

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ВЕЛИЧИНЫ СТРАХОВОГО ЗАПАСА ДЕТАЛЕЙ МЕТОДАМИ СТАТИСТИЧЕСКИХ ИСПЫТАНИЙ

А. Т. БАРТКУС

(Вильнюс)

В условиях дискретного производства можно четко различить две ступени производства: изготовление отдельных элементов (деталей) изделия и сборку.

Потребность в деталях для сборки и других нужд в определенной степени можно считать заранее заданной. Поэтому при известной величине оптимальной партии выпуска N_0 можно определить плановое время выпуска партий.

Однако в силу ряда обстоятельств, определенная партия деталей может быть выпущена как раньше, так и позже намеченного по плану срока. Причиной, влияющими на отклонение фактической даты выпуска от плановой, являются выходы из строя инструментов труда, отсутствие рабочих, материалов, необходимость максимальной загрузки рабочих мест и т. д. Таким образом, фактическая продолжительность цикла производства является величиной случайной. Закон распределения длительности производства партии деталей обозначим через $F(\tau)$, причем можно считать, что математическое ожидание $\bar{\tau}$ равняется плановой продолжительности цикла производства деталей T_d .

Потери от окончательного брака (недостачи) в процентном отношении к запущенной партии, обусловленные множеством причин, тоже подчиняются определенному закону распределения вероятностей $F(\rho)$. Если математическое ожидание брака обозначено через $\bar{\rho}$, то для компенсации потерь от брака должна быть принята партия запуска $N_{\text{зап}} = N_0(1 + \bar{\rho})$, либо увеличена дневная потребность f_n на $f_n \bar{\rho}$.

Допустим, что исходя из функции потребления и заданной $N_{\text{зап}}$ были запланированы сроки выпуска партий $t_1, t_2, \dots, t_i, \dots$. В условиях серийного характера производства, как правило, $T_d > t_i - t_{i-1}$, поэтому каждая последующая партия запускается в производство без информации о том, на какой интервал времени обеспечит сборку предыдущая партия. Так как величины ρ и τ при выпуске конкретной партии могут принимать произвольные значения, подчиненные законам распределения $F(\rho)$ и $F(\tau)$, то для обеспечения сборки с вероятностью p необходимо иметь страховой запас деталей.

Первая партия будет выпущена в срок $t_1 + \tau_1 - \bar{\tau}$ величины $N_0(1 + \bar{\rho}) \cdot (1 - \rho_1)$ и обеспечит производство на интервал времени

$$T_1 = \frac{N_0(1 + \bar{\rho})(1 - \rho_1)}{f_n}.$$

Этот интервал отличается от интервала $t_2 - t_1 = N_0/f_n$. Следовательно, ко времени t_2 образуется запас (нехватка) $N_0(1 + \bar{\rho})(1 - \rho_1) - N_0 = N_0(\rho - \rho_1 - \rho_1 \bar{\rho})$.

Этот запас с вероятностью p должен быть больше дополнительного потребления, вызванного возможной задержкой в выпуске второй партии. Вторая партия будет выпущена ко времени $t_2 + \tau_2 - \bar{\tau}$. Следовательно, запас к моменту выпуска второй партии $C_2 = N_0(\bar{\rho} - \rho_1 - \rho_1\bar{\rho}) - (\tau_2 - \bar{\tau})f_n$, в натуральном выражении.

Выпуск двух партий обеспечивает производство на интервале

$$T_2 = \frac{N_0}{f_n} [(1 + \bar{\rho})(1 - \rho_1) + (1 + \bar{\rho})(1 - \rho_2)] = \frac{N_0}{f_n} (1 + \bar{\rho})(2 - \rho_1 - \rho_2).$$

Так как третья партия будет выпущена к сроку $t_3 + \tau_3 - \bar{\tau}$, то общая потребность в деталях к этому сроку составит $2N_0 + f_n(\tau_3 - \bar{\tau})$, а запас (нехватка) к моменту выпуска третьей партии $C_3 = N_0(1 + \bar{\rho})(2 - \rho_1 - \rho_2) - 2N_0 - (\tau_3 - \bar{\tau})f_n = N_0[2\bar{\rho} - (1 + \bar{\rho})(\rho_1 + \rho_2)] - (\tau_3 - \bar{\tau})f_n$. К моменту выпуска m -й партии запас в деталях

$$c_m = N_0 \left[(m-1)\bar{\rho} - (1 + \bar{\rho}) \sum_{i=1}^{m-1} \rho_i \right] - (\tau_m - \bar{\tau})f_n. \quad (1)$$

Величина запаса C_m является случайной, подчиненной определенному закону распределения $F(c)$. Методом статистических испытаний (в случае независимости величин ρ и τ) по (1) всегда можно найти такое количество значений C_m , которое достаточно для определения $F(c)$ с заданной точностью. При заданной вероятности обеспечения бесперебойности сборки $\bar{p}$ уровень страхового запаса $C_{\text{сбп}} = C^* - \bar{C}$, где C^* определяется из $F(c)$ по $P(c \leq C^*) = p$.

Очевидно, на производстве в случае угрозы срыва обеспечения сборки будут приняты оперативные меры, направленные на ускорение выпуска данной партии деталей, связанные с увеличением себестоимости как данных деталей, так и других. Поэтому с экономической точки зрения более целесообразно определить величину страхового запаса, исходя именно из этих соображений. Однако прогнозирование зависимости возрастания себестоимости от ускорения производства отдельной партии практически не представляется возможным.

Законы распределения $F(\rho)$ и $F(\tau)$ должны быть определены для всей номенклатуры деталей, в том числе и для новых. Поскольку для последних никаких статистических данных нет, то $F(\rho)$ и $F(\tau)$ для них должны быть взяты по аналогии.

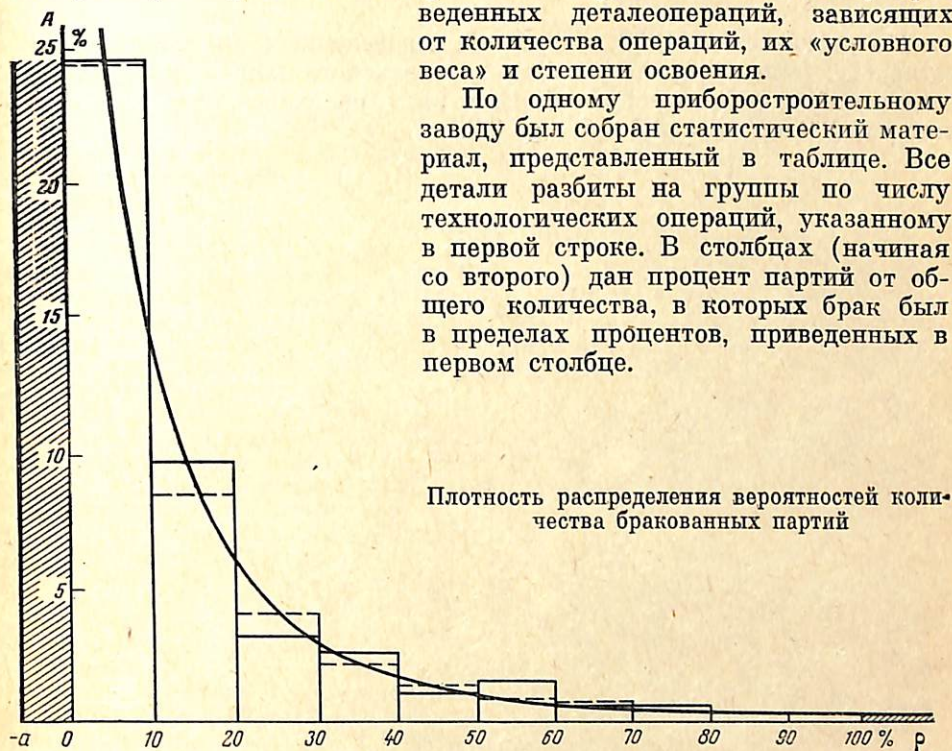
Таблица

Брак, в %	Количество операций											
	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
0	15,6	76,5	74,8	68,7	55,1	56,4	52,1	36,8	35,7	45,0	35,4	
0—10	12,4	14,3	15,7	17,8	19,8	24,6	26,9	32,3	35,7	37,5	32,3	
10—20	0,5	4,0	2,3	3,6	7,9	9,7	8,2	13,4	14,3	7,5	9,7	
20—30	0,5	1,6	2,3	5,0	5,8	3,1	4,4	10,9	5,4	2,5	6,5	
30—40	0,5	1,6	3,4	2,1	2,9	2,6	2,3	1,1	7,1	5,0	3,2	
40—50		0,8	0,6	2,1	2,9	1,0	2,8	3,3	1,8	2,5	9,7	
50—60	0,5	0,4		0,7	1,0	1,5	2,8	1,1			3,2	
60—70		0,4	0,5		1,9	0,6						
70—80			0,4		1,9	0,5	0,5	1,1				
80—90		0,4			0,8							

Естественно ожидать, что процент брака зависит от сложности технологии и от степени освоения производства данной детали. Сложность технологии, в свою очередь, прямо пропорциональна количеству операций, причем каждая операция может характеризоваться своим «условным весом» — коэффициентом, зависящим от конкретного рабочего места. Таким образом, все детали можно разбить на группы по количеству при-

веденных деталяеопераций, зависящих от количества операций, их «условного веса» и степени освоения.

По одному приборостроительному заводу был собран статистический материал, представленный в таблице. Все детали разбиты на группы по числу технологических операций, указанному в первой строке. В столбцах (начиная со второго) дан процент партий от общего количества, в которых брак был в пределах процентов, приведенных в первом столбце.



После сглаживания статистических данных по методу наименьших квадратов оказалось, что плотность распределения процента брака достаточно хорошо (по критерию χ^2 вероятность $p = 0,55 \div 0,9$) отображается логарифмически нормальным законом распределения

$$f(p) = \frac{1}{(p+a)\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{[\ln(p+a)-\mu]^2}{2\sigma^2}},$$

причем вероятность того, что в партии брака не будет

$$p(0) = \int_{-a}^0 f(p) dp,$$

а вероятность полной забраковки партии

$$p(100) = \int_{100}^{\infty} f(p) dp.$$

Кривая плотности распределения окончательного брака для девяти операций ($a = 7,38$; $\mu = 1,79$; $\sigma = 1,21$; $\bar{p} = 6,9$) вместе со статистической гистограммой представлена на рисунке. Пунктиром показана вероятность брака, подсчитанная по кривой плотности. Вероятности в точках 0

и 100 пропорциональны заштрихованным областям, лежащим соответственно справа и слева от указанных точек.

Определить $F(\tau)$ не удалось, так как при существующей системе оперативно-календарного планирования t_i определяется весьма приближенно, вследствие чего практически имеются большие отклонения от плановых дат выпуска партий деталей. По этой причине в (1) принято, что $\tau_m = \bar{\tau}$.

По результатам 1000 испытаний, проведенных по упрощенной формуле (1), была определена величина страхового запаса для детали, производимой за девять операций. При этом оказалось, что $C_{\text{спр}} = 1,7$ No при $p = 0,9$ и $C_{\text{спр}} = 1,5$ при $p = 0,8$.

Поступила в редакцию
12 V 1968