

в центрах не более 0,01 мм; радиальное биение по наружному и среднему диаметрам резьбы, а также хвостовику до 0,005 мм.

Постоянные условия опыта: резьбу нарезают методом самозатягивания метчика; скорость резания равнялась 10 м/мин; смазывающе-охлаждающая жидкость — керосин; длина нарезаемых отверстий 25 мм; смещение и перекос осей нарезаемых отверстий относительно оси вращения шпинделя станка не более 0,015 мм; податливость в радиальном направлении на конце метчика, закрепленного в жестком патроне — 0,005 мм/Н, радиальное биение метчика не более 0,01 мм.

Меньшие отклонения формы среднего цилиндра резьбы, нарезанной метчиками типа Б, можно объяснить более устойчивым положением этих метчиков в отверстии. Метчики типа А опираются на поверхности нарезаемой резьбы боковыми режущими кромками с задним углом около 20°, в то время как метчики Б имеют развитые незатылованные по профилю опорные площадки. В связи с этим они меньше смещаются в радиальном и осевом направлениях под действием внутренних и внешних сил.

СОЖ является масштабным фактором. Если она хорошо проникает в зону резания и уменьшает трение на округленных участках боковых опорных режущих кромок, то уменьшается резание этими кромками под действием осевых и радиальных сил. СОЖ оказывает стабилизирующее воздействие на поведение метчика. Разбивание резьбы по среднему диаметру и отклонения формы среднего цилиндра соответственно уменьшаются. Поэтому в условиях опыта меньшие отклонения формы среднего цилиндра резьбы получены в случае использования менее вязких, хорошо проникающих в зону резания 5%-ной эмульсии из эмульсона Э-2 (Б) и керосина.

Влияние скорости резания и радиального биения метчика типа Б статистически незначимо.

Таким образом, для повышения точности формы резьбовых поверхностей целесообразно уменьшать радиальное биение жестко закрепленного метчика и использовать СОЖ с хорошей смазывающей способностью в конкретных условиях применения.

УДК 658.562.00

Э.Н.ГОНЧАРОВ, канд. техн. наук,
М.М.КАНЕ, канд. техн. наук (БПИ),
О.В.КОНДИН (ЗИЛ)

ИССЛЕДОВАНИЕ ОПТИМАЛЬНЫХ ПЛАНОВ СТАТИСТИЧЕСКОГО ПРИЕМОЧНОГО КОНТРОЛЯ ПРИМЕНИТЕЛЬНО К УСЛОВИЯМ ОПЕРАЦИОННОГО КОНТРОЛЯ

Для построения экономически оптимальных планов статистического приемочного контроля (СПК) необходимо определить характер распределения числа дефектных изделий в партиях продукции D и структуру затрат. Реальное распределение можно аппроксимировать смесью биномиальных:

$$F(D) = \sum_{i=1}^k b_i C_N^D q_i^D (1 - q_i)^{N-D}, \quad \sum_{i=1}^k b_i = 1,$$

где q_i — параметр биномиального распределения; N — объем партии.

Что касается структуры затрат, то она определяется местом операционного контроля в производственном процессе. В связи с этим рассмотрим две ситуации. Первая предполагает, что технологический процесс принципиально обеспечивает выпуск продукции с уровнем дефектности, не превышающим требования, записанные в нормативно-технической документации. Эта ситуация характерна для установившегося стабильного технологического процесса изготовления продукции. При этом $k = 1$ и параметр биномиального распределения $q \leq q_0$, где q_0 — средний допустимый уровень дефектности в партиях продукции. В этом случае ущерб от приемки дефектных изделий в составе принятых партий не может превысить лимитированного требованиями ($c_2 N q_0$, где c_2 — ущерб от приемки одной дефектной единицы продукции). Тогда варьирование вероятностью приемки партии с целью регулирования ущерба от приемки дефектных изделий теряет практический смысл, так как контроль здесь должен носить профилактический характер с целью выявления и бракования редких партий, изготовленных при разлаженном технологическом процессе. Главной задачей планирования контроля становится ограничение ущерба от случайного бракования хороших партий. В такой постановке задача была сформулирована А.Н.Колмогоровым, развита Ю.К.Беляевым и нашла свое решение в виде системы экономических планов.

Вторая ситуация характеризуется невозможностью технологического обеспечения требуемого уровня дефектности.

При этом задача ставится следующим образом. Проводится одноступенчатый статистический приемочный контроль. Если число дефектных изделий d в выборке объема n не превысит приемочного числа C , партия принимается, в противном случае партия подвергается разбраковке.

Пусть исходное распределение числа дефектных изделий в партиях — биномиальное.

Затраты на контроль изделий выборки $c_1 n$, где c_1 — стоимость контроля единицы продукции. При приемке партии с числом дефектных единиц D производство несет убытки от использования в дальнейшем производстве дефектной продукции, которые равны $c_2 (D - d)$. Учитывая биномиальное распределение D , средние суммарные затраты, отнесенные к $c_2 N q$,

$$E' = (1 - \chi) \sum_{d=0}^c C_n^d q^d (1 - q)^{n-d} + \chi, \quad (1)$$

$$\text{где } \chi = \frac{c_1}{c_2 q}.$$

Поскольку зависимость $\sum_{d=0}^c C_n^d q^d (1 - q)^{n-d}$ монотонная по n (изменяется от 1 при $n = 0$ и стремится к нулю при увеличении n), функция E' минимума не имеет. Следовательно, в рассмотренной постановке экономически оптимальных планов статистического приемочного контроля не существует. Однако можно указать вытекающее из выражения (1) рациональное решение: при $\chi < 1$ наименьшее значение относительные затраты принимают при $n = N$,

так как в этом случае $\sum_{d=0}^C C_n^d q^d (1-q)^{n-d} = \min$. При $\chi > 1$ наименьшее значение функция E' принимает при $n = 0$. Из сказанного вытекает целесообразность в случае $q \leq c_1/c_2$ отказаться от контроля партий, в случае $q > c_1/c_2$ — прибегнуть к разбраковке партии, т. е. к сплошному контролю.

Смесь биномиальных распределений характерна для второй ситуации. Если партия по результатам контроля выборки принимается, суммарные затраты определяются стоимостью контроля выборки $c_1 n$ и убытками от приемки дефектных изделий $c_2 (D - d)$. Если партия по результатам контроля бракуется, то издержки равны $c_1 N$. Средние относительные затраты

$$E' = \sum_{i=1}^k b_i P_{d_i} (a_i - \chi') + \chi', \quad (3)$$

где $\chi' = \frac{c_1}{c_2 q}$, $q = \sum_{i=1}^k b_i q_i$, $a_i = \frac{q_i}{q}$, $P_{d_i} = \sum_{d=0}^C C_n^d q_i^d (1 - q_i)^{n-d}$.

При всех $a_i > \chi'$ экономически выгоднее подвергать партии разбраковке; при всех $a_i \leq \chi'$ экономически целесообразно отказаться от контроля партий. Таким образом, экономически оптимальные планы возможны только тогда, когда для одной части q_i справедливы неравенства $a_i > \chi'$, а для другой $a_i < \chi'$.

Анализ результатов расчетов параметров экономически оптимальных планов на ЭВМ для $k = 2$ показал, что минимальные затраты на контроль достигаются при обеспечении планом контроля вероятности приемки партии первой совокупности, равной единице, а вероятности приемки партии второй совокупности — равной нулю. Однако при этом ясно, что выполнение указанных условий соответствует $n = N$ (при ограниченном C).

Экономически выгодно организовать статистический приемочный контроль таким образом, чтобы все партии, изготовленные при нормальном технологическом процессе, принимались, а все партии, изготовленные в условиях разлаженного производства, браковались. Однако такое решение приводит нас к повышению трудоемкости контроля. С другой стороны, из приведенных результатов видно, что при увеличении приемочного числа функция E' меняется все медленнее — в большинстве случаев при $C > 3$ убывание E' столь незначительно, что представляется нецелесообразным стремиться к использованию планов с большими приемочными числами.

Степень разлаженности технологического процесса в условиях серийного и массового производства следует оценивать с помощью показателей, рекомендуемых в ГОСТах 16.467—70 и 16.304—74, по методике, предложенной в ГОСТе 16.305—74. В условиях единичного и мелкосерийного производства необходимо учитывать также рекомендации ГОСТа 16.306—74.

Для уменьшения трудоемкости процесса разбраковки изделий целесообразно в условиях массового производства использовать контрольные автоматы, а в условиях серийного — измерительный инструмент с цифровой индикацией.