных возмущений. В связи с этим модель можно представить в следующем виде (9):

$$Y_k = \tilde{Y}_k + \xi_e, \quad (9)$$

где \tilde{Y}_k – детерминированная составляющая, величина которой определяется регрессионными моделями; ξ_e – случайная компонента, характеризующая отклонение величины расхода оснастки от значения, рассчитанного по модели.

Наличие в модели случайной компоненты делает совпадение расчетных значений величины расхода с фактическими маловероятным. В связи с этим целесообразным следует считать задание расхода в виде некоторого диапазона значений, в который величина расхода попадает с достаточной для практики вероятностью. Необходимость вероятностного подхода к формированию показателей, характеризующих величину расхода оснастки, определяется значимостью вариаций расхода относительно расчетных значений, полученных по модели, о чем свидетельствует существенная величина коэффициентов вариации, достигающая по ряду типоразмеров от 30% до 35%.

Вместе с тем, ввиду адекватности моделей, правомерно допустить, что расход оснастки будет подчиняться закономерностям, выявленным по ретроспективным данным и в будущем, что позволяет абстрагироваться от источника неопределенности, связанного с выбором формы связи.

Погрешность, характеризуемая другими источниками неопределенности, может быть отражена в виде доверительного интервала в модели расчета расхода оснастки [10]. С помощью такого интервала точечный расчет преобразуется в интервальный и результаты расчета представляются в виде доверительной зоны (10):

$$\tilde{Y}_k \pm t_{\tau(p)} \cdot \sigma_k, \quad (10)$$

где σ_k – среднее квадратическое отклонение фактического расхода k -ой оснастки относительно расчетных данных, определяющее величину доверительного интервала многофакторной линейной модели для выбранного значения доверительной вероятности p ; $t_{\tau(p)}$ – табличное значение t -критерия Стьюдента для выбранного значения доверительной вероятности; \tilde{Y}_k – точечный прогноз расхода k -ой оснастки, полученный по модели.

Определение граничных значений диапазона расходного фонда оснастки основывается на использовании приведенной ранее модели расчета (11, 12):

$$\hat{Y}_k^{\max} = \tilde{Y}_k + t_{\tau(p)} \cdot \sigma_k \quad (11)$$

$$\hat{Y}_k^{\min} = \tilde{Y}_k - t_{\tau(p)} \cdot \sigma_k \quad (12)$$

Выбирая табличные значения $t_{\tau(p)}$ для доверительной вероятности $p = 0,997$, получим искомые границы доверительного интервала ($\pm 3\sigma$ при нормальном распределении ошибок), гарантирующие практическую достоверность попадания в него фактической величины расхода оснастки. Однако, данные значения вряд ли можно рассматривать в качестве основы для установления допустимых границ величины расходного фонда оснастки в плановом периоде. Это можно объяснить следующим образом. С одной стороны, если уровень обеспеченности будет соответствовать нижней границе доверительного интервала, то гарантируется лишь 0,0015 вероятность удовлетворения фактического расхода. С другой стороны, приближение к верхнему пороговому значению вероятности требует значительного увеличения

доверительного интервала и, следовательно, затрат ресурсов для относительно небольшого повышения надежности. Учитывая, что установление доверительной вероятности свыше 0,99 целесообразно лишь для ситуаций, риск в которых абсолютно недопустим, для экономических расчетов рекомендуется использование доверительных вероятностей в пределах значений $p = 0,8...0,95$, обеспечивающих достижение поставленных целей со средним и малым риском соответственно [11].

В практических условиях работы авиационных предприятий установление верхней допустимой границы плановой величины расхода, ориентированной на малый риск, можно рассматривать как достаточную, поскольку вероятность удовлетворения реальной потребности на заданную производственную программу в этом случае составляет 0,975, то есть не более, чем в 2,5% случаев сохраняется возможность возникновения дефицита оснастки.

Вместе с тем, в качестве альтернатив при установлении нижней допустимой границы величины расхода оснастки следует проанализировать следующие возможные варианты:

- а) $\tilde{Y}_k < \hat{Y}_k^{min} < \hat{Y}_k^{max}$ – нижняя граница плановой величины расхода оснастки не превышает максимального уровня, но больше оценки величины расхода по регрессионной модели;
- б) $\hat{Y}_k^{min} = \tilde{Y}_k$ – нижняя граница величины расхода устанавливается в размере его ожидаемого значения;
- в) $\hat{Y}_k^{min} < \tilde{Y}_k$ – нижняя граница величины расхода меньше ожидаемого уровня.

Вариант «а» нельзя рассматривать как допустимый, поскольку он не предусматривает ориентации цехов на прогрессивные, наиболее полно соответствующие условиям показатели расхода оснастки, нацеленные на вскрытие резервов экономии данного вида ресурсов. Наиболее жесткие требования к решению этой задачи предъявляет вариант «в». Однако снижение минимальной вероятности безотказного обеспечения производства оснасткой в этом случае приводит к формированию так называемых «азартных» решений, что чревато возникновением частых срывов в обслуживании. В связи с этим наиболее целесообразным следует признать формирование нижней границы расхода оснастки на основе результатов прогноза по нормативной зависимости, то есть вариант «б». Результаты прогноза представляют собой оценку среднего значения зависимой переменной при заданных параметрах производственной программы, которая, как правило, характеризует наиболее вероятный уровень расхода оснастки, адекватно отображая процессы потребления данного вида ресурсов в цехах завода.

На основании вышеизложенного можно утверждать, что плановое значение величины расхода оснастки при выполнении конкретной производственной программы следует устанавливать в пределах (13):

$$\tilde{Y}_k \leq Y_k^n \leq \tilde{Y}_k + t_{\tau(p=0,95)} \cdot \sigma_k \quad (13)$$

Стоит отметить, что приведенные рассуждения справедливы и при прогнозировании величины расхода новой оснастки, комплекс моделей для оценки которой представлен в научной работе авторов настоящей статьи [12].

Специфика расчета доверительного интервала расхода новой оснастки определяется особенностями моделей, построенных на основе прогнозирования не абсолютных, а косвенных показателей величины расхода, а также методами, заложенными в основу моделей. Поскольку прогноз в этом случае определяется для коэффициента расхода оснастки, то величина доверительного интервала определяется в первую очередь для данного косвенного показателя, а затем на его основе устанавливаются доверительные границы для расчетной величины расхода оснастки в натуральном выражении. То есть в общем случае для прогнозирования по статистическим моделям интервальный прогноз имеет следующий вид (14):

$$\tilde{K}_{kjt+\tau} \pm t_{\tau(p)} \cdot \sigma_{\tilde{K}_{kjt}}, \quad (14)$$

где $\tilde{K}_{kjt+\tau}$ – точечная прогнозная оценка коэффициента расхода; $\sigma_{\tilde{K}_{kjt+\tau}}$ – среднее квадратическое отклонение фактической величины коэффициента расхода от расчетного значения.

Доверительные интервалы для прогнозных оценок коэффициентов расхода оснастки позволяют установить и доверительные границы ожидаемого значения величины расхода оснастки, которое будет принадлежать интервалу, определяемому следующим неравенством (15):

$$Y_{kjt+\tau}^H \cdot (\tilde{K}_{kjt+\tau} - t_{\tau(p)} \cdot \sigma_{\tilde{k}_{kj}}) \leq \tilde{Y}_{kjt+\tau} \leq Y_{kjt+\tau}^H \cdot (\tilde{K}_{kjt+\tau} + t_{\tau(p)} \cdot \sigma_{\tilde{k}_{kj}}) \quad (15)$$

Опираясь на сформулированные выше положения, на основе точечной и интервальной оценки прогноза может быть определен диапазон допустимых значений величины расхода новой оснастки, границы которого устанавливаются в пределах (16):

$$Y_{kjt+\tau}^H \cdot \tilde{K}_{kjt+\tau} \leq \tilde{Y}_{kjt+\tau} \leq Y_{kjt+\tau}^H \cdot (\tilde{K}_{kjt+\tau} + t_{\tau(p=0,95)} \cdot \sigma_{\tilde{k}_{kj}}) \quad (16)$$

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Соответствие уровня запасов оснастки в цехах полученному диапазону позволяет обеспечить обслуживание производственного процесса оснасткой с приемлемой для практики вероятностью. Кроме того, наличие статистических характеристик распределения случайных отклонений, полученных в процессе формирования модели, создает необходимые условия для вероятностной оценки реального уровня обеспеченности производственной программы оснасткой. Являясь сопоставимой оценкой уровня обеспеченности ресурсами данного вида различных цехов-потребителей, такая оценка в совокупности с натуральными значениями показателей позволяет повысить обоснованность решений по управлению запасами и по эффективному использованию ограниченных мощностей инструментального производства на авиационном заводе. Маневрирование всеми ресурсами инструментального хозяйства на данной основе позволяет добиться их рационального распределения, нацеленного на достижение требуемого уровня обеспеченности оснасткой подразделений предприятия при снижении трудозатрат на производство оснастки, а также потерь от перебоев в обслуживании или наличия излишков оснастки в инструментально-раздаточных кладовых цехов основного производства.

Библиографический список

1. Агарков А.П., Аникин Б.А. *Эффективная организация и управление инструментальным хозяйством предприятия*. М.: ИНФРА-М; 2019. 127 с.
2. Лазарев А.Ю., Лисицин В.Н., Трушин Н.Н. Принципы эффективного управления инструментальным обеспечением станочного парка машиностроительного предприятия. *Известия ТулГУ. Технические науки*. 2022; 6: 215–223 с.
3. Крылов Е.Г. *Автоматизация подготовки инструментального оснащения обрабатывающего оборудования с ЧПУ: монография*. Волгоград: Изд-во ВолГТУ; 2018. 140 с.
4. Капитанова О.В. *Прогнозирование социально-экономических процессов: учебно-методическое пособие*. Нижний Новгород: Изд-во Нижегородский госуниверситет; 2016. 74 с.
5. Демин С.С., Вдовин В.А., Оганов В.А., Олейникова М.В. Экономико-математический подход к обеспечению технологической оснасткой наукоемкого авиастроительного производства. *Научный вестник ГосНИИ ГА*. 2019; 29: 75–85 с.
6. Савостьянова Н.И., Федорова Н.М. *Математический анализ для инженеров и экономистов*. М.: Изд-во Факториал; 2018. 504 с.
7. Кульков А.В. *NovInfo*. Реализация регрессионного анализа в различных компьютерных программах. <https://novainfo.ru/article/14534> (дата обращения: 20.02.2023).
8. Горлач Б., Шахов В. *Математическое моделирование. Построение моделей и численная реализация: учебное пособие*. М.: Лань; 2022. 292 с.
9. Садовникова Н., Шмойлова Р. *Анализ временных рядов и прогнозирование*. М.: Изд-во Университета «Синергия»; 2016. 152 с.
10. Найденова Л.И. *Разработка и принятие управленческих решений: учебное пособие*. Пенза: Изд-во ПГУ; 2020. 56 с.
11. Ширяев А.Н. *Вероятностно-статистические методы в теории принятия решений: учебное пособие*. М.: МЦНМО; 2014. 144 с.
12. Вдовин В.А., Афанасьева О.А. Адаптивно-селективная модель прогнозирования расхода новой оснастки при производстве высокотехнологичной продукции. *Инновации и инвестиции*. 2022; 1: 116–121 с.

References

1. Agarkov A.P., Anikin B.A. *Effective organization and management of the tool economy enterprise*. Moscow: INFRA-M; 2019. (In Russian).
2. Lazarev A.Yu., Lisitsin V.N., Trushin N.N. Principles of effective management of tooling support machine park machine-building enterprise. *Proceedings of Tula State University. Technical Sciences*. 2022; 6: 215–223 pp. (In Russian).
3. Krylov E.G. *Automation of tooling preparation of machining equipment with CNC: monograph*. Volgograd: VolGTU Publ. House; 2018. (In Russian)

4. Kapitanova O.V. *Forecasting socio-economic processes: textbook*. Nizhny Novgorod: Nizhny Novgorod State University Publ. House; 2016. (In Russian).
5. Demin S.S., Vdovin V.A., Oganov V.A., Oleinikova M.V. Economic and mathematical approach to providing technological tooling for high-tech aircraft production. *Nauchnyi vestnik GosNII GA*. 2019; 29: 75–85 pp. (In Russian).
6. Savostyanova N.I., Fedorova N.M. *Mathematical analysis for engineers and economists*. Moscow: Factorial Publ. House; 2018. (In Russian).
7. Kulkov A.V. *NovaInfo*. Implementation of regression analysis in various computer programs. <https://novainfo.ru/article/14534> (accessed 20.02.2023). (In Russian).
8. Gorlach B., Shakhov V. *Mathematical modeling. Model construction and numerical implementation: textbook*. Moscow: Lan' Publ. House; 2022. (In Russian).
9. Sadovnikova N., Shmoylova R. *Time series analysis and forecasting*. Moscow: Synergy University Publ. House; 2016. (In Russian).
10. Naidenova L.I. *Development and adoption of management decisions: textbook*. Penza: PSU Publ. House; 2020. (In Russian).
11. Shiryaev A.N. *Probabilistic-statistical methods in the theory of decision-making*. Moscow: MTsNMO Publ. House; 2014. (In Russian).
12. Vdovin V.A., Afanasyeva O.A. Adaptive-selective model of forecasting the consumption of new tooling in the production of high-tech products. *Innovations and investments*. 2022; 1: 116–121 pp. (In Russian).