

8

Министерство  
высшего и среднего специального образования РСФСР  
ВСЕСОЮЗНЫЙ ЗАОЧНЫЙ МАШИНОСТРОИТЕЛЬНЫЙ  
ИНСТИТУТ

---

Э. В. Мысловский, К. Б. Лукин

**СТАТИСТИЧЕСКИЙ КОНТРОЛЬ  
КАЧЕСТВА СБОРКИ РЭА**

Учебное пособие

Москва—1982



МИНИСТЕРСТВО ВЫСШЕГО И СРЕДНЕГО СПЕЦИАЛЬНОГО ОБРАЗОВАНИЯ РСФСР

---

ВСЕСОЮЗНЫЙ ЗАОЧНЫЙ МАШИНОСТРОИТЕЛЬНЫЙ ИНСТИТУТ

---

Э.В. МЫСЛОВСКИЙ, К.Б. ЛУКИН

СТАТИСТИЧЕСКИЙ КОНТРОЛЬ КАЧЕСТВА СБОРКИ

РЭА

Учебное пособие.

МОСКВА 1982 г.



Утверждено редакционно-издательским советом  
Всесоюзного заочного машиностроительного  
института

" " \_\_\_\_\_ 1982 г.

#### А Н Н О Т А Ц И Я

Учебное пособие рассматривает вопросы, связанные с входным операционным и приемочным контролем при проектировании технологических процессов сборки радиоэлектронной аппаратуры. Пособие может быть использовано в курсовом и дипломном проектировании студентами специальности 0705, а также может быть полезным инженерным и научным работникам занимающимся вопросами проектирования технологических процессов сборки РЭА.

Редактор: профессор, д.т.н. Е.И. СЕМЕНОВ

Авторы: МЫСЛОВСКИЙ Э.В., ЛУКИН К.Б.

## ВВЕДЕНИЕ

Контроль, осуществляемый в процессе производства, подразделяется на входной, операционный и приемочный [1]. Необходимость и целесообразность введения контроля на данной стадии производства определяются экономичностью и эффективностью контрольных операций. Так как стоимость изделия в процессе производства непрерывно возрастает, то допустимая вероятность брака к концу технологического процесса должна быть минимальна. С целью минимизации затрат на контроль в процессе производства аппаратуры применяют активный статистический и выборочный контроль на низких стадиях производства и сплошной контроль к концу технологического процесса.

Таким образом, необходимо выработать оптимальную методику статистического контроля и максимально автоматизировать и ускорить процесс контроля.

Данное методическое пособие предназначено для разработки операций входного, операционного и приемочного контроля при проектировании технологического процесса РЭА. По результатам контроля анализируются показатели стабильности технологического процесса. Приводятся методики определения точности контролирующих приборов для получения заданной достоверности. Организация выборочного контроля проводится с учетом экономических показателей и вероятностных характеристик.

Основным математическим аппаратом пособия является теория вероятностей и математическая статистика.

Пособие рекомендуется для использования при технологическом курсовом и дипломном проектировании и является дополнением к разделу "Контроль качества сборки РЭА" [8].

## 1. ОРГАНИЗАЦИЯ КОНТРОЛЯ В ТЕХНОЛОГИЧЕСКОМ ПРОЦЕССЕ

Контроль, осуществляемый в процессе производства, подразделяется на входной, операционный и приемочный [1]. При входном контроле детальной проверке не должен превышать предусмотренного в ТУ на покупку заданного объема приемо-сдаточных испытаний. Операционный заключается в контроле продукции во время выполнения или после завершения определенной производственной операции. Наиболее частым представляется контроль только тех операций, при выполнении которых могут возникнуть дефекты, не выявляемые на последующих операциях или при приемочном контроле. Приемочный контроль — это контроль готовой продукции, при котором принимается решение о ее пригодности.

Контроль может быть сплошным и выборочным. При сплошном контроле решение о качестве контролируемого изделия принимается по результатам проверки каждого экземпляра изделия. При выборочном контроле решение о качестве контролируемой партии изделий принимается по результатам проверки одной или нескольких выборок из этой партии.

В ходе технологического процесса возникает систематические случайные производственные погрешности параметров РЭА. Систематические погрешности приводят к смещению математического ожидания  $M\{X\}$  параметра  $X$ . Появление случайных погрешностей режимов технологического процесса, материалов сверх допустимых приводит к изменению дисперсии  $\sigma^2\{X\}$ . При отсутствии таких случайных и систематических погрешностей технологический процесс характеризуется стабильным  $z$ .

Основная цель, преследуемая введением методов математической статистики для контроля качества РЭА, — это своевременная отбраковка негодных изделий. Вследствие особенностей конструкции РЭА — наличие радиодеталей с изменяемой величиной (параметров переменных резисторов, конденсаторов, индуктивностей), а также вследствие возможности замены негодных радиодеталей и сборочных единиц (микросхем) в готовой конструкции на годные одновременно с контролем выполняют технологические операции настройки или подгонки. Их проводят согласно технологическим операционным картам настройки или подгонки, добиваясь требуемой точности выходных параметров РЭА.

Если после настройки или подгонки, параметры РЭА не удовлетворяют

заданной точности, принимается решение о браке РЭА.

Большинство конструкций РЭА ремонтпригодно, поэтому после контроля, настройки, подгонки негодная РЭА поступает на технологическую операцию диагностики, целью которой является установление причины брака. По результатам диагностики проводят ремонт бракованных изделий, а также коррекцию технологического процесса изготовления и сборки с целью уменьшения или полного устранения брака РЭА. Таким образом контроль является составной частью общей системы управления качеством РЭА.

Следует отметить, что весь разработанный к настоящему времени математический аппарат, применяемый к оценке качества продукции, основан на предположении, что контролируемые параметры распределены по нормальному закону.

## 2. КОНТРОЛЬ КАЧЕСТВА РЭА С ПОМОЩЬЮ СРЕДНЕГО ЗНАЧЕНИЯ ВЫБОРКИ

Основной предпосылкой применения выборочного метода является возможность судить о характеристиках генеральной совокупности ( $N$  - количество изделий в генеральной совокупности или партии) по отобранной выборке ( $n$  - количество изделий в выборке). Наиболее важным принципом в применении выборочного метода является уверенность в том, что каждый образец в партии, из которой берется выборка имеет равную вероятность попасть в выборку. Если это выполняется, то считается, что выборка является представительной, т.е. обладает статистическими свойствами, характерными для всей рассматриваемой совокупности.

Для оценки точности параметров РЭА с точки зрения воздействия систематической погрешности режимов технологического процесса пользуются средневыборочным значением  $\bar{X}$  контролируемого параметра  $X$ . Нахождение величины  $\bar{X}$  в заданных пределах при измерении нескольких выборок, отобранных из партии изделий и изготовленных в разные отрезки времени, говорит о настроенности технологического процесса. В противном случае существуют систематические погрешности в режимах технологического процесса, например, уменьшение температуры, затупление инструмента, истощение растворов. Это указывает на необходимость поднастройки процесса.

Таким образом, для анализа настроенности технологического процесса необходимо установить границы изменения средневыбороч-



ного значения  $\bar{X}$ , при нахождении в котором можно с вероятностью считать, что  $M\{X\}$  не изменило своего первоначального значения, т.е. технологический процесс производства изделий не нуждается в поднастройке. Математически [3] эта задача формулируется так: требуется построить доверительный интервал  $I_{\beta}^{\bar{X}}$  в котором с заданной доверительной вероятностью  $\beta$  должно находиться средневыворочное  $\bar{X}$ , если  $M\{X\}$  не изменило своего значения.

При решении этой задачи воспользуемся тем, что величина  $X$ :

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (1)$$

представляет собой сумму  $n$  независимых одинаково распределенных случайных величин  $x_i$ . При достаточно большом  $n$  закон распределения случайной величины  $\bar{X}$  близок к нормальному ( $n \geq 100$ ) с параметрами распределения:

$$M\{\bar{X}\} = M\{X\}, \quad \sigma^2\{\bar{X}\} = \sigma^2\{X\} \cdot \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N}\right)^{-1} \quad (2)$$

Найдем такую величину  $\varepsilon_{\beta}$ , для которой

$$P(|\bar{X} - M\{X\}| < \varepsilon_{\beta}) = \beta \quad (3)$$

выражение  $(\bar{X} - M\{X\})$  представляет собой случайную величину, распределенную нормально с параметрами  $M=0$  и дисперсией  $\sigma^2\{\bar{X}\}$ . Вследствие этого:

$$P(|\bar{X} - M\{X\}| < \varepsilon_{\beta}) = 2\Phi^*\left(\frac{\varepsilon_{\beta}}{\sigma\{\bar{X}\}}\right) - 1, \quad (4)$$

где  $\Phi^*(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$  - нормальная единичная функция распределения с параметрами  $M_t = 0$  и  $\sigma_t^2 = 1$ ;  $x = \frac{\varepsilon_{\beta}}{\sigma\{\bar{X}\}}$  - предел интегрирования,  $\varepsilon_{\beta}$  - граница доверительного интервала  $I_{\beta}^{\bar{X}}$ ,  $t$  - переменная интегрирования с диапазоном изменения от  $-\infty$  до  $\frac{\varepsilon_{\beta}}{\sigma\{\bar{X}\}}$ . Из уравнения  $2\Phi^*\left(\frac{\varepsilon_{\beta}}{\sigma\{\bar{X}\}}\right) - 1 = \beta$  находим:

$$\varepsilon_{\beta} = \sigma\{\bar{X}\} \operatorname{arg} \Phi^*\left(\frac{1+\beta}{2}\right), \quad (5)$$

где  $\operatorname{arg} \Phi^*(x)$  - функция, обратная  $\Phi^*(x)$ , т.е. такое значение

аргумента  $\left(\frac{\varepsilon_\beta}{\sigma\{\bar{X}\}}\right)$ , при котором нормальная функция распределения равна  $\frac{1+\beta}{2}$ .

Таким образом, доверительные интервалы найдены:

$$I_\beta^{\bar{X}} = (M\{X\} - \varepsilon_\beta; M\{X\} + \varepsilon_\beta).$$

Чтобы избежать при вычислении  $\varepsilon_\beta$  обратного интегрирования в таблицах функции  $\Phi^*(X)$ , удобно составить специальную таблицу I, где приводятся:

$$z_\beta = \text{arg } \Phi^*\left(\frac{1+\beta}{2}\right). \quad (6)$$

Величина  $z_\beta$  определяет для нормального закона число средних квадратических отклонений, которые нужно отложить вправо и влево от математического ожидания для того, чтобы вероятность попадания в полученный участок была равна  $\beta$ . Используя величину  $z_\beta$ :

$$I_\beta^{\bar{X}} = (M\{X\} - z_\beta \sigma\{\bar{X}\}; M\{X\} + z_\beta \sigma\{\bar{X}\}) \quad (7)$$

Таблица I

$\beta$	$z_\beta$	$\beta$	$z_\beta$	$\beta$	$z_\beta$	$\beta$	$z_\beta$
0,80	1,282	0,86	1,475	0,91	1,694	0,97	2,169
0,81	1,310	0,87	1,513	0,92	1,750	0,98	2,325
0,82	1,340	0,88	1,554	0,93	1,810	0,99	2,576
0,83	1,371	0,89	1,597	0,94	1,880	0,9973	3,000
0,84	1,404	0,90	1,643	0,95	1,960	0,999	3,290
0,85	1,439			0,96	2,053		

Величину  $\beta$  обычно выбирают не менее 0,9, чтобы в найденный доверительный интервал  $I_\beta^{\bar{X}}$ ,  $\bar{X}$  попадало с такой вероятностью, чтобы можно было считать это событие достоверным. Тогда выход  $\bar{X}$  за пределы  $I_\beta^{\bar{X}}$  свидетельствует о смещении математического ожидания относительно первоначального  $M\{X\}$ .

В нашей задаче

$$P(M\{X\} - \varepsilon_\beta \leq \bar{X} \leq M\{X\} + \varepsilon_\beta) = \beta. \quad (8)$$

Если по результатам измерения  $\bar{X}$  неравенство (8) не выполняется, следовательно, нестабильность технологического процесса привела к смещению  $M\{X\}$  и технологический процесс нуждается в поднастройке. Увеличив количество измеряемых изделий в выборке  $n$ , можно уменьшить доверительные границы  $\epsilon_\beta$ .

В случае небольшого количества изделий в выборке, особенно если  $n < 10$ , можно лишь грубо приближенно считать, что  $\bar{X}$  распределено по нормальному закону. Точнее ввести распределение случайной величины  $T$ :

$$T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - M\{X\}}{S\{X\}}, \quad (9)$$

где  $S^2\{X\} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}{n-1}$  - выборочная дисперсия случайной величины  $X$ . Если  $X$  распределена по нормальному закону, то  $T$  распределена по закону Стьюдента. Параметром плотности распределения Стьюдента (число степеней свободы) является количество изделий в выборке ( $n - 1$ ). Умножим левую часть (3) на положительную величину  $\frac{\sqrt{n}}{S\{X\}}$ :

$$P\left(\frac{\sqrt{n}|\bar{X} - M\{X\}|}{S\{X\}} < \frac{\epsilon_\beta \sqrt{n}}{S\{X\}}\right) = \beta. \quad (10)$$

Подставляя (9) в (10), получим:

$$P(|T| < \frac{\epsilon_\beta \sqrt{n}}{S\{X\}}) = \beta.$$

Учитывая, что величина  $T$  распределена по закону Стьюдента, найдем такое значение  $t_\beta$ , чтобы:

$$P(|T| < t_\beta) = \int_{-t_\beta}^{t_\beta} f(t) dt = \beta, \quad (11)$$

где  $f(t)$  - плотность распределения по закону Стьюдента.

Вследствие того, что  $f(t)$  четная функция:

$$P(|T| < t_\beta) = 2 \int_0^{t_\beta} f(t) dt = \beta. \quad (12)$$

В таблице 2 приводятся значения  $t_\beta$  в зависимости от доверительной вероятности  $\beta$  и числа степеней свободы ( $n - 1$ ).

Определив  $t_\beta$  по таблице 2 и полагая

$$E_\beta = t_\beta \frac{S\{X\}}{\sqrt{n}}, \quad (13)$$

найдем половину ширины доверительного интервала  $E_\beta$  и сам интервал

$$I_\beta^{\bar{X}} = \left( M\{X\} - t_\beta \frac{S\{X\}}{\sqrt{n}}; M\{X\} + t_\beta \frac{S\{X\}}{\sqrt{n}} \right). \quad (14)$$

При выходе  $\bar{X}$  за пределы границ (14) необходимо настроить технологический процесс на прежнее  $M\{X\}$  а также проверить, не изменилось ли  $\sigma^2\{X\}$  партии по методике §3.

Таблица 2

$\frac{n-1}{\beta}$	1	9	19	29	60	120	$\infty$
0,8	3,08	1,383	1,328	1,311	1,296	1,289	1,282
0,9	6,31	1,833	1,729	1,699	1,671	1,658	1,645
0,95	12,71	2,26	2,09	2,04	2,00	1,980	1,960
0,98	31,8	2,82	2,54	2,46	2,39	2,36	2,33
0,99	63,7	3,36	2,86	2,76	2,68	2,62	2,58

Если  $M\{X\}$  и  $\sigma^2\{X\}$  партии изделий неизвестны, то по (8,14) можно определить доверительный интервал  $I_\beta^{M\{X\}}$  который с доверительной вероятностью  $\beta$  покрывает неизвестное  $M\{X\}$ :

$$P\left(\bar{X} - \frac{z_\beta S\{X\}}{\sqrt{n}} \leq M\{X\} \leq \bar{X} + \frac{z_\beta S\{X\}}{\sqrt{n}}\right) = \beta, \text{ если } n \geq 100 \quad (15)$$

$$P\left(\bar{X} - t_\beta \frac{S\{X\}}{\sqrt{n}} \leq M\{X\} \leq \bar{X} + t_\beta \frac{S\{X\}}{\sqrt{n}}\right) = \beta, \text{ если } n < 100$$

где  $S\{X\}$  определяется, как в (9).

## 2.1. СРАВНЕНИЕ ОДНОРОДНЫХ СРЕДНИХ ВЫБОРОЧНЫХ ЗНАЧЕНИЙ

Предположим, что на двух технологических участках выпускаются однотипные изделия. Возьмем выборку  $n_1$  с одного участка, а выборку  $n_2$  - с другого. Следует оценить, имеют ли выборочные средние  $\bar{X}_1$  и  $\bar{X}_2$  одно генеральное  $M\{X\}$  или на каждом

участке имеются разные математические ожидания  $M_1\{X\}$  и  $M_2\{X\}$ .

Рассмотрим случай малых выборок  $n < 100$ . Если  $\bar{X}_1$  и  $\bar{X}_2$  имеют общее математическое ожидание  $M\{X\}$ , то функция  $T$  распределена по закону Стьюдента [4] с числом степеней свободы

$$\nu = n_1 + n_2 - 2 \quad T = \frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{S\{\bar{X}_1, \bar{X}_2\}}, \quad (16)$$

где  $S^2\{X_1, X_2\} = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (x_{1i} - \bar{X}_1)^2 + \sum_{i=1}^{n_2} (x_{2i} - \bar{X}_2)^2}{n_1 + n_2 - 2}$ ,  $\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}$  — общая

выборочная дисперсия средневыворочных значений первого процесса с объемом выборки  $n_1$  и второго процесса с объемом выборки  $n_2$ .

Будем считать, что гипотеза  $H$ : математические ожидания  $M_1\{X\}$  и  $M_2\{X\}$  равны между собой и имеют значение  $M\{X\}$  неверна в том случае, если полученная из измерения по одной выборке с каждого участка случайная величина  $T_0$  попадает в область  $K$  распределения Стьюдента, вероятность попадания в которую меньше уровня значимости  $\alpha$  (рис.1).

Обычно  $\alpha < 0,1$ , т.е. соответствует практически недостоверному событию. Если  $T_0 > T_{\text{табл.}}$ , то значит осуществилось событие, которое считалось недостоверным. Это значит, что  $T$  не подчиняется закону Стьюдента, а  $M_1\{X\}$  и  $M_2\{X\}$  не имеют общего  $M\{X\}$ . Гипотеза  $H$  в этом случае отклоняется.

Для вынесения решения о правомерности гипотезы  $H$  по заданному числу степеней свободы  $\nu = n_1 + n_2 - 2$  по таблице 2 определяется интервал  $(-T_{\text{табл.}}; T_{\text{табл.}})$ , вероятность попадания в который случайной величины  $T$  будет  $\beta = (1 - \alpha)$ .

$$P(|T| < T_{\text{табл.}}) = 1 - \alpha \quad (17)$$

Если опытная величина  $T_0$ , измеренная по результатам анализа выборки изделий 1 и 2 участка, будет больше  $T_{\text{табл.}}$ , то принимается решение, что  $M_1\{X\}$  и  $M_2\{X\}$  не имеют общего генерального среднего. Это свидетельствует об изменении технологических режимов одного участка относительно другого и необходимости поднастройки процессов.

Если  $T_0 < T_{\text{табл.}}$ , то оба технологических процесса имеют общее математическое ожидание  $M\{X\}$ . Дополнительно надо проверить,

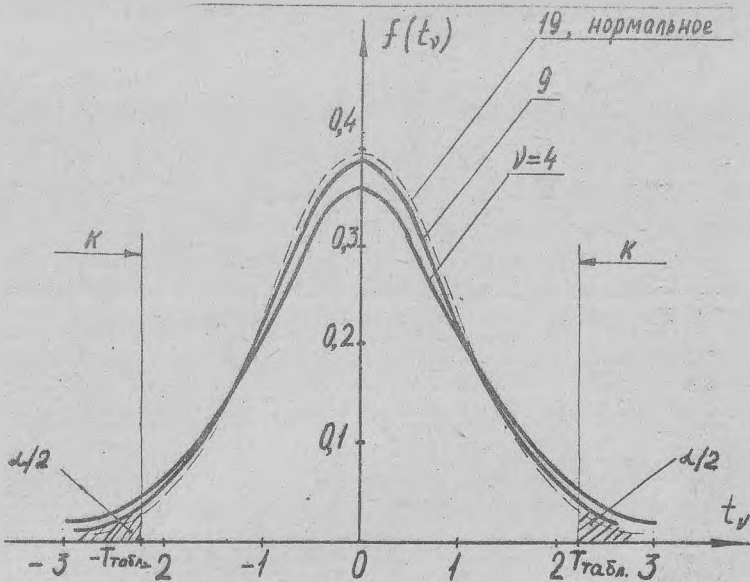


Рис. 1. Распределение Стьюдента.

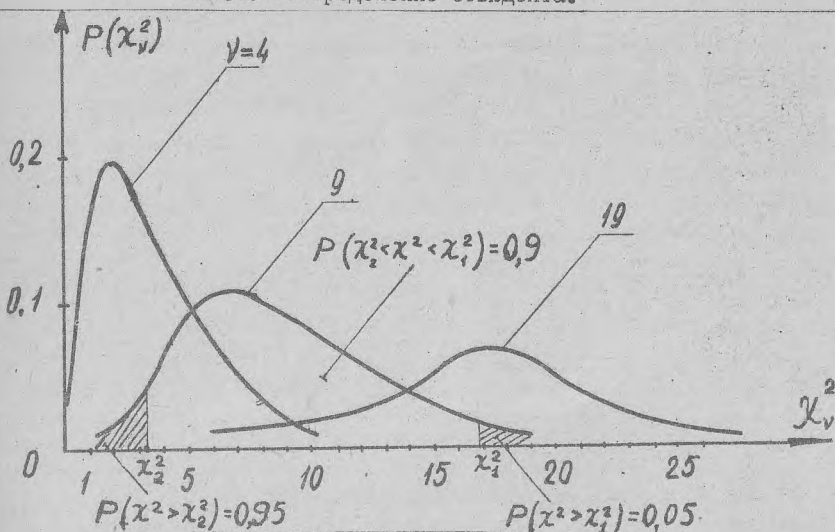


Рис. 2.  $\chi^2$  распределение.

не расстроился ли каждый процесс одновременно в одну сторону (например, в сторону уменьшения  $M\{X\}$  на 1 и 2 участках).

### 3. КОНТРОЛЬ КАЧЕСТВА РЭА С ПОМОЩЬЮ СРЕДНЕКВАДРАТИЧНОГО ОТКЛОНЕНИЯ

Выборочное среднеквадратичное отклонение характеризует устойчивость технологического процесса.

Нахождение выборочного среднеквадратичного отклонения  $S\{X\}$  параметра  $X$  в доверительном интервале  $I_{\beta}^{S\{X\}}$  с вероятностью  $\beta$  говорит об устойчивости технологического процесса.

Величина  $S\{X\}$  измеренная у " $n$ " - изделий из партии может отличаться от  $\sigma\{X\}$  генеральной совокупности (партии изделий), поскольку измерения проводятся на выборке изделий. Следовательно, как и §2 следует установить границы измерения  $S\{X\}$ , при нахождении в которых можно с вероятностью  $\beta$  утверждать, что  $\sigma\{X\}$  не изменило своего значения, т.е. технологический процесс устойчив.

Таким образом

$$P(-E_{\beta} \leq \sigma\{X\} - S\{X\} \leq E_{\beta}) = \beta \quad (18)$$

где  $E_{\beta}$  - граница доверительного интервала.

Значение  $S^2\{X\} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}{n-1}$ , где  $x_i$  - случайная нормально распределенная величина, является случайным и меняется от выборки к выборке. При  $n \geq 100$  можно показать [3], что закон распределения  $S\{X\}$  является нормальным с математическим ожиданием  $\sigma\{X\}$  и среднеквадратичным отклонением

$$\sigma\{S\} = \frac{\sigma\{X\}}{\sqrt{2n}} \quad (19)$$

Аналогично (5)

$$E_{\beta} = \sigma\{S\} \arg \Phi^* \left( \frac{1+\beta}{2} \right) \quad (20)$$

Для определения  $Z_{\beta} = \frac{E_{\beta}}{\sigma\{S\}}$  используется таблица I. Если технологический процесс устойчив, т.е. среднеквадратичное  $\sigma\{X\}$  не изменилось, то выборочное среднеквадратичное  $S\{X\}$

с доверительной вероятностью  $\beta$  должно находиться в интервале

$$I_{\beta}^{S\{X\}} = (\sigma\{X\} - z_{\beta} \sigma\{S\}, \sigma\{X\} + z_{\beta} \sigma\{S\}), \text{ т.е.}$$

$$P(\sigma\{X\} - z_{\beta} \sigma\{S\} \leq S\{X\} \leq \sigma\{X\} + z_{\beta} \sigma\{S\}) \geq \beta. \quad (21)$$

Если количество изделий в выборке  $n < 100$ , то предположение о нормальном распределении  $S\{X\}$  является грубым приближением. В этом случае необходимо использовать распределение  $\chi^2$ .

Доказано [3], что случайная величина

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2\{X\}}{\sigma^2\{X\}} \quad (22)$$

имеет распределение  $\chi^2_{n-1}$  с  $n-1$  степенями свободы (рис.2), если математическим ожиданием  $S^2\{X\}$  является  $\sigma^2\{X\}$ . На рис.2  $P(\chi^2_1)$  - плотность распределения  $\chi^2$ . Вероятность попадания величины  $\chi^2$  в интервал  $I_{\beta}$  равняется

$$P(\chi^2_2 < \chi^2 < \chi^2_1) = \beta. \quad (23)$$

Вероятность выхода  $\chi^2$  за пределы интервала  $(\chi^2_2; \chi^2_1)$  равняется уровню значимости  $\alpha$ , т.е. является недостоверным явлением. Если такое событие произошло, то можно считать, что  $S^2\{X\}$  не имеет математическим ожиданием  $\sigma^2\{X\}$ , а отношение в (22) не распределено по закону  $\chi^2$ .

$$P(\chi^2_2 < \frac{(n-1)S^2\{X\}}{\sigma^2\{X\}} < \chi^2_1) = \beta \quad (24)$$

Выражением (24) можно пользоваться при решении 2<sup>а</sup> задач:

I задача:  $\sigma\{X\}$  известна и необходимо установить, произошло ли увеличение  $\sigma\{X\}$  в силу неустойчивости технологического процесса. Если  $\sigma\{X\}$  увеличилось, то определенное из статистических измерений выборки  $n$  - изделий  $\chi^2_2$  выйдет за пределы либо  $\chi^2_1$  либо  $\chi^2_2$  ( $\chi^2_2 < \chi^2_2$ ). Если  $\sigma\{X\}$  осталось неизменным или даже уменьшилось, то с вероятностью  $\beta$  будет выполняться неравенство:

$$\sigma\{X\} \sqrt{\frac{\chi^2_2}{n-1}} < S\{X\} < \sigma\{X\} \sqrt{\frac{\chi^2_1}{n-1}}. \quad (25)$$



2 задача:  $\sigma\{X\}$  неизвестно и необходимо установить пределы (доверительные интервалы), в которых с вероятностью  $\beta$  будет находиться неизвестное  $\sigma\{X\}$ . Для этого определяется из результатов контроля выборки  $S\{x\}$ . С вероятностью  $\beta$  будет выполняться неравенство:

$$S\{x\} \sqrt{\frac{n-1}{\chi_1^2}} < \sigma\{x\} < S\{x\} \sqrt{\frac{n-1}{\chi_2^2}}. \quad (26)$$

Для решения обеих задач необходимо определение границ доверительного интервала  $\chi_1^2$  и  $\chi_2^2$ . В таблице 3 [3] приведены числа  $\chi_{табл.}^2$  такие, что

$$P(\chi^2 > \chi_{табл.}^2) = p. \quad (27)$$

При решении задач для определения  $\chi_1^2$  величина  $p_1 = \alpha/2$ , а при определении  $\chi_2^2$  величина  $p_2 = 1 - \alpha/2$ , где  $\alpha = 1 - \beta$ . Как правило,  $\beta > 0,8$ .

Таблица 3

$n-1 \backslash p$	0,99	0,98	0,95	0,90	0,10	0,05	0,02	0,01
4	0,297	0,429	0,711	1,064	7,78	9,49	11,67	13,28
9	2,09	2,53	3,32	4,17	14,68	16,92	19,68	21,7
14	4,66	5,37	6,57	7,79	21,1	23,7	26,9	29,1
19	7,63	8,57	10,11	11,65	27,2	30,1	33,7	36,2
24	10,68	11,99	13,85	15,66	33,2	36,4	40,3	43,0
29	14,26	15,57	17,71	19,77	39,1	42,6	46,7	49,6
40			26,7			55,7		
50			35,3			67,6		
60			43,5			79,0		
70			52,0			91,0		
80			60,6			102,0		
90			69,3			112,5		
100			78,0			124,2		
120			98,5			140,0		

## 3.1. СРАВНЕНИЕ ОДНОРОДНЫХ ДИСПЕРСИЙ

Предположим, что на двух технологических участках выпускается однотипное изделие. Возьмем выборку объемом  $n_1$  с 1 участка, а выборку объемом  $n_2$  со 2 участка. Следует оценить, равны ли дисперсии  $\sigma^2\{X_1\}$  и  $\sigma^2\{X_2\}$ , или же технологические процессы на участках имеют различные величины дисперсий параметра выпускаемой продукции. Неравные величины дисперсий свидетельствуют об отличии случайных факторов на каждом из технологических участков, воздействующих на точность выпускаемой продукции.

Если две генеральные совокупности имеют одну общую дисперсию, то отношение выборочных дисперсий имеет распределение Фишера [4] Это справедливо, если случайные величины обеих генеральных совокупностей  $\{X_1\}$  и  $\{X_2\}$  будут иметь нормальное распределение.

Величина

$$F = \frac{S^2\{X_1\}}{S^2\{X_2\}}, \text{ где } S^2\{X_1\} = \frac{1}{n_1-1} \sum_{i=1}^{n_1} (x_{i1} - \bar{X}_1)^2, S^2\{X_2\} = \frac{1}{n_2-1} \sum_{i=1}^{n_2} (x_{i2} - \bar{X}_2)^2, \quad (28)$$

является случайной и распределена по закону Фишера со степенями свободы  $\nu_1 = n_1 - 1$  и  $\nu_2 = n_2 - 1$ , в том случае, если математическим ожиданием  $S^2\{X_1\}$  и  $S^2\{X_2\}$  является общее значение  $\sigma^2$ . Плотность распределения  $f(F)$  изображена на рис.3. Если гипотеза  $H: S^2\{X_1\} = \sigma^2$  и  $S^2\{X_2\} = \sigma^2$  неверна, то величина  $F_0$ , определенная по результатам измерений выборки  $n_1$  - изделий с 1-го участка и  $n_2$  - изделий со 2-го участка, будет находиться в критической области  $K$ , где вероятность нахождения  $F$  равняется  $\alpha/2$ .

Удобно делать  $F > 1$ , т.е.  $S^2\{X_1\} > S^2\{X_2\}$ . В этом случае возможно рассматривать только правую область  $K$ . Если определенная из измерений выборки  $n_1$  и  $n_2$   $F_0 > F_{\text{табл.}}$ , то осуществилось событие, которое считалось недопустимым, поскольку  $P(T_0 > T_{\text{табл.}}) = \alpha/2$ , где  $\alpha$  - уровень значимости. Из этого следует, что распределение  $F$  не подчиняется распределению Фишера по причине различных дисперсий двух генеральных совокупностей или, в нашем случае,  $2^X$  партий изделий с разных технологических участков.

Если  $F_0 < F_{\text{табл.}}$  и кроме того  $F_0 > 1$ , то партии изделий с различных технологических участков имеют одну и ту же дисперсию  $\sigma^2$  с вероятностью  $\beta$ , обычно большей 0,8. Таким образом, для решения вопроса о величине дисперсии изделий с  $2^X$  технологических участков, необходимо сравнение  $F_0$  с  $F_{\text{табл.}}$ .

$F_{\text{табл.}}$  определяется по таблицам распределения Фишера из условия

$$P(F > F_{\text{табл.}}) = \alpha/2, \quad (29)$$

где  $\alpha$  - уровень значимости,  $F > 1$ .

Нужное значение  $F_{\text{табл.}}$  определяется по таблице 4 на пересечении заданных величин степеней свободы  $\nu_1 = n_1 - 1$  и  $\nu_2 = n_2 - 1$  при определенном  $\alpha/2$ .

С помощью распределения Фишера можно сравнивать дисперсии параметров изделий с одного и того же технологического участка, но изготовленных в разные отрезки времени, на основании чего делать вывод об устойчивости технологического процесса во време-

ни.

$\nu_1 = (n_1 - 1)$  - число степеней свободы для большей дисперсии;

$\nu_2 = (n_2 - 1)$  - число степеней свободы для меньшей дисперсии.

Таблица 4

$n_1 - 1$	1	4	9	14	20	50	100	$\infty$
1	18,51	19,25	19,38	19,42	19,44	19,47	19,49	19,50
	98,49	99,25	99,38	99,43	99,45	99,48	99,49	99,50
4	7,71	6,39	6,00	5,87	5,80	5,70	5,66	5,63
	21,20	15,98	14,65	14,24	14,02	13,69	13,57	13,46
9	5,12	3,63	3,18	3,02	2,93	2,80	2,76	2,71
	10,56	6,42	5,35	5,00	4,80	4,51	4,41	4,31
14	4,60	3,11	2,65	2,48	2,39	2,24	2,19	2,13
	8,86	5,03	4,03	3,70	3,51	3,21	3,11	3,00
20	4,35	2,87	2,40	2,23	2,12	1,96	1,90	1,84
	8,10	4,43	3,45	3,13	2,94	2,63	2,53	2,42
50	4,03	2,56	2,07	1,90	1,78	1,60	1,52	1,44
	7,17	3,72	2,78	2,46	2,26	1,94	1,82	1,68
100	3,94	2,46	1,97	1,79	1,68	1,48	1,39	1,28
	6,90	3,51	2,59	2,26	2,06	1,73	1,59	1,43
	3,84	2,37	1,88	1,69	1,57	1,35	1,24	1,00
	6,64	3,32	2,41	2,07	1,87	1,52	1,36	1,00

В каждой строке таблицы верхнее значение относится к величине  $\alpha = 0,1$ , нижнее к  $\alpha = 0,02$ .

#### 4. ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ ВЫХОДА ГОДНЫХ ИЗДЕЛИЙ ПО ЧАСТОТЕ

Предположим, что в партии изделий  $N$  имеется  $M$  годных изделий. Возьмем из этой генеральной совокупности методом случай-

ного отбора выборку объемом  $N$ . Какова будет вероятность  $P$  того, что во взятой нами выборке окажется ровно  $m$  годных изделий?

Общее число случаев, при которых возможно появление  $m$  годных изделий, равно  $C_N^m$  (количество сочетаний из партии  $N$  по  $m$ ). Каждый благоприятный исход — наличие в выборке ровно  $m$  годных изделий может сочетаться с  $n-m$  дефектными изделиями, выбранными всеми возможными методами из партии  $N-M$ , т.е. каждый благоприятный исход необходимо умножить на  $C_{N-m}^{n-m}$ . Тогда общее число благоприятных исходов равно  $C_m^m C_{N-m}^{n-m}$ , а вероятность распределена по гипергеометрическому распределению

$$P_{m,n} = \frac{C_m^m \cdot C_{N-m}^{n-m}}{C_N^n} \quad (30)$$

В случае, если  $n \leq 0,1N$ , гипергеометрическое распределение переходит в биномиальное:

$$P_{m,n} = C_n^m p^m q^{n-m} \quad (31)$$

где  $C_n^m$  — количество сочетаний из  $n$  элементов по  $m$ , т.е. число способов, какими из  $n$  изделий можно выбрать  $m$  годных;  $P_{m,n}$  — вероятность появления  $m$  годных изделий в выборке из  $n$  изделий;  $\bar{P}_{m,n}$  — частота появления  $m$  годных изделий в выборке из  $n$  изделий; вероятность  $P_{m,n}$  является пределом частоты  $\bar{P}_{m,n}$ :

$$P_{m,n} = \lim_{n \rightarrow \infty} \bar{P}_{m,n} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{m}{n}; \quad (32)$$

$Q$  — вероятность брака;  $Q = 1 - P$ .

Произведение (31)  $P^m Q^{n-m}$  определяет вероятность совместного появления " $m$ " годных и " $n-m$ " негодных изделий в выборке объемом " $n$ ". Общее количество таких событий —  $C_n^m$ . Поскольку каждое из событий несовместно друг с другом, вероятность появления одного события —  $m$  годных изделий из выборки  $n$  равно сумме вероятностей  $P^m Q^{n-m}$ , повторенное  $C_n^m$  раз.

На рис. 4 приведена функция биномиального распределения  $F_{m,n}$  для случая  $n = 25$ ;  $P = 0,9$ . Вероятность появления  $m < 21$  и  $m > 24$  равняется 0,1 и такое событие считается недопустимым. Таким образом, с доверительной вероятностью  $\beta = 0,9$  можно считать, что количество годных изделий при испытаниях 25 изделий

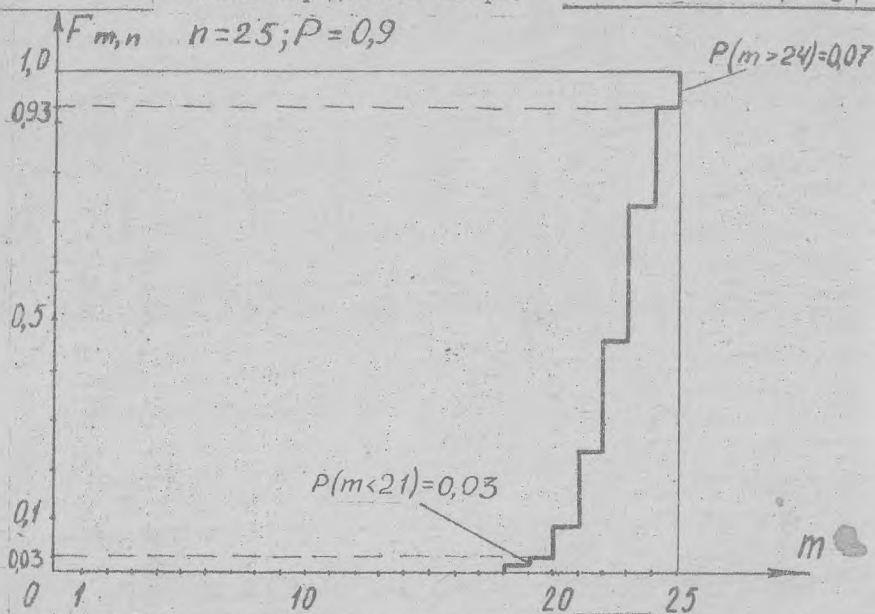
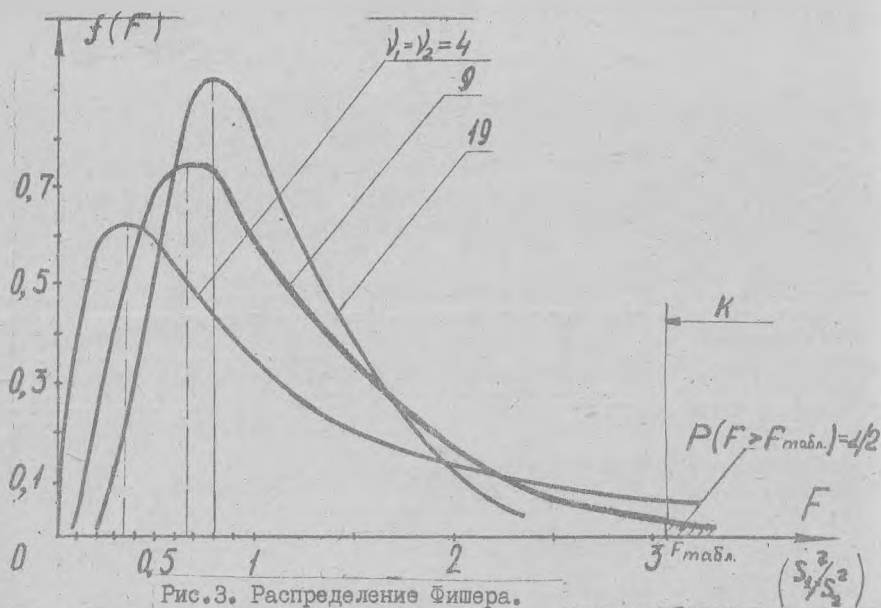


Рис. 4. Биномиальное распределение.

будет находиться в интервале 21-24, если вероятность выхода годных изделий  $P = 0,9$ . Доверительный интервал для частоты

$$I_{\beta}^{\bar{P}} = (\bar{P}_1 = \frac{21}{25} = 0,84; \bar{P}_2 = \frac{24}{25} = 0,96).$$

Если частота  $\bar{P}$  не попадает в этот интервал, следовательно, изменилась вероятность  $P$ . Границы доверительного интервала  $\bar{P}_2 = m/n$  и  $\bar{P}_1 = m_1/n$  можно определить из выражения для вероятностей (30, 31). Верхняя доверительная граница:

$$\sum_{m=m_2+1}^n C_n^m P^m Q^{n-m} \leq \frac{\alpha}{2}. \quad (33)$$

Нижняя доверительная граница определяется из выражения:

$$\sum_{m=0}^{m_1-1} C_n^m P^m Q^{n-m} \leq \frac{\alpha}{2}. \quad (34)$$

На рис.5 приведены графические решения (33, 34) для случая  $\beta = 0,9$  и диапазона объема выборок  $n = 5 - 1000$ . По рис.5, если известна  $P$ , можно определить доверительный интервал  $I_{\beta}^{\bar{P}} (\bar{P}_1; \bar{P}_2)$  для частоты  $\bar{P}$ . Выход за пределы этого доверительного интервала  $\bar{P}$  означает, что вероятность годности изделий изменилась - уменьшилась, если  $\bar{P} < \bar{P}_1$  и увеличилась, если  $\bar{P} > \bar{P}_2$ .

С использованием рис.5 возможно решение обратной задачи: по результатам контроля выборки и полученной  $\bar{P}$  определить доверительный интервал  $I_{\beta}^P (P_1; P_2)$ , который с доверительной вероятностью  $\beta$  покрывает неизвестную  $P$ .

На основании рис.5 для  $\beta = 0,9$  можно определить необходимое  $n$ , чтобы погрешность от замены  $P$  ее точечной оценкой  $\bar{P}$  не была более заданной. Для этого необходимо, чтобы  $I_{\beta}^P (P_1; P_2)$  был менее заданной точности (допуска) на определение  $P$ .

#### 4.1. СЛУЧАЙ ОЧЕНЬ МАЛОЙ ВЕРОЯТНОСТИ БРАКА

Если заведомо известно, что вероятность брака  $Q \leq 0,1$ , а величина выборки  $n \leq 0,1N$ , то можно применять для определения доверительного интервала  $I_{\beta}^Q = (Q_1; Q_2)$  предельный случай биномиального распределения при  $Q \rightarrow 0$  - закон Пуассона:

$$Q_{dn} = \frac{\alpha^d}{d!} e^{-\alpha} \quad (35)$$

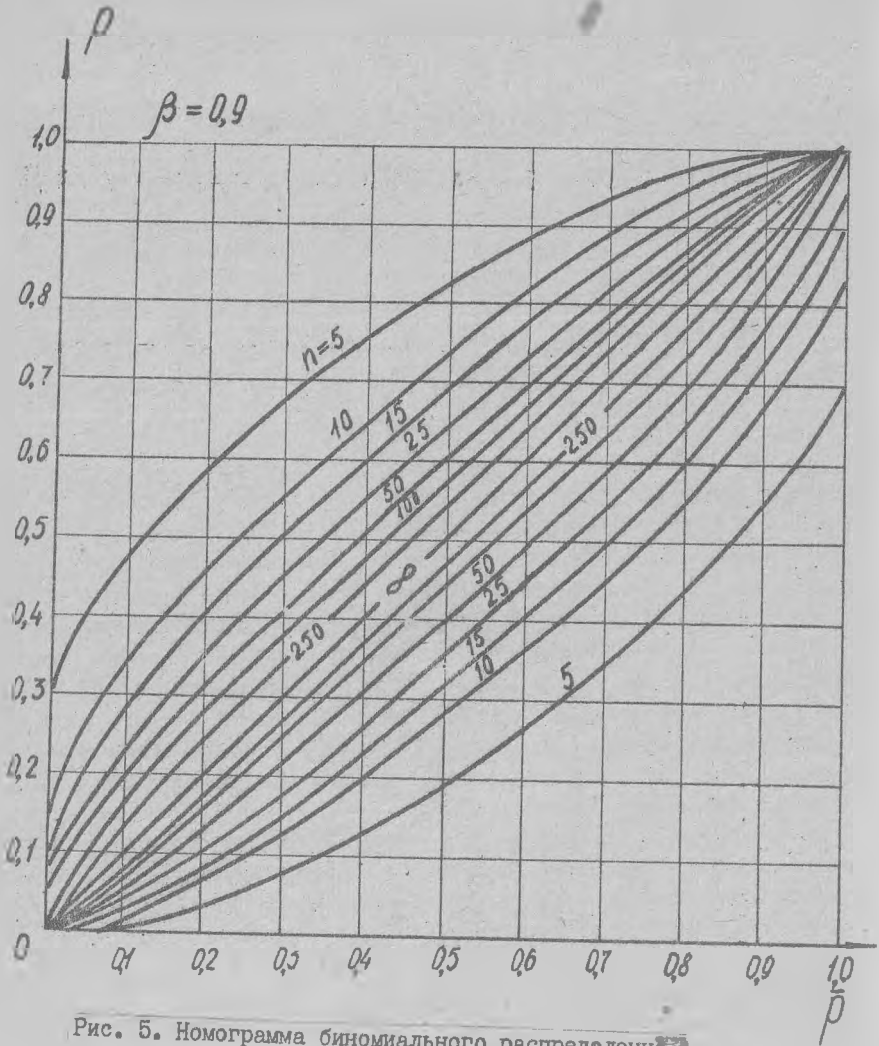


Рис. 5. Номограмма биномиального распределения

где  $d$  - количество бракованных изделий в выборке  $n$  ;  
 $q = nQ$  - параметр закона Пуассона;  
 $Q_{dn}$  - вероятность появления в выборке  $n-d$  бракованных изделий.

Распределение Пуассона обладает свойством:

$$M_{dn} = \sigma_{dn}^2 = nQ \quad (36)$$

где  $M_{dn}$  - математическое ожидание появления  $d$  бракованных изделий в выборке объемом  $n$  ;  
 $\sigma_{dn}^2$  - дисперсия появления  $d$  бракованных изделий в выборке объемом  $n$  .

На рис.6 изображена функция распределения Пуассона для  $Q = 10$  ;  
 5 ; 1 ( $n = 100$  ;  $Q = 0,1$  ;  $0,05$  ;  $0,01$ ).

В случае  $Q_{0n} \leq \alpha$  отсутствие бракованных изделий в выборке можно считать недостоверным явлением. Таким образом, верхняя доверительная граница для неизвестной  $Q$  :

$$d = e^{-nQ_2} \text{ и } Q_2 = \frac{e d}{n} \quad (37)$$

По рис.6, если  $\alpha = 0,1$  , то уже при  $Q = 0,023$  в выборке из  $n = 100$  изделий обязательно будет не менее 1 бракованного изделия. Таким образом, по (37) можно определять верхнюю доверительную границу  $Q_2$  неизвестной вероятности брака  $Q$  , если при контроле  $n$  изделий не обнаружено ни одного бракованного. Нижняя граница  $Q_1$  равна 0. Неизвестное  $Q$  будет находиться в доверительном интервале  $I_{\beta}^Q$  ( $Q_1 = 0 ; Q_2$ ) с вероятностью  $\beta = 1 - \alpha$  .

По (37) можно решать задачу определения необходимого количества  $n$  для того, чтобы с доверительной вероятностью  $\beta = 1 - \alpha$  считать неизвестную вероятность  $Q$  находящейся в заданном интервале  $(0, Q_2)$  , при условии, что в  $n$  не обнаружены бракованные изделия.

#### 4.2. ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ, КОГДА ЧИСЛО ОПЫТОВ ВЕЛИКО, А ВЕРОЯТНОСТЬ НЕ СЛИШКОМ ВЕЛИКА И НЕ СЛИШКОМ МАЛА

Если величины  $nP$  и  $nQ$  больше четырех, то можно считать распределение  $\bar{P}$  по нормальному закону. Параметры этого закона:

$$M\{\bar{P}\} = P ; \sigma\{\bar{P}\} = \sqrt{\frac{PQ}{n}} \quad (38)$$



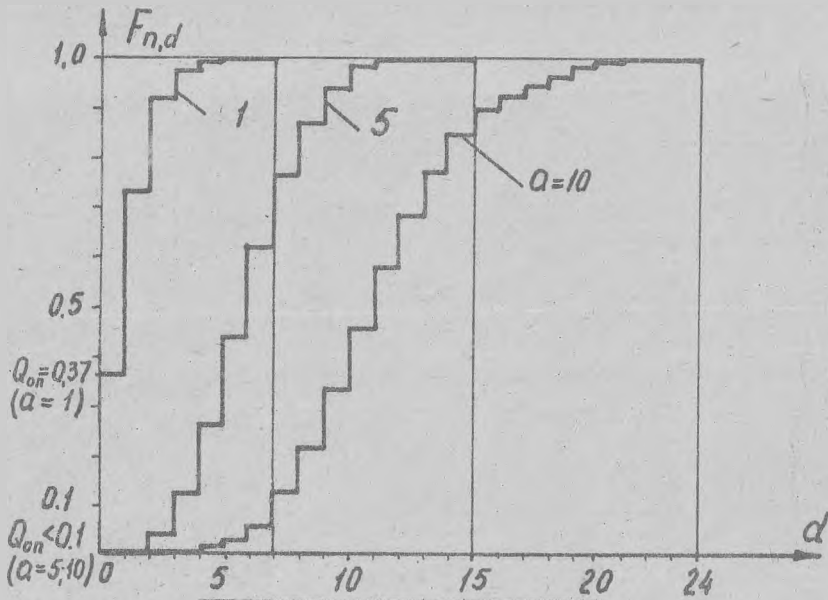


Рис.6. Распределение Пуассона.

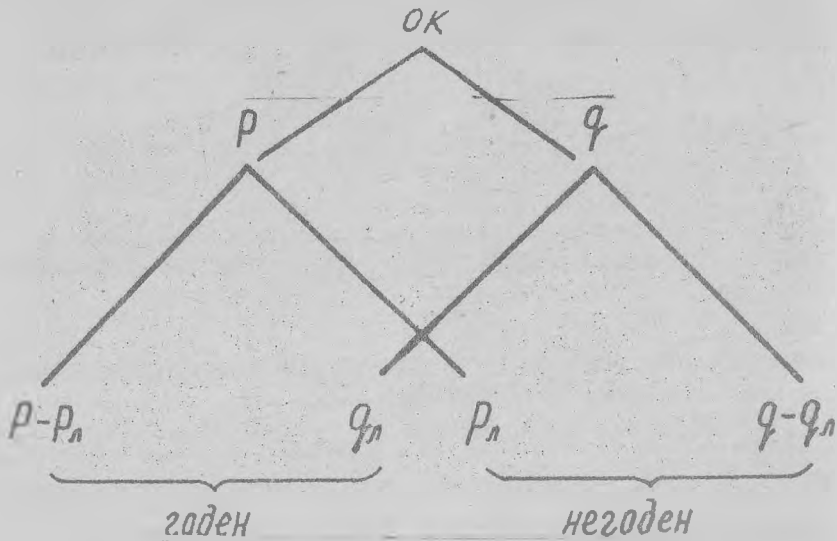


Рис.7. Номограмма исходов при контроле.

Если вероятность  $P$  в партии изделий известна, то частота  $\bar{P}$  с доверительной вероятностью  $\beta = 0,9$  или более будет лежать в интервале

$$P - z_{\beta} \sqrt{\frac{PQ}{n}} \leq \bar{P} \leq P + z_{\beta} \sqrt{\frac{PQ}{n}} \quad (39)$$

Величина  $z_{\beta}$  определяется по таблице I из формулы (6).

Если вероятность  $P$  в партии неизвестна, то можно из (39) найти интервал  $I_{\beta}^P = (P_1; P_2)$ , который с вероятностью  $\beta$  будет накрывать неизвестную вероятность  $P$ :

$$P_1 \leq P \leq P_2,$$

где  $P_1, P_2$  - границы доверительных интервалов.

Величины  $P_1$  и  $P_2$  определены из решения (39) относительно неизвестной  $P$  с помощью замены в них знака неравенства равенством.

При этом известным считается

значение частоты  $\bar{P}$  выборки объемом  $n$ . Решая полученное квадратное уравнение относительно  $P$ , получим 2 корня:

$$P_1 = \frac{\bar{P} + \frac{z_{\beta}^2}{2n} - z_{\beta} \sqrt{\frac{\bar{P}(1-\bar{P})}{n} + \frac{z_{\beta}^2}{4n^2}}}{1 + \frac{z_{\beta}^2}{n}}, \quad (40)$$

$$P_2 = \frac{\bar{P} + \frac{z_{\beta}^2}{2n} + z_{\beta} \sqrt{\frac{\bar{P}(1-\bar{P})}{n} + \frac{z_{\beta}^2}{4n^2}}}{1 + \frac{z_{\beta}^2}{n}}.$$

Если  $n > 100$ , а  $nP$  и  $nQ$  более 10, то для определения  $P_1$  и  $P_2$  можно пользоваться приближенными выражениями:

$$P_1 = \bar{P} - z_{\beta} \sqrt{\frac{\bar{P}(1-\bar{P})}{n}}; \quad P_2 = \bar{P} + z_{\beta} \sqrt{\frac{\bar{P}(1-\bar{P})}{n}}. \quad (41)$$

## 5. КОНТРОЛЬ КАЧЕСТВА РЭА С ПОМОЩЬЮ КОНТРОЛЬНЫХ КАРТ

Характерным инструментом статистического метода контроля является контрольная карта (КК), на которой изображаются результаты последовательных выборок. На карту наносятся пять линий:

одна линия - среднее значение параметра качества, две крайние линии - контрольные пределы и две промежуточные - предупредительные.

Центральная линия КК стандартных отклонений представляет среднее значение этих отклонений:

$$\bar{b} = \frac{\sum_{i=1}^K S_i \{X\}}{K}, \quad (42)$$

где  $K$  - количество выборок.

Верхний и нижний контрольные пределы:

$$b_{\max}^{\min} = \bar{b} \pm 3C \quad (43)$$

где  $C = \sigma\{S\} = \sigma\{X\} \cdot \frac{1}{\sqrt{2n}}$

$\sigma\{X\}$  - среднеквадратичное отклонение параметра изделия в партии; если его значение неизвестно - заменяют  $S\{X\}$  (9);

$\sigma\{S\}$  - среднеквадратичное отклонение выборочных значений среднеквадратичного отклонения параметра.

При малом числе изделий в выборке (обычно при  $n \leq 5$ ) очень часто значение для нижнего контрольного предела получают с отрицательным знаком, что вызвано недостаточным количеством "n" в выборке для получения нормального закона. В этом случае нижний контрольный предел берется равным нулю.

КК для средневыворочных строится нанесением центральной линии, верхних и нижних контрольных пределов:

$$a = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \bar{X}_i \quad (44)$$

$$a_{\max}^{\min} = a \pm 3\sigma\{X\} \cdot \frac{1}{\sqrt{n}} \quad (45)$$

где  $\bar{X}_i$  - средневыворочное значение параметра в "i-ой" выборке;  $\sigma\{X\} = \frac{\sigma\{X\}}{\sqrt{n}}$  - среднеквадратичное отклонение средневыворочных значений.

Если  $\sigma\{X\}$  параметров в партии изделий неизвестна, то ее заменяют  $S\{X\}$ .

При построении КК для определения  $S\{X\}$  и  $\bar{X}$  необходимо брать количество изделий как можно больше (обычно не менее "100"). Далее проводят измерения  $S\{X\}$  и  $\bar{X}$  в 10-20 выборках. Все полученные значения записывают по степени возрастания. Выбираются

крайние значения и проверяются по критерию Стъюдента (для  $\bar{X}_i$ ) и по критерию Фишера (для  $S_i\{X\}$ ). Если различие между крайними значениями выборочных величин  $\bar{X}_i$  и  $S_i\{X\}$  обусловлено случайными причинами и они имеют общие и равные дисперсии и математические ожидания, то можно строить верхнюю и нижнюю контрольную границу.

Если по указанным критериям эти значения не проходят, то при подсчете  $S_i\{X\}$  и  $\bar{X}_i$  партий изделий, откуда они брались, выборки не имеют общих статистических средних. Следовательно, технологический процесс, с помощью которого были произведены эти партии не настроен или неустойчив. Следует стабилизировать процесс изготовления и по результатам контроля качества изделий построить контрольные карты.

## 6. ДОСТОВЕРНОСТЬ КОНТРОЛЯ

При контроле возможны исходы, указанные на рис.7 :

$P, Q$  – вероятность соответственно наличия годных и негодных изделий в партии РДА;

$P_n, Q_n$  – вероятность ложных решений при контроле партии изделий, т.е. признание годного объекта контроля (ОК) негодным и негодного – годным.

Достоверность контроля определим по теореме гипотез (формула Байеса), [5]. Первая гипотеза  $H_1$  – ОК годен. Вероятность этой гипотезы –  $P(H_1)$ . Вторая гипотеза  $H_2$  – ОК негоден. Вероятность этого  $Q(H_2)$ . Предположим осуществилось событие  $A$  – контролирующий прибор выдал результат "ОК-годен". Определим вероятность  $D_r$  того, что осуществилась гипотеза  $H_1$  при условии появления события  $A$  или условную вероятность  $D_r(H_1/A)$ :

$$D_r(H_1/A) = \frac{P(H_1) P(A/H_1)}{P(H_1) P(A/H_1) + Q(H_2) P(A/H_2)}. \quad (46)$$

Числитель (46) представляет вероятность совместного наступления события  $H_1$  и  $A$ , т.е. вероятность правильного решения при контроле:

$$P(H_1 \cdot A) = P(H_1) P(A/H_1) = P(H_1) - P_n \quad (47)$$

Величина  $P(H_2 \cdot A)$  – вероятность неправильного решения при контроле

$$P(H_2 \cdot A) = Q(H_2) \cdot P(A/H_2) = Q_{11} \quad (48)$$

Знаменатель (46) — полная вероятность события А.

Подставляя (47,48) в (46), получаем:

$$D_T(H_1/A) = \frac{P(H_1) - P_{11}}{(P(H_1) - P_{11}) + Q_{11}} \quad (49)$$

Величина  $D_T(H_1/A)$  называется достоверностью контроля годного изделия  $D_T$ .

Достоверность определяет долю годных изделий среди признанных годными по результатам контроля. Аналогично выводится достоверность контроля негодного изделия:

$$D_F = D(H_2/B) = \frac{Q(H_2) - Q_{11}}{(Q(H_2) - Q_{11}) + P_{11}} \quad (50)$$

где В — событие контроля негодного изделия;

$D_T$  — доля бракованных изделий среди признанных негодными по результатам контроля.

Условная вероятность  $P(A/H_1)$  характеризует количество признанных по результатам контроля годных изделий, если контроль изделий производится из партии, в которой находятся только небракованные изделия.  $P(A/H_1)$  зависит от точности измерительных приборов при контроле годных изделий. Чем меньше ложно забракованных изделий, тем точнее приборы.

Условная вероятность  $P(A/H_2)$  характеризует количество признанных по результатам контроля годных изделий, если контроль производится из партии только бракованных изделий. Чем меньше количество изделий, ложно признанных годными, тем точнее измерительные приборы.

Достоверность контроля можно повысить повторением измерений. Для этого контролируют параметр РЭА  $X$  с помощью одних и тех же измерительных приборов  $n$  раз. Тогда неизвестное значение параметра  $X_k$ , которое будет равно математическому ожиданию измерений  $M\{y\}$  лежит в доверительном интервале

$$I_{\beta}^{M(y)} = (\bar{y} \pm z_{\beta} \frac{s}{\sqrt{n}} \cdot S\{y\}), \text{ если } n \geq 100. \text{ Если } n < 100, \text{ тогда}$$

$$I_{\beta}^{M(y)} = (\bar{y} \pm t_{\beta} \frac{s}{\sqrt{n}} \cdot S\{y\}), \text{ где } \bar{y} - \text{средневыборочное значение}$$

ние  $n$  измерений параметра  $X_k$ . Величина  $\bar{X}_p$  определяется из таблицы 1, а  $t_p$  из таблицы 2.

На рис.8 представлена схема контроля:

- а) плотность распределения контролируемого параметра с границами допусков  $A_H$ ,  $A_B$  и среднеквадратичным отклонением  $\sigma\{X\}$ ;
- б) плотность распределения результатов контроля  $Y$  единичных параметров  $X_k$  и  $X_{k+m}$ , отстоящих от края допуска на  $3-4 \sigma\{y\}$ ;  $Y$  - показатель измерительного прибора;  $\sigma\{y\}$  - среднеквадратичная погрешность прибора;
- в) уменьшение достоверности контроля, если математические ожидания  $M\{y\} = X_{k-1}$  и  $M\{y\} = X_{k+m}$  отстоят от границ допуска  $A_H$  или  $A_B$  на величину  $\sigma\{y\}$ .

На рис.8 видно, что повысить достоверность контроля, т.е. уменьшить  $P_n$  и  $Q_n$  можно с помощью уменьшения среднеквадратичного отклонения погрешностей измерительных приборов  $\sigma\{y\}$ .

На рис.9 приведена номограмма для определения вероятности годных изделий объектов контроля -  $P_{0k}$  в зависимости от  $d/\sigma\{X\}$ , где  $\sigma\{X\}$  - среднеквадратичное отклонение контролируемого параметра;  $d$  - допуск на контролируемый параметр.

На рис.10 представлена номограмма определения точности контрольного прибора для получения заданной достоверности  $D_r$  или заданной достоверности контроля негодных изделий  $D_F$ . По расчетным  $d/\sigma\{X\}$  (Рис.9) и достоверности контроля  $D_r$  (49) по номограмме рис.10 определяется необходимая точность прибора  $\sigma\{y\}$ . Считая точность измерительных приборов подчиняющейся нормальному закону, по величине  $6\sigma\{y\}$  определяют допуск на погрешность измерительных приборов.

В процессе контроля стремиться проверить совокупность взаимозависимых параметров объектов контроля, т.к. в этом случае количество отдельных измерений и время проведения цикла контроля минимальны. Если допущение о независимости не выполняется, то истинное значение достоверности контроля будет всегда выше расчетного.

Достоверность при контроле по  $n$  - параметрам, считаемым независимыми

$$D_r^n = \prod_{i=1}^n D_r^i \quad (51)$$

где  $D_r^i$  - достоверность контроля  $i$ -го параметра.

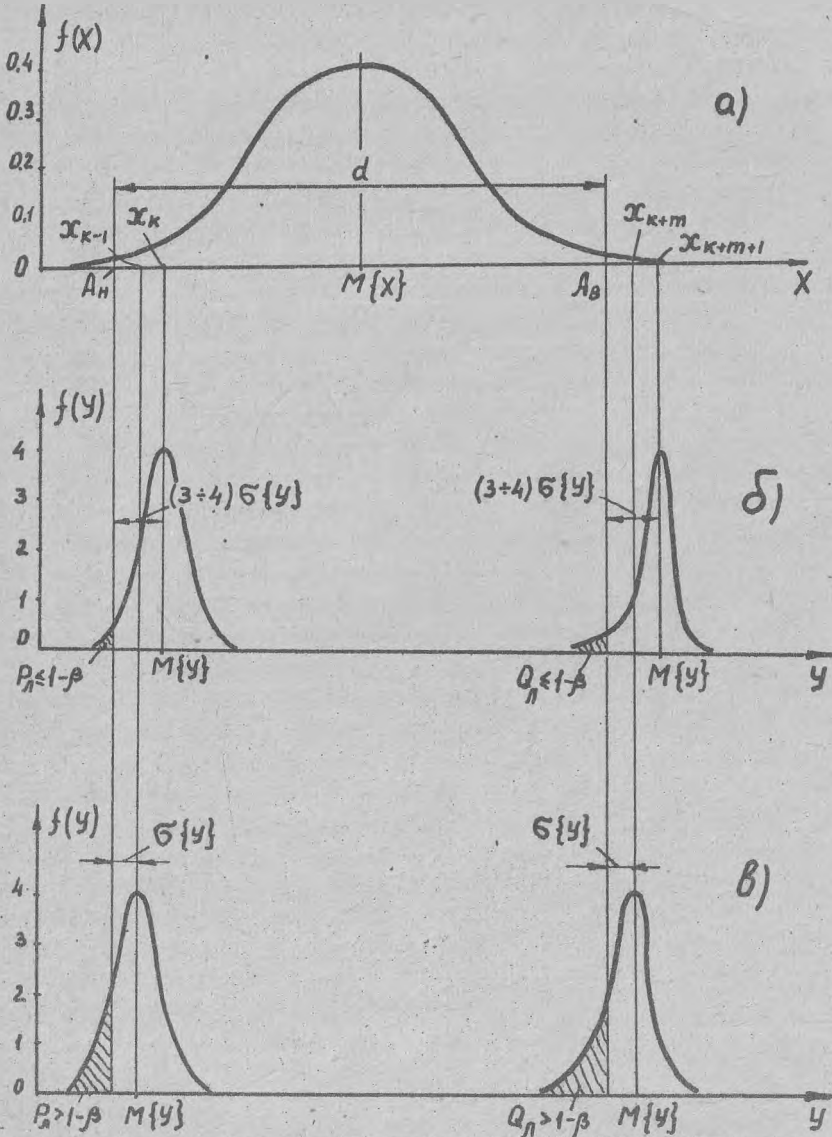


Рис. 8. Схема образования ложного брака ( $P_n$ ) и ложной годности ( $Q_n$ ) при контроле.

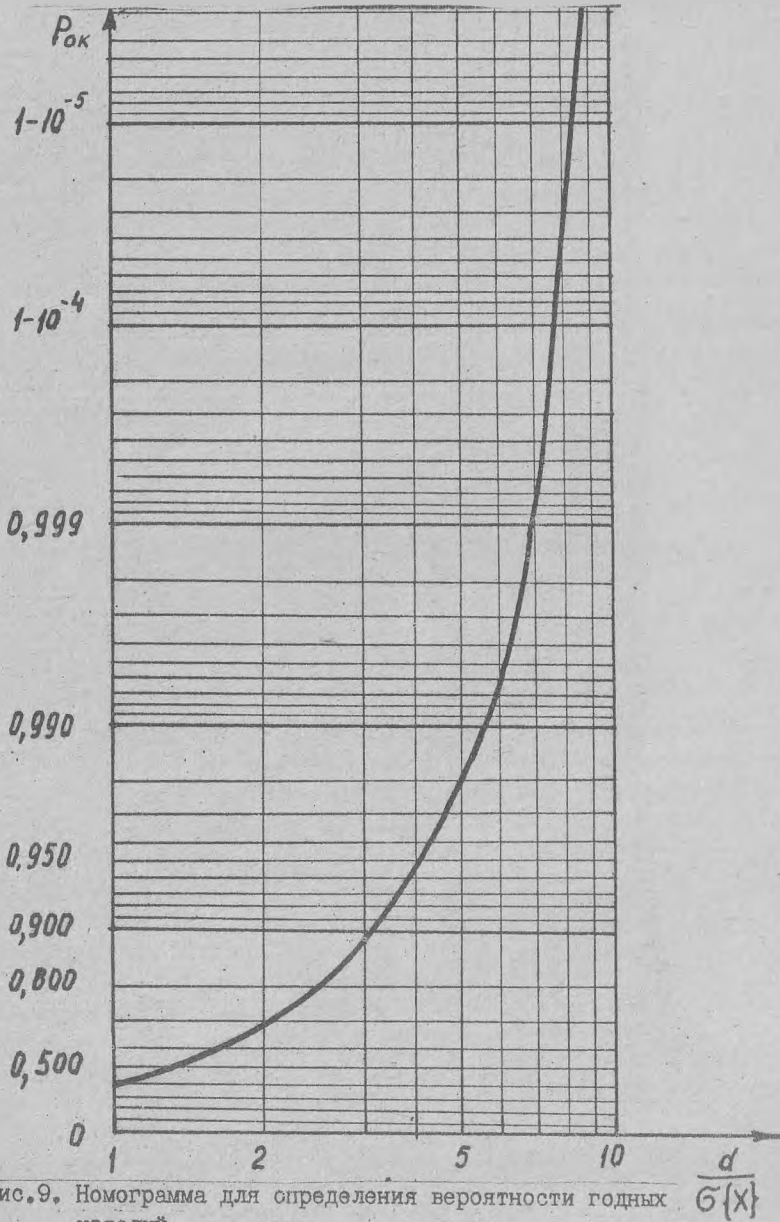


Рис. 9. Номограмма для определения вероятности годных изделий.



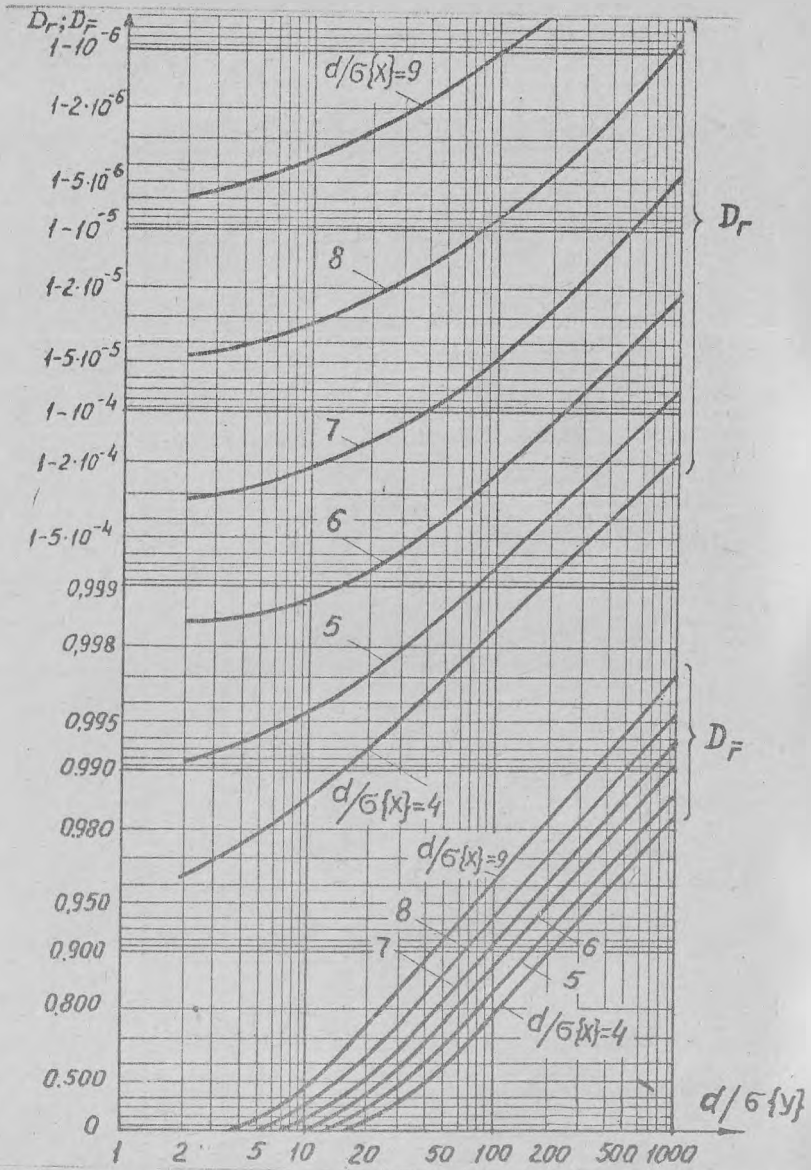


Рис. 10. Номограмма для определения точности контрольного прибора.

Выражение (51) получено при условии, что вероятность выполнения достоверного контроля одновременно по  $n$  - параметрам равняется произведению вероятностей достоверности контроля по каждому единичному  $i$  -му параметру.

При организации контроля удобно начинать контроль с параметров, у которых достоверность контроля наименьшая. Тогда затраты на контроль будут наименьшие.

## 7. АВТОМАТИЗАЦИЯ КОНТРОЛЯ ПЕЧАТНЫХ ПЛАТ

Значительное увеличение плотности печатного монтажа и одновременное уменьшение ширины проводников и изоляционных зазоров (до 0,15-0,20 мм) заставляет осуществлять сплошной контроль целостности электрических цепей, сопротивления изоляции и электрической прочности изоляции разобденных цепей, особенно, у многослойных печатных плат (МПП) [6].

Число попарных проверок  $\Pi$  путем сплошного контроля  $i$ -ой цепи на разобдение с  $n-1$  цепями равняется:

$$\Pi = \frac{n(n-1)}{2}, \quad (52)$$

где  $n$  - количество цепей на ПП ( в частности на МПП ).

Число проверок при контроле соединений совпадает с числом монтажных точек. Для уменьшения числа проверок при контроле разобдения и электрической прочности величина сопротивления контролируется между отдельно взятой цепью и всеми остальными, замкнутыми накоротко между собой. Количество проверок при этом становится равным числу цепей..

Создание стандов ручной проверки соединений не решает проблемы увеличения производительности контроля, поэтому необходимо разрабатывать станды автоматизированного контроля, которые по способу коммутации подразделяются:

- одновременное соединение контактного устройства со всеми контрольными точками платы с последующей электрической коммутацией контролируемых цепей;
- механическая коммутация контролируемых цепей поочередным соединением контактных головок к точкам, заданным программой контроля.

Недостатком стендов с одновременным контактированием является невозможность контроля спецпараметров ПП и МПП: погонной емкости, индуктивности, волнового сопротивления. Стенды с последовательной коммутацией лишены этих недостатков, однако из-за сложности и ненадежности электромеханической системы контактов последовательной коммутации большее распространение получили стенды с одновременной коммутацией.

Отличительной особенностью контроля сообщения (целостности) печатных проводников при контроле методом одновременного контактирования является пропускание тока  $I_A$  через контролируемую цепь в течение времени 0,2–1 сек. При этом каждая точка контролируемой цепи проверяется на наличие сообщения по отношению ко всем остальным точкам, соединенным вместе.

При контроле на электропрочность испытываемая цепь выдерживается под напряжением 150 В в течение 0,5 – 1 сек. относительно всех остальных, замкнутых между собой. Далее по той же методике проводится контроль сопротивления изоляции.

Принцип работы установки одновременного контактирования поясняется укрупненной структурной схемой (Рис. II). Информация, определяющая программу контроля, считывается с перфоленты фотосчитывающим устройством (ФУ) и поступает на контрольно-измерительное устройство (КИУ), которое обеспечивает контроль и индикацию результатов. Контролируемая МПП или ПП устанавливается на контактирующее устройство (КУ), которое одновременно подключает все точки платы к устройству коммутации (УК), построенному на реле. Реле устройства коммутации подключает контролируемую цепь к источнику испытательного напряжения и к эталонному сопротивлению, образуя делитель напряжения. Сигнал, снимаемый с делителя, поступает на вход дискриминатора напряжений, входящий в КИУ. В зависимости от входного сигнала дискриминатор принимает одно из 2 состояний "Брак" или "Годен", обеспечивает характер дальнейшей работы установки: старт ФС, стоп, разрешение печати.

Программа контроля записывается на стандартную восьмидорожную перфоленту в виде двоичного машинного кода. Наличие отверстия на перфоленте соответствует записи логической "1", отсутствие — "0".

#### Методика составления программы контроля.

I. По заданной конструкции печатного монтажа однослойной ПП

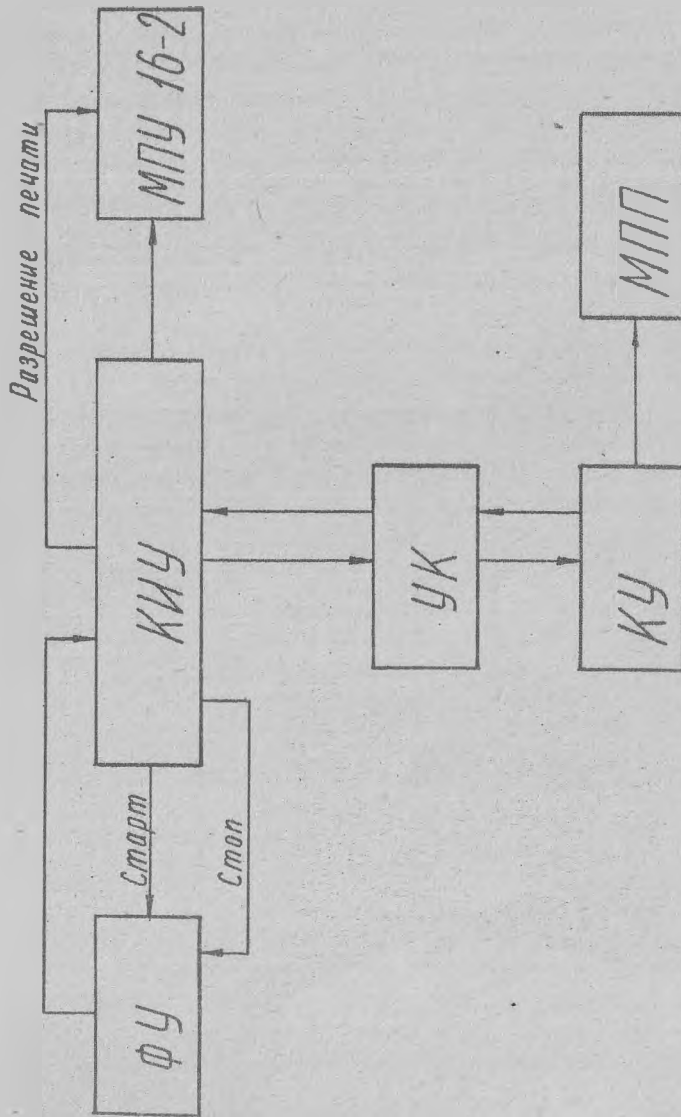


Рис. II. Структурная схема установки автоматизированного контроля печатных плат.

или конструкции всех слоев и межслойной коммутации для двухсторонней и многослойной ПП составляется таблица цепей. Все металлизированные отверстия в данном печатном проводнике или контактные площадки относятся к одной группе.

2. Поле печатной платы разбивается на участки, содержащие равное количество металлизированных отверстий или контактных площадок. Эти участки назовем зонами. Зона может содержать от I до I4 металлизированных отверстий. Металлизированные отверстия зон или контактные площадки как правило предназначаются для монтажа радиоэлементов или микросхем. Порядковый номер зон от I до I00.

3. Металлизированным отверстиям на ПП, выполняющим функцию "разъем" (служащим для подключения к разъемам) или контрольных гнезд - "гнездо" присваивается сквозная нумерация. Порядковый номер "разъем", "гнездо" - от I до I00.

4. Из таблицы цепей выбирается I-ая группа проверок. В эту группу проверок включаются все металлизированные отверстия или контактные площадки, которые входят в данный проводник. В I-ый кадр группы проверок включается любое металлизированное отверстие. Каждый кадр состоит из 7 строк восьмидорожной перфоленты. Назначение каждой строки и последовательность заполнения указаны в таблице 5.

Десятичное представление информации на перфоленте Таблица 5

Номер строки	И н ф о р м а ц и я	Десятичное изображение информации
1.	Вид параметра:	
	- сообщение	1
	- разобшение	2
2.	Вид элемента:	
	- зона	1
	- разъем	2
	- гнездо	3
3.	Номер десятка элемента	от 0 до 9
4.	Номер единицы элемента	от 0 до 9
5.	Номер десятка контакта	от 0 до 9
6.	Номер единицы контакта	от 0 до 9
7.	Конец кадра, конец контроля	внесистемное

Информация вводится в устройство перфорации в десятичном изображении. Далее дешифратором переводится в машинный код и записывается в двоичном коде на перфоленту. В каждой строке перфоленты на 8 дорожках записывается одна цифра или конец кадра, конец контроля. В таблице 6 указаны изображения десятичной информации в двоичном машинном коде, записываемом на перфоленте.

Двоичное представление информации  
на перфоленте

Таблица 6

Вид информации	№№ дорожек перфоленты							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	1	0	0	0	1	1	0	1
2	0	1	0	0	1	1	0	1
3	1	1	0	0	1	1	0	0
4	0	0	1	0	1	1	0	1
5	1	0	1	0	1	1	0	0
6	0	1	1	0	1	1	0	0
7	1	1	1	0	1	1	0	1
8	0	0	0	1	1	1	0	1
9	1	0	0	1	1	1	0	0
0	0	0	0	0	1	1	0	0
Конец кадра	0	1	0	1	0	0	0	0
Конец контроля	0	1	1	1	0	0	1	0

5. При контроле на сообщение проводится измерение сопротивления между контактной точкой и соседней по таблице цепей. При разобцении между ними координата контактной точки высвечивается на индикаторе и выводится на печать.

6. Последний кадр каждой цепи должен иметь код "разобцение". По этой команде происходит замыкание всех цепей, кроме проверяемой. Если не выполняется допуск по электрической прочности или изоляции между проверяемой цепью и какой-либо из таблицы цепей, то на печать и индикатор выводятся координаты последней контактной точки (последнего кадра) проверяемой на разобцение цепи. При проверке цепи, имеющей недостаточное сопротивление или электропрочность с предварительно проверенной, на индикатор и печать

так же выводятся координаты последней контактной точки цепи. Таким образом, если в МПП существуют две цепи, имеющие между собой недостаточное разобшение, то на печать и индикатор выводятся координаты последних контактных точек каждой из цепей. Если таких цепей в МПП больше двух, то из числа координат цепей, выведенных на печать, с помощью дополнительного ручного контроля выбираются парные, имеющие недостаточное разобшение друг с другом.

7. В таблице 7 приводится вид и расположение информации о браке на бумажной ленте печатающего устройства.

Таблица 7

Вывод на печать информации о браке		
Разряд числа (слева направо)	Информация о браке	Десятичное изображение
1	по параметру:	
	– сообщение	"1"
	– электропрочность	"2"
	– изоляция	"3"
2	по элементу	
	– зона	"1"
	– разъем	"2"
	– гнездо	"3"
3	Номер десятка элемента	"0" – "9"
4	Номер единицы элемента	"0" – "9"
5	Номер десятка контакта	"0" – "9"
6	Номер единицы контакта	"0" – "9"

Поскольку для разъемов и гнезд не вводятся обозначения элементов, то перед обозначением номера бракуемого гнезда или разъема на бумажной ленте в "3" и "4" разрядах вводятся обозначения "00".

## 8. ОРГАНИЗАЦИЯ ВХОДНОГО КОНТРОЛЯ

Входной контроль организуется при известных гарантиях изготовителя, гарантирующего минимальную вероятность годности в поставляемой партии  $P_u$ . Заказчик требует, чтобы вероятность годности была более определенного значения  $P_3$ . Если поставляемая партия имеет вероятность годности  $P_u$ , то при выборочном контроле существует вероятность  $\Omega_u$  - риск изготовителя, что в выборке объемом  $n$  бракованных изделий будет больше приемочного числа  $C$  и партия заказчиком будет ошибочно забракована [7].

Если частота бракованных изделий распределена по закону Пуассона ( $Q \leq 0,1; n \leq 0,1N$ ), то :

$$\Omega_u = 1 - \sum_{d=0}^C \frac{(nQ_u)^d}{d!} e^{-nQ_u} \quad (53)$$

Если частота бракованных изделий распределена по биномиальному закону ( $n \leq 0,1N$ ), то :

$$\Omega_u = 1 - \sum_{d=0}^C C_n^d Q_u^d P_u^{n-d} \quad (54)$$

Если частота бракованных изделий распределена по нормальному закону ( $nQ \geq 4; nP \geq 4$ ), то :

$$\Omega_u = 1 - \frac{1}{\sigma_u\{\bar{Q}\}\sqrt{2\pi}} \int_0^{C/n} e^{-\frac{(\bar{Q} - Q_u)^2}{2\sigma_u^2\{\bar{Q}\}}} d\bar{Q}, \quad (55)$$

где в (53); (54); (55)  $Q_u = 1 - P_u$  - максимальная вероятность брака, гарантируемая изготовителем;

$\sigma_u^2\{\bar{Q}\} = P_u Q_u \cdot \frac{1}{n}$  - дисперсия частоты брака, если  $M_u\{\bar{Q}\} = Q_u$ .

Если принимаемая заказчиком партия имеет вероятность годности  $P_3$ , т.е. она бракованная, существует вероятность  $\Omega_3$  - риск заказчика, что количество бракованных изделий в контролируемой выборке  $n$  будет не более приемочного числа  $C$  и партия будет ошибочно признана годной.

Если частота бракованных изделий распределена по закону Пуассона, то

$$\Omega_3 = \sum_{d=0}^C \frac{(nQ_3)^d}{d!} e^{-nQ_3}; \quad (56)$$



по биномиальному закону, то

$$\Omega_3 = \sum_{d=0}^c C_n^d Q_3^d P_3^{n-d} \quad ; \quad (57)$$

по нормальному закону, то

$$\Omega_3 = \frac{1}{\sigma_3 \{\bar{Q}\} \sqrt{2\pi}} \int_0^{c/n} e^{-\frac{(\bar{Q} - Q_3)^2}{2\sigma_3^2 \{\bar{Q}\}}} d\bar{Q} \quad (58)$$

где в (56); (57); (58)  $Q_3 = I - P_3$  - вероятность брака, при которой заказчик считает партию бракованной;

$\sigma_3^2 \{\bar{Q}\} = P_3 Q_3 \cdot \frac{1}{n}$  - дисперсия частоты брака, если  $M\{\bar{Q}\} = Q_3$ .

Обычно при входном контроле требуется, чтобы  $\Omega_3 \leq 0,1$  и  $\Omega_u \leq 0,1$ . Из двух уравнений для  $\Omega_3$  и  $\Omega_u$  методом оптимизации можно определить минимальный объем выборки  $n_{min}$  с соответствующим приемочным числом  $C$ ; при котором выполняются условия для  $\Omega_3$  и  $\Omega_u$ .

## 9. ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА КОНТРОЛЯ

Критерием правильности выбора метода контроля является наименьшая трудоемкость и стоимость работ по восстановлению бракованных РЭА. Рассмотрим [7] зависимость трудоемкости или стоимости работ по восстановлению бракованных РЭА при сплошном, выборочном и отсутствии входного контроля.

Если поступающие изделия не контролируются, полная стоимость или трудоемкость работ  $C_0$  по восстановлению бракованных РЭА определится:

$$C_0 = \sum_{i=1}^K N_i Q_{3i} C_{3i} \quad (59)$$

где  $Q_{3i}$  - вероятность брака изделия  $i$ -го типа, устанавливаемая заказчиком;

$N_i$  - общее число изделий  $i$ -го типа,

$C_{3i}$  - затраты (в единицах стоимости или трудоемкости-нормочасах) на замену одного изделия  $i$ -го типа;

$K$  - число типов изделий, из которых собирается РЭА.

Полная стоимость или трудоемкость работ при сплошном входном контроле  $C_M$  равна сумме затрат на контроль и замену бракованных

изделий, пропущенных при контроле:

$$C_M = \sum_{i=1}^K \left[ \frac{N_i C_{ki}}{(1-Q_{3i})} + Q_0 N_i C_{3i} \right] \quad (60)$$

где  $C_{ki}$  - стоимость контроля одного изделия  $i$ -го типа;  
 $Q_0$  - вероятность ложной годности. Делитель  $(1-Q_{3i})$  в первом слагаемом учитывает необходимость увеличения партии изделий для получения  $N_i$  - годных.

При контроле выборки из  $N_i$  изделий полная стоимость или трудоемкость работ  $C_B$  по восстановлению бракованных РЭА из  $N_i$  изготовленных определяется выражением:

$$C_B = \sum_{i=1}^K \left[ \frac{n_i C_{ki}}{P_i} + (N_i - n_i) Q_{3i} C_{3i} + n_i Q_0 C_{3i} \right], \quad (61)$$

где  $n_i$  - количество проконтролированных (выборка) изделий  $i$ -го типа;  $P_i$  - вероятность приема партии изделий  $i$ -го типа по результатам контроля выборки из  $N_i$  изделий  $i$ -го типа.

$$P_i = 1 - \Omega_{ui},$$

где  $\Omega_{ui}$  - "риск" изготовителя при входном контроле изделия  $i$ -го типа.

## 10. КОНСТРУИРОВАНИЕ КОНТАКТНЫХ УСТРОЙСТВ ДЛЯ КОНТРОЛЯ МИКРОСХЕМ, ПЛЕНОЧНЫХ ПЛАТ МИКРОСБОРОК

Контактные устройства предназначены для фиксации, механического закрепления и электрического разъемного соединения с выводами корпусов микросхем и микросборок для последующего входного и приемочного контроля.

Выводы корпусов микросхем и микросборок не должны:

- быть подрезанными;
- быть сформованными, иметь скрутку вдоль осевого направления как отдельных выводов, так и нескольких в пучок;
- иметь следы флюсов, жировых и других посторонних веществ, в том числе остатка консервации;
- иметь механических повреждений, поверхности выводов (зазубрин, царапин, задирав, заусенцев).

Выводы корпусов микросхем и микросборок должны выдерживать растягивающие напряжения для планарных и штыревых выводов соот-

ветственно вдоль плоскости и перпендикулярно плоскости основания корпуса.

Контактные устройства должны обладать ресурсом включений-отключений  $10^4$  циклов без ухудшения параметров и повреждения электролитического покрытия выводов. В конструкции КУ предусматривается возможность ориентации корпуса микросхемы и микросборки по "ключу" или по маркировке выводов. При проектировании деталей КУ необходимо предусматривать возможность изготовления их методами литья под давлением, прессования, штамповки и вырубки.

Подключение контактного элемента к выводу контролируемого изделия должно осуществляться на расстоянии от 2 до 6 мм от основания корпуса. Для контактных элементов следует применять пружинную сталь или бронзу. Покрытие контактных элементов - химическое никелирование или золочение, серебрение. Конструкция КУ должна предусматривать удобство ручной установки контролируемых изделий с помощью пинцета или пальцами рук. Номера выводов контактных элементов для ориентации при подключении и для удобства монтажа следует наносить методом гравировки со стороны установки контролируемых микросхем и со стороны монтажа.

Усилие контактных элементов при контактировании с выводами микросхем и микросборок рекомендуется выбирать не более 1Н, наибольший рабочий ток - 1А, наименьший  $10^{-10}$ А. Емкость между двумя любыми контактами, а также между контактами и корпусом - 2 пФ, сопротивление изоляции между контактами не менее  $10^9$  Ом, переходное сопротивление не более 0,05 Ом при токе не более 0,1 А и 0,01 Ом при токе не более 1А. Индуктивность одного контакта должна составлять не более 100 мГн. Корпус контактного устройства следует заземлять для электрической защиты контролируемых изделий.

КУ состоит из (рис. 12, 13)

- контактных элементов (струнных, пластинчатых Г-образных, пластинчатых фигурных, пружинных плоских и цилиндрических), предназначенных для обеспечения механического прижима и электрического (разъемного) соединения выводов контролируемого изделия с электрической схемой;
- элементов конструкции, предназначенных для обеспечения установки и крепления контактных элементов, расположения механизма прижима и отвода (привода), размещения и фиксации контроли-

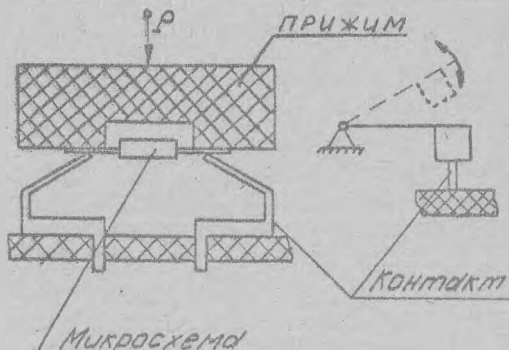
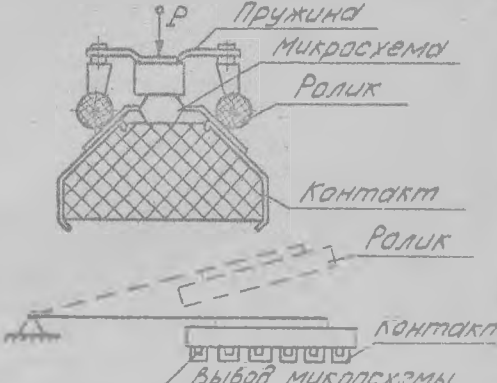
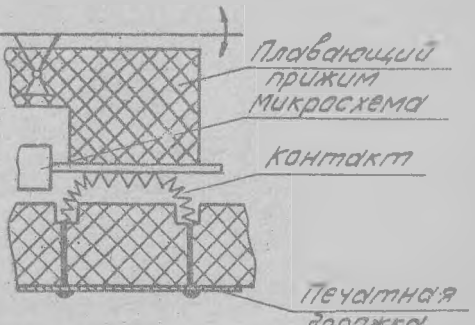
Наимен. механизма	Услов. обозн.	Схема контактного элемента с механ. прижима
<p>Рычажно-пружинный (для микросхем с планарными выводами)</p>	РПР	
<p>Рычажно-роликовый (для микросхем со штырьевыми плоскими выводами)</p>	РР	
<p>Рычажно-пружинный с многоконтактным устройством (для микросхем с планарными выводами)</p>	РПР с многоконтактным устройством	

Рис. 12. Схемы контактных элементов с механизмом прижима.

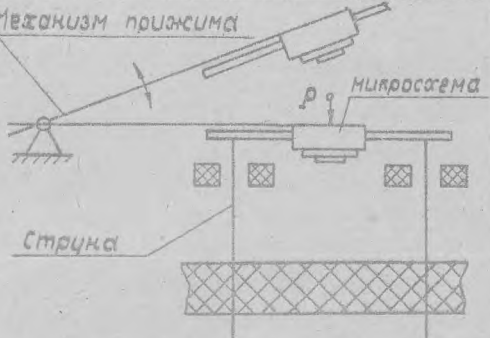
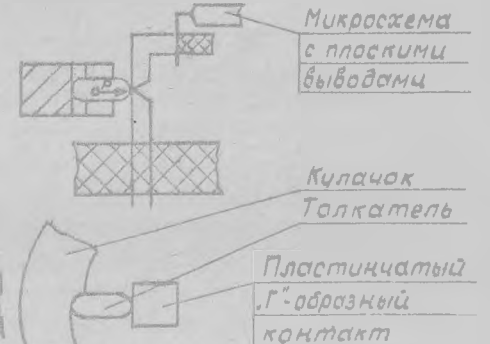
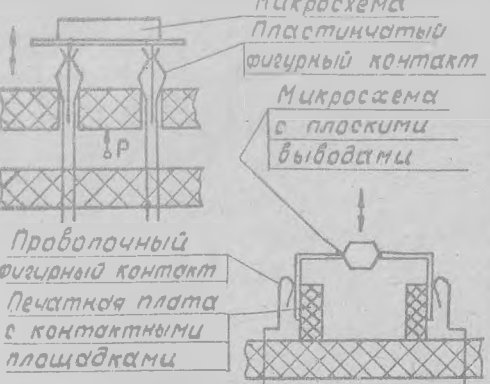
Наимен. механизма	Услов. обозн.	Схема контакт. элемента с механ. прижима
<p>Рычажные (для микросхем с площадными выводами)</p>	Р	<p>Механизм прижима</p>  <p>Микросхема</p> <p>Струна</p>
<p>Кулачковые (для микросхем со штыревыми цилиндрическими и плоскими выводами)</p>	КУ	 <p>Микросхема с плоскими выводами</p> <p>Кулачок</p> <p>Толкатель</p> <p>Пластичный Г-образный контакт</p>
<p>Жилочные (для микросхем со штыревыми цилиндрическими и плоскими выводами.)</p>	КЛ	 <p>Микросхема</p> <p>Пластичный фигурный контакт</p> <p>Микросхема с плоскими выводами</p> <p>Проволочный фигурный контакт</p> <p>Печатная плата с контактными площадками</p>

Рис. 13. Схемы контактных элементов с механизмом прижима.

руемой микросхемы (рычажные, кулачковые, клиновые, роликовые).

Для микросхем и микросборок с планарными выводами применяют-ся КУ со струнным контактным элементом (КЭ) и рычажным приводом - Р, пружинным плоским КЭ и рычажно/пружинным приводом - РПР, многоконтактным цилиндрическим пружинным КЭ и рычажно-пружинным приводом - РПР с многоконтактным устройством.

КУ с рычажным приводом и струнным КЭ - Р выполняется в виде металлической крышки, шарнирно соединенной с корпусом основания. Создание контактных усилий обеспечивается при закрытой крышке за счет деформации контактного элемента в осевом направлении.

КУ с пружинным плоским КЭ и рычажно-пружинным приводом - РПР имеет штампованные плоские контакты, залитые в основании эпоксидным компаундом. Откидной прижим имеет гребенку выступов, входящих в пазы основания и служащих для фиксации и прижатия контролируемой микросхемы.

Недостатком предыдущих КУ для контроля микросхем с планарными выводами является точечный контакт между КЭ и выводом микросхемы. С целью уменьшения переходного сопротивления между КЭ и выводом микросхемы разработано КУ с многоконтактным пружинным КЭ и рычажно-пружинным приводом - РПР с многоконтактным устройством.

КЭ выполнен из токопроводящей многовитковой спиральной пружины, предварительно согнутой дугой в своих гнездах. После прижатия микросхемы плавающим прижимом к пружинам - КЭ происходит одновременное образование плоской контактирующей части пружины с многоточечным контактом и сближение витков, что приводит к относительному их перемещению по выводу микросхемы. Это перемещение приводит к зачистке выводов микросхемы. Коммутация КЭ с внешними выводами обеспечивается печатными дорожками на основании.

Для микросхем и микросборок с плоскими и цилиндрическими выводами расположенными перпендикулярно основанию корпуса (штыревые выводы) и в один ряд по периметру основания микросхемы применяются Г-образные пластинчатые КЭ и кулачковый привод - КУ, проводочный фигурный КЭ, прижимающий вывод микросхемы к контактным площадкам печатной платы (клиновый привод) - КЛ, пластинчатый фигурный контакт с клиновым приводом - КЛ, плоский КЭ на жесткой основе с роликовым прижимом и рычажным приводом - РР.

Г-образный КЭ с кулачковым приводом – КУ выполнен в виде металлического кольца с профильными пазами (кулачок), которые перемещают толкатели, установленные в направляющие отверстия изоляционного основания. Создание контактных усилий обеспечивается толкателями, деформирующими контактные элементы. Подача КЭ к зоне контактирования осуществляется за счет поворота кольца с фиксацией на угол  $25^\circ$  вокруг вертикальной оси.

Проволочный фигурный контакт с печатными контактными площадками располагается в пазах изоляционного основания, противоположный контакт выполнен в виде металлизации соответствующих участков печатной платы – КЛ. Контактное усилие создается за счет прижатия фигурных контактов к печатной плате.

Пластинчатый фигурный КЭ с клиновым механизмом прижима и отвода КЭ – КЛ выполнен в виде металлического кольца (гайки) и изоляционного основания (винта). При повороте кольца на угол  $90^\circ$  осуществляется подъем основания по резьбе и направляющим штифтам. В основании расположены пазы, создающие клиновый захим пластинчатых фигурных КЭ.

Плоский КЭ с рычажно-роликовым приводом – РР обеспечивает прижим плоских выводов микросхемы к контактам, спрессованным на изоляционном основании, с помощью резинового ролика, который обкатывает и поджимает выводы микросхемы к токосъемным контактам.

Если ставится задача контроля микросхем или микросборок с штыревыми выводами, расположенными в несколько рядов, то следует применять из всех вариантов исполнения КУ, указанных на рис. 13 только КЭ с клиновым приводом – КЛ.

## 11. ТИПОВЫЕ ПРИМЕРЫ И ЗАДАНИЯ.

Пример 1. Спроектировать сборочный чертеж контактного устройства для контроля микросхем с планарными выводами. Тип корпуса: 401.14-I по ГОСТ 17457-72. Использовать струнный КЭ с рычажным приводом – Р.

Микросхему устанавливать с помощью пинцета с одетым на его ножки резиновыми наконечниками. При контроле выводы должны быть расположены горизонтально плоскости основания корпуса микросхем и микросборок.

Контроль производится в условиях серийного производства.

Вспомогательное время на установку микросхем — не более 10 с.

Решение. Конструкция устройства изображена на рис.14.

Микросхема устанавливается с помощью принцета в фиксатор 30. Выводы микросхемы попадают в гребенчатые прорези в фиксаторе. При установке микросхемы крышка 2 откинута до упора в литевой прилив корпуса 8. Детали 27, 29 выполняют функцию выталкивателя микросхемы после контроля. При небольшом нажатии на 29 микросхема выталкивается 27 из фиксатора.

Для контроля крышку 2 поворачивают до вертикального состояния. При этом фиксатор 30 надавливает через выводы микросхемы на выступы плавающего вкладыша 6, в котором находятся КЭ — струны, выполненные из вольфрама. Вследствии деформации пружин 9, струна контактирует с выводами микросхемы. Сжатие пружин 9 рассчитано таким образом, чтобы струны 31 при контактировании с выводами микросхемы деформировались в осевом направлении (изгибались) и обеспечивали контактное усилие 0.8-1Н. Деформация струн 31 в осевом направлении компенсирует возможную их разновысотность относительно выступа плавающего вкладыша 6 и обеспечивает надежное контактирование всех струн 31 с выводами микросхем. Фиксация микросхемы относительно КЭ обеспечивается защелкой 14. После пайки струн 31 к выводам блока контактных элементов 1 на струны одеваются изоляционные трубки, которые предохраняют струны от замыкания при их деформации. Струны коммутируются с приборным разъемом 25. Корпус 8 выполнен литьем под давлением из алюминиевого сплава.

1. На рисунке к задаче (рис.15,16) изображены первый и последний (восьмой) слои МПП для монтажа микросхем с планарными выводами. При автоматизированном контроле производится контактирование с контактными площадками под микросхемы и металлизированными отверстиями разъема Ш1 и гнездами Г. В таблице целей (табл.8) координаты "микросхемы" задаются пересечением взаимоперпендикулярных линий, соответствующих заданной букве по вертикали и порядковому номеру по горизонтали. Первые 4 обозначения (буква У и трехзначное число) определяют № микросхемы на принципиальной электрической схеме. Вторые 3 — координаты "микросхемы". Последние 2 цифры — № контакта "микросхемы". При обозначении разъема указывается наименование (Ш1), а в знаменателе трехзначное число, определяющее поряд-



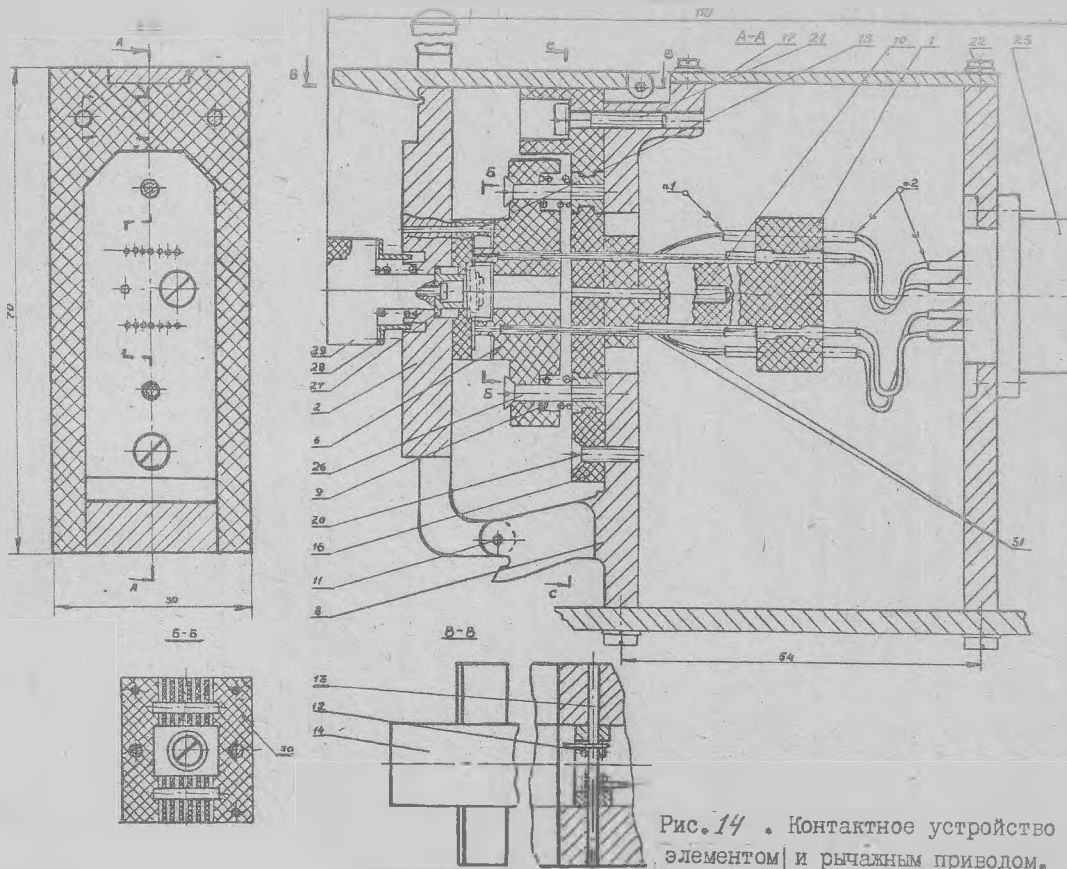


Рис. 14 . Контактное устройство с струнным элементом и рычажным приводом.

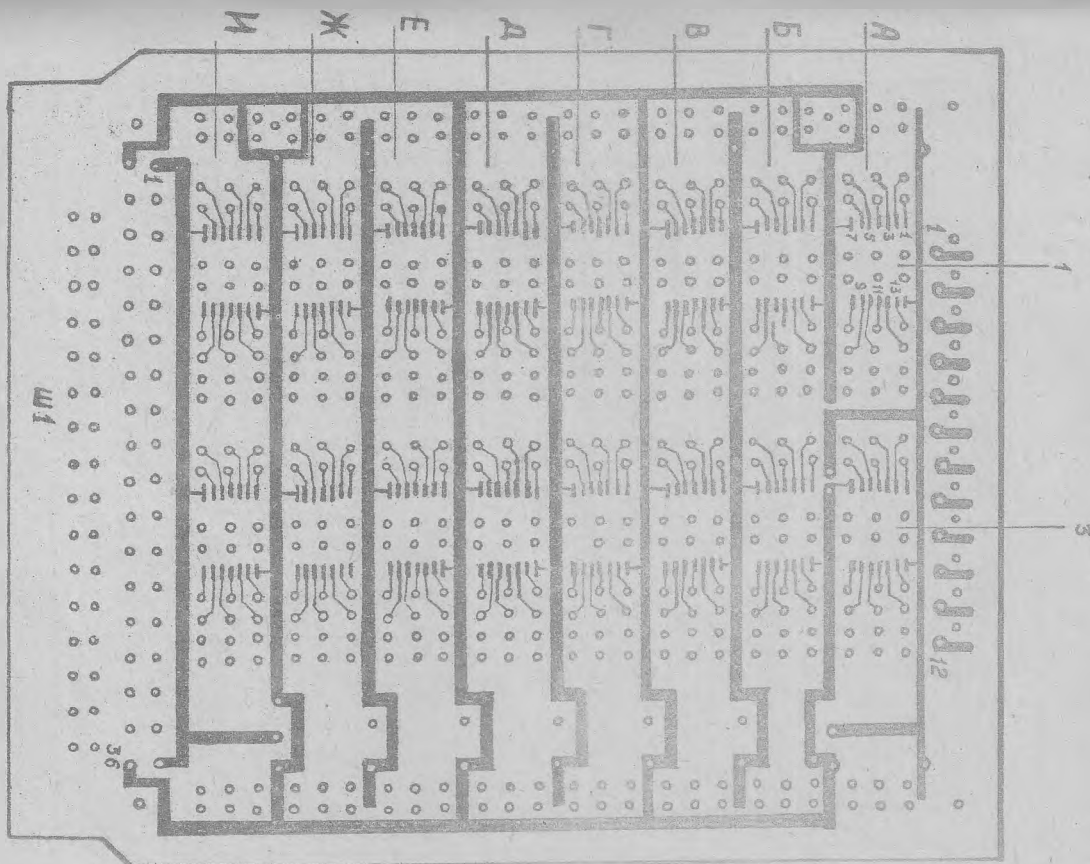


Рис. 15. Схема печатных проводников первого слоя МПЛ.

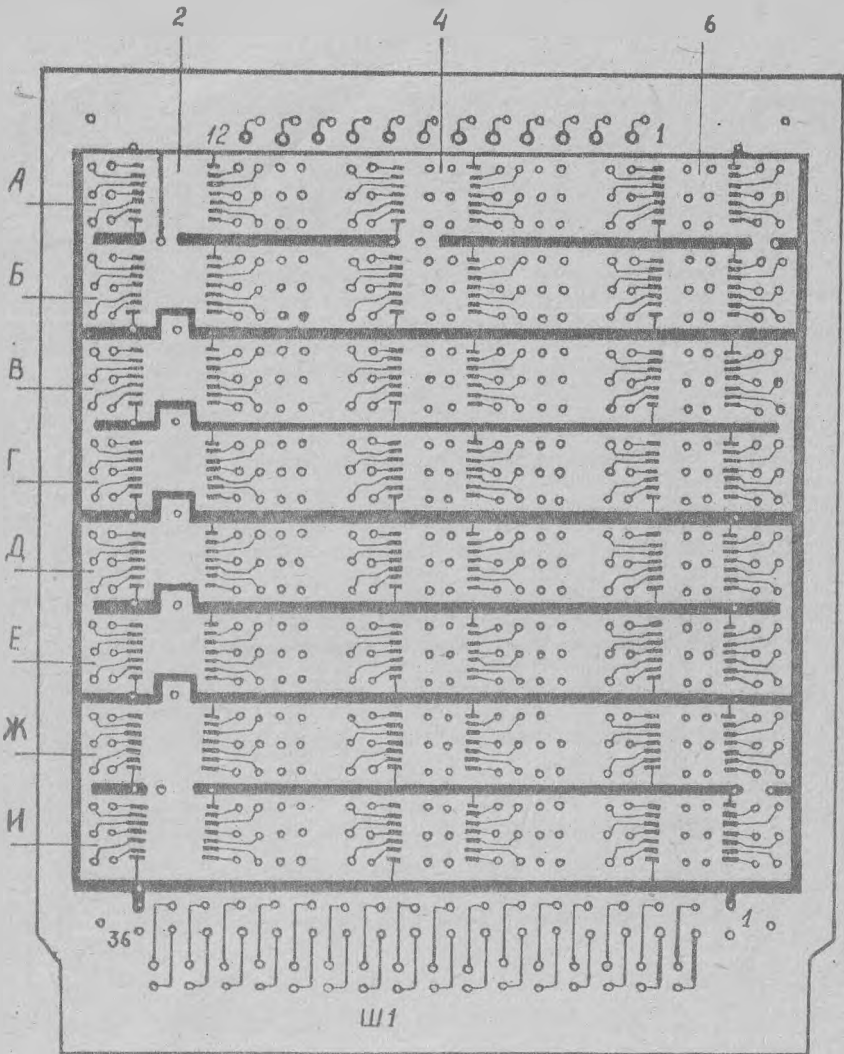


Рис.16. Схема печатных проводников последнего (восьмого) слоя МПЧ.

Таблица 8.

Таблица цепей

№ цепи	Т о ч к и				
001	У006-А03-14	У005-В01-14	У004-В02-14	У007-В03-14	
	У004-В04-14	У001-В02-14	У010-В03-14	У016-В04-14	
	У002-В06-14	У015-Г01-14	У013-Г02-14	У012-Г03-14	
	У017-Г04-14	У003-Г06-14	У008-Д02-14	У009-А03-14	
	У022-В02-14	У020-В03-14	У019-В04-14	У024-Ж02-14	
	У021-Ж03-14	У018-Ж04-14	У025-И02-14	У023-И03-14	
	У014-И04-14	Ш1/001	Ш1/018		
	002	У006-А03-07	У005-В01-07	У001-В02-07	У007-В03-07
		У004-В01-07	У011-В02-07	У010-В03-07	У016-В04-07
У002-В06-07		У015-Г01-07	У013-Г02-07	У012-Г03-07	
У017-Г04-07		У003-Г06-07	У008-Д02-07	У009-Д03-07	
У022-В02-07		У020-В03-07	У019-В04-07	У024-Ж02-07	
У021-Ж03-07		У018-Ж04-07	У025-И02-07	У023-И03-07	
У014-И04-07		Ш1/019	Ш1/036		
003		У001-В02-01	Г008	Ш1/002	
		004	У002-В06-01	Г001	Ш1/003
005	У003-006-01		Г003	Ш1/004	
006	У004-В01-01	Г002	Ш1/005		
007	У005-В01-01	Г004	Ш1/006		
008	У014-И04-01	Ш1/007			
009	У014-И04-02	Ш1/008			
010	У014-И04-07	Ш1/009			
011	У014-И04-08	Ш1/010			
012	У001-В02-12	Г010	Ш1/011		
013	У006-Д03-04	Г007	Ш1/012		
014	У007-В03-01	Г011	Ш1/013		
015	У008-Д02-04	Г012	Ш1/014		
016	У009-Д03-01	Г009	Ш1/015		
017	У001-В02-13	Ш1/016			
018	У001-В02-02	Ш1/017			
019	У014-И04-08	Ш1/020			
020	У015-Г01-06	Ш1/020			
021	У015-Г01-08	Ш1/022			
022	У016-В04-06	Ш1/023			
023	У016-В04-08	Ш1/024			
024	У017-Г04-06	Ш1/025			

Продолжение Таблицы 8.

№ цепи	Точки			
025	У017-Г04-08	Ш1/026		
026	У018-Ж04-06	Ш1/027		
027	У014-М04-06	Ш1/028		
028	У018-Ж04-08	Ш1/029		
029	У023-И03-08	Ш1/030		
030	У023-И03-06	Ш1/031		
031	У024-Ж02-08	Ш1/032		
032	У024-Ж02-06	Ш1/033		
033	У025-И02-08	Ш1/034		
034	У025-И02-06	Ш1/035		
⋮				
101	У001-В02-03	У001-В02-04	У001-В02-05	
102	У005-В01-02	У005-В01-13	У001-В02-06	У006-В01-02
	У004-В01-13	У002-В06-02	У002-В06-13	У003-Г06-02
	У003-Г06-13			
103	У002-В06-06	У002-В06-04	У002-В06-12	
104	У011-В02-03	У010-В03-09	У002-В06-05	У002-В06-08
	У013-Г02-01	У013-Г02-03		
105	У011-В02-01	У011-В02-09	У010-В03-01	У002-В06-06
	У002-В06-09	У012-Г03-04	У012-Г03-09	
106	У002-В06-10	У002-В06-11		
107	У003-Г06-03	У003-Г06-04	У003-Г06-12	
108	У003-Г06-10	У003-Г06-11		
109	У011-В02-02	У010-В03-02	У010-В03-10	У013-Г02-02
	У012-Г03-01	У003-Г06-05	У003-Г06-08	
110	У011-В02-04	У011-В02-10	У013-Г02-04	У012-Г03-10
	У003-Г06-06	У003-Г06-09		
111	У004-В01-03	У004-В01-04	У004-В01-12	
112	У004-В01-10	У004-В01-11		
113	У004-В01-05	У004-В01-08	У010-В03-04	У010-В03-12
	У013-Г02-05			
114	У004-В01-06	У004-В01-09	У011-В02-05	У011-В02-11
	У013-Г02-13	У012-Г03-02		
115	У005-В01-03	У005-В01-04	У005-В01-12	
116	У005-В01-05	У005-В01-08	У011-В02-13	У010-В03-05
	У010-В03-13			

## Продолжение Таблицы 8.

№ цепи	Точки			
117	У005-Б01-06	У005-Б01-09	У012-Г03-05	
118	У005-Б01-10	У005-Б01-11		
119	У001-Б02-09	У001-Б02-10	У001-Б02-11	
120	У006-А03-02	У006-А03-13	У001-Б02-08	У007-Б03-02
	У007-Б03-13	У008-Д02-02	У008-Д02-13	У009-Д03-02
	У009-Д03-13			
121	У006-Д03-03	У006-А03-04	У006-А03-12	
122	У006-А03-10	У006-А03-11		
123	У006-А03-05	У006-А03-08	У022-Е02-01	У022-Е02-03
	У020-Е03-03	У019-Е04-09		
124	У006-А03-06	У006-А03-09	У020-Е03-01	У020-Е03-09
	У019-Е04-01	У021-Ж03-04	У021-Ж03-09	
125	У007-Б03-03	У007-Б03-04	У007-Б03-12	
126	У007-Б03-10	У007-Б03-11		
127	У007-Б03-05	У007-Б03-08	У022-Б02-02	У020-Б03-02
	У019-Е04-02	У019-Б04-10	У021-Ж03-01	
128	У007-Б03-06	У007-Б03-09	У022-Е02-04	У020-Е03-04
	У020-Е03-10	У021-Ж03-10		
129	У008-Д02-03	У008-Д02-04	У008-Д02-12	
130	У008-Д02-10	У008-Д02-11		
131	У008-Д02-05	У008-Д02-08	У022-Е02-05	У019-Е04-04
	У019-Е04-12			
132	У008-Д02-06	У008-Д02-09	У022-Е02-13	У020-Е03-05
	У020-Е03-11	У021-Ж03-02		
133	У009-Д03-03	У009-Д03-04	У009-Д03-12	
134	У009-Д03-05	У009-Д03-08	У020-Е03-13	У019-Е04-05
	У019-Е04-13			
135	У009-Д03-06	У009-Д03-09	У021-Ж03-05	
136	У009-Д03-10	У009-Д03-11		
137	У010-Б03-08	У016-Б04-09	У014-И04-09	У014-И04-10
138	У010-Б03-06	У016-Б04-10	У015-Г01-05	У012-Г03-12
	У012-Г03-13			

ковий № контакта разъема. При обозначении контрольного гнезда указывается наименование (Г) и далее трехзначный порядковый номер. Первые 2 цепи (001 и 002) являются цепями питания и земли.

По таблице цепей составить программу контроля в десятичном изображении для 002 и 138 цепи. Изобразить фрагмент перфоленты для 138 цепи 2-го и 3-го кадров. Привести данные печати, если существует разрыв печатных проводников в 002 цепи между контактными площадками У017-Г04-07 и У003-Г06-07. Привести данные печати, если существует замыкание 002 цепи на 031 цепь, а электрическая прочность между 012 цепью и III цепью меньше допустимой.

Ответ. Информация о браке:

- разрыв печатных проводников в 002 цепи между контактными площадками У017-Г04-07 и У003-Г06-07

II2907;

- замыкания 002 цепи на 031 цепь:

32	00	36	;
32	00	32	

недостаточная электрическая прочность между 012 цепью и III цепью:

22	00	II
----	----	----

2I	03	I2
----	----	----

2. Спроектировать сборочный чертеж КУ для контроля микросхем в прямоугольном металлоглазном корпусе с цилиндрическими штыревыми выводами. Тип корпуса: 15I.15-3 по ГОСТ 17467-72. Использовать пластинчатые фигурные КЭ с клиновым приводом - КЛ.

Микросхему устанавливать с помощью пинцета с одетыми на его ножки резиновыми наконечниками. При контроле выводы должны быть расположены вниз относительно плоскости основания корпуса микросхемы или микросборки.

Контроль производится в условиях серийного производства. Вспомогательное время на установку микросхем - не более 10 с.

3. Спроектировать сборочный чертеж КУ для контроля микросхем в круглом металлоглазном корпусе с цилиндрическими штыревыми выводами. Тип корпуса: 310.8-2 по ГОСТ 17467-72. Использовать Г-образные пластинчатые КЭ с кулачковым приводом - КУ.

Микросхема устанавливается вручную, выводы располагаются вверх относительно плоскости корпуса микросхемы.

Контроль производится в условиях серийного производства. Вспомогательное время на установку микросхемы не более 25 с.

4. Спроектировать сборочный чертеж КУ для контроля микросхемы в прямоугольном пластмассовом корпусе со штырьевыми плоскими выводами. Тип корпуса 30I ПЛ I4-2 по ГОСТ I7467-71. Использовать рычажно-роликовый КУ-РР.

Микросхемы устанавливаются вручную. Контроль осуществляется в условиях серийного производства, вспомогательное время на установку микросхемы не более 15 с.

5. Спроектировать сборочный чертеж КУ для контроля микросхемы в металлокерамическом прямоугольном корпусе с двухрядным расположением круглых штырьевых выводов. Тип корпуса I55.36-I по ГОСТ I7467-72. Использовать пластинчатые фигурные контакты с клиновым приводом - КЛ.

Микросхема устанавливается вручную, выводы располагаются вниз относительно плоскости основания корпуса. Контроль осуществляется в условиях серийного производства, вспомогательное время на установку микросхемы не более 10 с.

6. Спроектировать сборочный чертеж КУ для контроля микросхемы в прямоугольном пластмассовом корпусе со штырьевыми плоскими выводами. Тип корпуса 20I, I4-I по ГОСТ I7467-72. Использовать Г-образные пластинчатые КЭ с кулачковым приводом - КУ.

Микросхема устанавливается вручную, выводы располагаются внизу относительно плоскости основания. Контроль осуществляется в условиях серийного производства, вспомогательное время на установку микросхемы не более 10 с.

7. Спроектировать сборочный чертеж КУ для контроля микросхемы в прямоугольном металлокерамическом корпусе с планарными выводами. Тип корпуса 42I.50-I по ГОСТ I7467-72. Использовать многоконтрольное КУ с рычажно-пружинным приводом - РРР. Микросхему устанавливать с помощью пинцета с одетыми на его ножки резиновыми наконечниками. Контроль производится в условиях серийного производства, вспомогательное время на установку микросхемы не более 10 с.

8. Спроектировать сборочный чертеж КУ для контроля микросхемы в стеклянном прямоугольном корпусе с планарными выводами. Тип корпуса 40I.14-I по ГОСТ 17467-72. Использовать пружинный КЭ с рычажно-пружинным приводом - РПР.

Микросхему устанавливать с помощью пинцета с одетыми на его ножки резиновыми наконечниками. Контроль производится в условиях серийного производства, вспомогательное время на установку микросхемы не более 10 с.

9. Спроектировать сборочный чертеж КУ для контроля микросхемы в прямоугольном пластмассовом корпусе с плоскими штырьевыми выводами. Тип корпуса 20I.14-I по ГОСТ 17467-72. Использовать проволочные фигурные КЭ с клиновым прижимом к печатной плате с контактными площадками - КЛ.

Микросхему устанавливать вручную **выводами вниз**. Контроль производится в условиях серийного производства, вспомогательное время на установку микросхемы не более 10 с.

#### Л И Т Е Р А Т У Р А

1. ГОСТ 16504-74 Контроль и испытания. Основные термины и определения.
2. ГОСТ 15895-77 Статистические методы управления качеством продукции. Термины и определения.
3. Венцель Е.С. Теория вероятностей, М., "Наука", 1979, 576с.
4. Глудкин О.П., Обичкин Ю.Г., Блохин В.Г. Статистические методы в технологии производства радиоэлектронной аппаратуры, М., "Энергия", 1977, 294 с.
5. Разумный В.М., Толченев О.В. Оценка работоспособности устройств автоматики, М., "Энергия", 1977, 120 с.
6. Медведев А.М. Контроль и испытания плат печатного монтажа, М., "Энергия", 1975, 151 с.
7. Гусев В.П. Технология радиоаппаратостроения, М., "Высшая школа", 1972, 494 с.
8. Беляева А.С., Билибин К.И., Лукин К.Б., Павловский В.В., Парфенов Е.М., Фролов А.В. Сборник задач и упражнений по технологии РЭА, М., "Высшая школа", 1982, 256 с.



## О Г Л А В Л Е Н И Е

	Стр.
Введение.....	3
1. Организация контроля в технологическом процессе.....	4
2. Контроль качества РЭА с помощью среднего значения выборки	5
3 2.1. Сравнение однородных средних выборочных значений...	9
3. Контроль качества РЭА с помощью среднеквадратичного отклонения.....	12
3.1. Сравнение однородных дисперсий.....	15
4. Оценка вероятности выхода годных изделий по частоте.....	16
4.1. Случай очень малой вероятности брака.....	19
4.2. Оценка вероятности, когда число опытов велико, а вероятность не слишком велика и не слишком мала....	21
5. Контроль качества РЭА с помощью контрольных карт.....	23
6. Достоверность контроля.....	25
7. Автоматизация контроля печатных плат.....	31
8. Организация входного контроля.....	37
9. Экономическая оценка контроля.....	38
10. Конструирование контактных устройств для контроля микросхем, пленочных плат микросборок.....	39
II. Типовые примеры и задания.....	44
Литература.....	54

Темплан 1982 г., № 1626

СТАТИСТИЧЕСКИЙ КОНТРОЛЬ КАЧЕСТВА СБОРКИ РЭА

Учебное пособие.

Редактор: профессор, д.т.н. Е.И.Семенов

Л-91025, подп.к печ. 18.12.82. Форм.бум.60x84 1/16. Объем 3,5п.л.

Бумага множительная. Тпр.300. Зак.177. Цена 24к.

Типография МИХМ, Москва, ул.Карла Маркса, дом.21/4.