

## МЕТОДЫ ПОВЫШЕНИЯ ТОЧНОСТИ РЕШАЮЩИХ ПРАВИЛ КОНТРОЛЯ ПРИ ПРОИЗВОДСТВЕ КРИСТАЛЛОВ МИКРОСХЕМ

Долгов Алексей Юрьевич  
Государственный университет им. Т. Г. Шевченко, MD 3300,  
г. Тирасполь, Республика Молдова  
[dolgov@spsu.ru](mailto:dolgov@spsu.ru)

**Abstract.** *Three solving rules operation selective control on small size samples ( $n=5$  and  $10$ ), suitable for technological process of manufacture of integrated circuits crystals, allowing to reduce a subjective component of predicted reject up to 2, 3 times in comparison with operating check methods.*

**Ключевые слова:** *выборочный контроль, граничный метод, эквивалентная оперативная характеристика.*

### I. Введение

Принятый в настоящее время на большинстве микросхемотехнических предприятий граничный метод пооперационного контроля электрических и электрофизических кристаллов ИМС заключается в том, что на пластине производится только 5 (или 10) измерений контролируемого параметра в специально приспособленных для этого кристаллах, называемых тестовыми ячейками (ТЯ). Если за пределы нормы ( $T_B-T_H$ ) выходят не более двух величин из пяти (или пять из десяти), то брак считается приемлемым и вся пластина – годной, в противном случае пластина бракуется.

Для анализа ситуации укажем, что на каждой пластине имеется несколько сотен или тысяч кристаллов. В терминах математической статистики можно сказать, что на пластине имеется распределение, близкое к генеральной совокупности, о параметрах которого мы судим по выборке чрезмерно малого объема и, следовательно, можем получить о них неверное представление.

Ниже предложены три способа увеличить точность оценки возможного брака (в процентах) применительно к каждой пластине.

### II. Теоретические и экспериментальные исследования

Обозначим через  $R=X_{\max}-X_{\min}$  – размах контрольной выборки, тогда можно ввести коэффициент перекрытия нормы

$$V = \frac{R}{T_B - T_H}, \quad (1)$$

а размах  $R$  связать со среднеквадратическим отклонением (СКО) выборки

$$\sigma = a_n R, \quad (2)$$

причем границами его существования служит интервал

$$\frac{R}{W_{1-\alpha_1}} < \sigma < \frac{R}{W_{\alpha_1}}, \quad (3)$$

где  $\alpha_n$  – коэффициент пропорциональности, зависящий от объема выборки [1];  $W_{\alpha_1}$ ,  $W_{1-\alpha_1}$  – квантили размаха нормированной и центрированной выборки того же объема  $n$  из нормального распределения  $N(0,1)$ ;  $\alpha_1 = (1 - P_{\text{доб}})/2$  – половина уровня значимости.

Еще одной оценкой СКО может служить его выборочное значение

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}, \quad (4)$$

границами существования которой служит интервал

$$\sqrt{\frac{nS^2}{c_2^2}} < s < \sqrt{\frac{nS^2}{c_1^2}} \quad (5)$$

где  $\chi_1^2(1 - \alpha_1; \nu = n - 1)$  и  $\chi_2^2(\alpha_1; \nu = n - 1)$  – табличные значения величин кси-квадрат распределения.

Особенностью диапазона прогнозируемого брака является его двойственное происхождение от объективных и субъективных причин. К объективным причинам следует отнести объем выборки, коэффициент перекрытия нормы, расположение конкретных значений контролируемого параметра на числовой оси (рисунок 1), а к субъективным причинам – большую ошибку при исчислении СКО (вид формы и ее интервальная оценка).

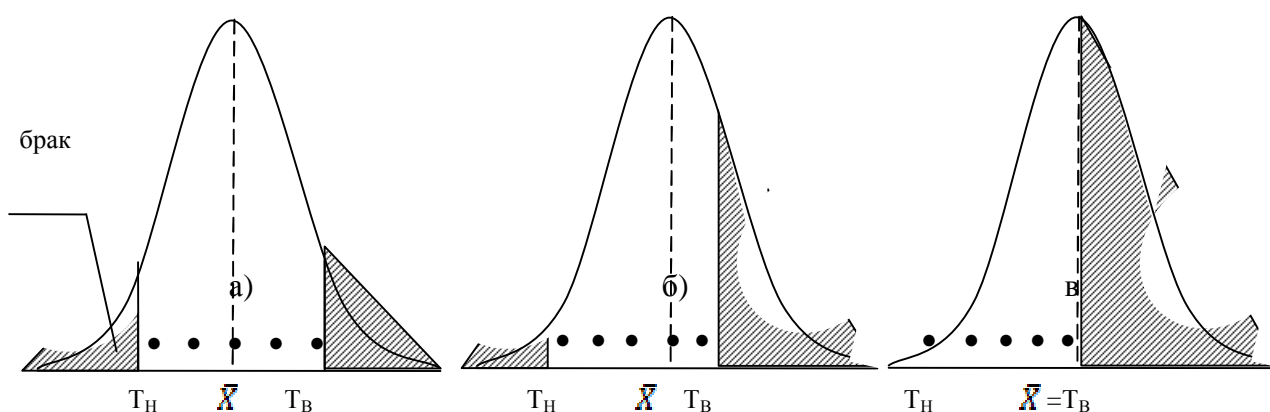


Рисунок 1 Варианты расположения измерений на числовой оси  
а) минимальный брак; б) наивероятнейший брак; в) максимальный брак

Ясно, что объективные причины могут служить инструментом управления качеством изделий (технологического процесса), а влияние субъективных причин следует уменьшать всеми доступными способами.

Предшествующими исследованиями [2] установлено, что из формул расчета СКО (2)-(4) наиболее близко к реальной картине дает формула (4) (доказано нами экспериментально для тиража в 2000 пластин). Поэтому дальнейшие исследования будем вести опираясь только на формулу (4) и крайние значения ее интервальной оценки (5). Тогда величины прогнози-

руемого брака при классическом граничном методе выборочного пооперационного контроля могут быть представлены в виде таблицы 1.

Таблица 1 Величина прогнозируемого брака на пластине с 5 ТЯ при расчете по формуле (4)

Прогнозируемый брак	СКО по формуле	Число измерений, не выходящих за пределы нормы, $m$										
		$m=5$			$m=4$			$m=3$				
		$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$	$v=1,3$	$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$	$v=2,0$	$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$
Минимальный	$min S$	–	0,7	0	20,1	6,0	3,0	3,3	31,6	6,0	17,2	17,2
	$S$	–	7,1	1,1	36,5	20,6	11,1	11,1	49,3	20,8	26,5	26,4
	$max S$	–	57,4	43,1	76,8	69,4	57,9	47,3	83,1	69,5	59,9	50,6
Наивероятнейший	$min S$	–	1,8	1,5	32,9	20,5	11,1	10,3	44,1	26,0	33,6	33,6
	$S$	–	8,7	5,7	43,2	35,7	19,6	18,7	54,2	35,7	38,2	38,2
	$max S$	–	57,7	44,8	76,8	69,7	58,9	48,9	84,4	70,5	61,5	53,2
Максимальный	$min S$	5,3	3,0	3,0	45,5	35,0	19,3	17,2	56,7	50,0	50,0	50,0
	$S$	20,6	10,2	10,3	49,7	50,7	58,1	26,4	59,1	50,6	50,0	50,0
	$max S$	69,4	57,9	46,5	76,7	70,0	59,8	50,6	85,7	71,6	63,0	55,8

Аналогичную таблицу можно привести для случая пластины с десятью ТЯ.

Анализ таблицы 1 подтвердил, что величина брака существенным образом зависит от объективной причины – коэффициента перекрытия нормы – до 2-х раз, и от субъективной причины – формулы расчета СКО (для правила «пять из пяти» величина прогнозируемого брака меняется от 0 до 70%, а для правила «три из пяти» – от 6 до 86%).

Анализ решающих правил «три из пяти» и «пять из пяти» граничного метода контроля показал, что применение классических статистических методов в производстве ведет к значительным экономическим потерям по причине их малой чувствительности.

Выходом из положения может служить эквивалентной (виртуальное) увеличение объема выборки с помощью метода точечных распределений (МТР) [3]. Метод основан на представлении каждого измерения центром некоторого распределения, вид которого заранее известен.

Для выборки малого объема найден алгоритм и расчетные формулы для определения оценок ее параметров из условия повышения их эффективности

$$m_X^* = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n p_{ij} \cdot X'_j \cdot \exp \left[ -4,5 \left( \frac{X'_j - X_i}{r} \right)^2 \right]}{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n p_{ij} \cdot \exp \left[ -4,5 \left( \frac{X'_j - X_i}{r} \right)^2 \right]}; \quad (6)$$

$$m_2^* = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n p_{ij} \cdot (X'_j)^2 \cdot \exp \left[ -4,5 \left( \frac{X'_j - X_i}{r} \right)^2 \right]}{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n p_{ij} \cdot \exp \left[ -4,5 \left( \frac{X'_j - X_i}{r} \right)^2 \right]} - (m_X^*)^2, \quad (7)$$

где  $X_i$  – измеренные значения;  $X'_j$  – центры искусственных разрядов, образованных делением на  $k=30$  диапазона существования эквивалентной выборки ( $a, b$ );  $r$  – половина ширины дельтаобразного ядра;  $p_{ij} = 1$  при условии накрытия  $i$ -м ядром  $j$ -го разряда, в противном случае  $p_{ij}=0$ .

Доказано, что эффективность найденных расчетных формул примерно в  $\sqrt{3}$  раз больше (доверительный интервал оценок параметров в  $\sqrt{3}$  раз меньше), чем при использовании классических формул достаточных выборок, что эквивалентно увеличению объема выборки примерно в 3 раза (то есть, при  $n=5$  величина эквивалентной выборки  $n_3=16$ , при  $n=10$  величина  $n_3=27$ ).

Тогда заменяя выражение (4) на величину  $\sqrt{\mu_2^2}$  из выражения (7) и воспользовавшись для определения концов интервальной оценки выражением (5) с заменой объема выборки  $n$  на величину  $n_3$  (то же и в отношении значений критериев хи-квадрат) можно получить новую таблицу прогнозируемого брака (таблица 2).

Таблица 2 Величина прогнозируемого брака на пластине с пятью ТЯ при расчете по формуле (7)

Прогнозируемый брак	СКО по формуле	Число измерений, не выходящих за пределы нормы, $m$										
		$m=5$			$m=4$			$m=3$				
		$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$	$v=1,3$	$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$	$v=2,0$	$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$
Минимальный	$\min \sqrt{\mu_2^2}$	–	2,5	0	25,7	11,4	5,6	5,8	43,3	11,6	26,8	21,8
	$\sqrt{\mu_2^2}$	–	12,9	1,6	37,6	22,8	18,2	11,7	55,0	23,0	36,7	27,6
	$\max \sqrt{\mu_2^2}$	–	28,4	13,3	57,0	41,2	31,1	35,3	76,8	45,7	39,7	36,0
Наивероятнейший	$\min \sqrt{\mu_2^2}$	–	4,1	3,0	36,4	16,8	16,1	13,7	49,6	26,1	38,4	35,9
	$\sqrt{\mu_2^2}$	–	15,8	6,5	44,3	26,7	26,3	19,5	58,3	37,8	43,5	38,8
	$\max \sqrt{\mu_2^2}$	–	29,7	24,3	59,3	43,1	35,1	35,6	71,7	57,7	45,6	43,0
Максимальный	$\min \sqrt{\mu_2^2}$	11,2	5,6	5,8	47,2	22,2	26,6	21,6	55,9	40,7	50,0	50,0
	$\sqrt{\mu_2^2}$	22,6	18,1	11,5	51,0	30,7	36,4	27,4	61,6	52,7	50,2	50,0
	$\max \sqrt{\mu_2^2}$	44,9	30,9	35,3	61,7	45,1	39,2	35,8	72,7	69,2	51,6	50,2

Аналогичную таблицу можно привести для случая пластины с десятью ТЯ ( $n_3=27$ ).

Теоретическими трудами [1] доказано, что при контроле по количественному признаку самым выгодным в смысле точности принятия решения и минимума выборки является контроль по линейной комбинации выборочных характеристик  $\bar{X}$  и  $S$ . При контроле электрофизических и других параметров соотношение между числом кристаллов на пластине ( $N=400 \div 4000$ ) и объемом выборки  $n=5$  (или  $n=10$ ) не подходит ни под один уровень контроля, предусмотренный действующими ГОСТами, и все нормативы надо рассчитывать специально, учитывая искажения в оценках из-за малости объема выборки.

В работе [4] выведены условия и решающие правила выборочного приемочного контроля по количественному признаку с учетом ограничений на малый объем контрольной выборки

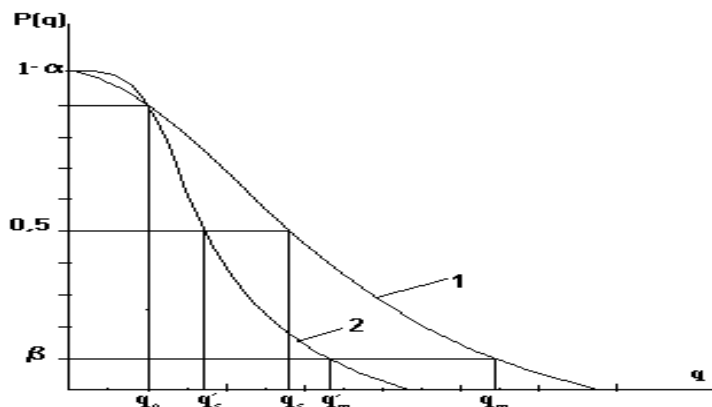
$$P(q) = F_o \left( \frac{U_{1-q} - \frac{k_s}{k_n}}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k_s^2}{2n-1,4}}} \right), \quad (8)$$

где  $k_n = \sqrt{\frac{n-1}{2}} \cdot \frac{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}$  – поправочный коэффициент на малый объем выборки, а  $F_o(\cdot)$  – интеграл Гаусса.

Так при  $\alpha=0,10$ ,  $n=5$ ,  $q_0=0,10$  с учетом величины поправочного коэффициента  $k_n=k_5=1,0639$  получим  $k_s=0,677$ . Тогда получим

$$P(q) = F_o \left( \frac{U_{1-q} - 0,6363}{0,5033} \right) = \frac{|T - \bar{X}|}{S}, \quad (9)$$

Результаты расчетов представлены на рисунке 2.



1-  $P(q)$  при  $n=5$  ( $k_s=0,680$  ;  $M_s=26,14\%$ )

2-  $P(q)$  при  $n_3=16$  ( $k_s=0,912$  ;  $M_s=18,41\%$ )

Рисунок 2 Оперативная (1) и эквивалентная оперативная (2) характеристики

Для случая формулы (9) можно составить таблицу 3, аналогичную предыдущим.

Таблица 3 Величина прогнозируемого брака на пластине с пятью ТЯ по формуле (4)

Прогнозируемый брак	СКО по формуле	Число измерений, не выходящих за пределы нормы, $m$										
		$m=5$			$m=4$			$m=3$				
		$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$	$v=1,3$	$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$	$v=2,0$	$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$
Минимальный	$min S$	–	0,7	1,1	18,9	11,5	6,5	6,0	26,6	13,6	11,5	11,4
	$S$	–	9,8	5,6	27,1	20,4	13,6	11,1	34,0	20,6	18,6	17,4
	$max S$	–	35,6	30,2	43,3	40,5	36,0	31,4	46,2	40,6	36,6	32,5
Наивероятнейший	$min S$	–	3,6	3,3	22,6	16,3	10,4	9,6	30,6	32,0	30,7	30,7
	$S$	–	11,0	8,1	29,1	23,0	16,3	14,2	55,8	36,7	34,6	33,7
	$max S$	–	35,7	30,5	43,8	40,6	36,8	31,8	64,7	52,3	49,0	45,1
Максимальный	$min S$	11,3	6,3	5,6	26,3	21,1	14,3	13,3	74,6	50,6	50,0	50,0
	$S$	20,3	12,2	10,7	31,2	25,6	19,1	17,2	77,6	52,8	50,7	50,1
	$max S$	40,4	35,8	31,1	44,4	40,7	36,6	32,3	83,5	65,1	61,5	57,7

Продолжая эту тенденцию найдем эквивалентную оперативную характеристику (рисунок 2 (2)), учитывая что в МТР величина  $n_3=16$ ,  $k_{16}=1,0168$ ,  $k_5=0,9123$ . Тогда

$$P(q) = F_o \left( \frac{U_{1-q} - 0,8972}{0,0897} \right) = \frac{|T - \bar{X}|}{\sqrt{m_2}}, \quad (10)$$

Для случая эквивалентной оперативной характеристики (10) можно составить таблицу 4.

Для оценки выигрыша в точности прогнозирования брака необходимо сопоставить результаты расчетов по трем предложенным решающим правилам контроля с действующими на производстве нормативами. С этой целью составим таблицу 5 – отношение уменьшения наиболее интересного показателя – минимального брака для всех технологических ситуаций.

### III. Заключение

Анализ данных таблицы 5 свидетельствует, что все три предложенных решающих

Таблица 4 Величина прогнозируемого брака на пластине с 5 ТЯ при расчете по ормуле (7)

Прогнозируемый брак	СКО по формуле	Число измерений, не выходящих за пределы нормы, $m$										
		$m=5$			$m=4$			$m=3$				
		$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$	$v=1,3$	$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$	$v=2,0$	$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$
Минимальный	$\min \sqrt{\mu_2^2}$	–	25,5	21,7	30,0	28,8	25,6	22,5	32,3	28,8	26,0	23,1
	$\sqrt{\mu_2^2}$	–	28,8	26,1	32,6	31,2	29,0	26,6	33,8	31,2	29,2	26,8
	$\max \sqrt{\mu_2^2}$	–	34,3	33,3	35,6	35,2	34,3	33,4	36,0	35,2	34,4	33,4
Наивероятнейший	$\min \sqrt{\mu_2^2}$	–	25,5	22,0	30,6	28,8	25,8	22,8	33,0	29,0	26,4	23,7
	$\sqrt{\mu_2^2}$	–	28,8	26,2	33,9	31,2	29,1	26,7	34,1	31,3	29,4	27,0
	$\max \sqrt{\mu_2^2}$	–	34,3	33,3	35,6	35,4	34,3	33,4	36,0	35,3	34,4	33,4
Максимальный	$\min \sqrt{\mu_2^2}$	28,6	25,5	22,2	30,7	28,9	26,0	23,1	33,7	29,3	26,8	24,3
	$\sqrt{\mu_2^2}$	31,2	28,8	26,4	33,1	31,3	29,2	26,8	34,5	31,5	29,6	27,3
	$\max \sqrt{\mu_2^2}$	35,1	34,3	33,4	35,6	35,4	34,3	33,4	36,0	35,4	34,4	33,5

Таблица 5 – Относительное уменьшение максимального брака (разы)

Прогнозируемый брак	СКО по формуле	Число измерений, не выходящих за пределы нормы, $m$										
		$m=5$			$m=4$			$m=3$				
		$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$	$v=1,3$	$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$	$v=2,0$	$v=1,0$	$v=0,7$	$v=0,5$
Табл. 2	Миним.	–	2,02	3,24	1,35	1,69	1,86	1,34	1,17	1,52	1,51	1,41
	Наивер.	–	1,94	1,84	1,30	1,62	1,68	1,38	1,18	1,22	1,35	1,24
	Максим	1,55	1,87	1,32	1,24	1,55	1,53	1,41	1,18	1,65	1,22	1,11
Табл. 3	Миним.	–	1,61	1,43	1,77	1,71	1,31	1,51	1,80	1,71	1,64	1,56
	Наивер.	–	1,68	1,47	2,16	1,71	1,62	1,46	1,30	1,35	1,26	1,18
	Максим	1,72	1,69	1,50	2,15	1,72	1,63	1,57	1,03	1,10	1,02	0,97
Табл. 4	Миним.	–	1,67	1,29	2,16	1,64	1,69	1,42	2,31	1,97	1,74	1,57
	Наивер.	–	1,68	1,35	2,16	1,97	1,72	1,46	2,34	2,00	1,79	1,59
	Максим	1,98	1,69	1,39	2,16	1,98	1,74	1,91	2,38	2,02	1,83	1,67

правила – эквивалентный граничный контроль, оперативная характеристика и эквивалентная оперативная характеристика – дают существенный выигрыш в точности прогнозирования брака за счет уменьшения субъективной составляющей прогноза. Все они могут быть рекомендованы к внедрению в производство, однако наибольший эффект дает применение эквивалентной оперативной характеристики (1,3 – 2,3 раза по сравнению с ныне действующим методом).

#### IV. Библиография

1. Ликеш И., Ляга Й. Основные таблицы математической статистики: Пер. с чешск. – М.: Финансы и статистика, 1985. – 356 с.
2. Долгов А.Ю. Повышение эффективности статистических методов контроля и управления технологическими процессами изготовления микросхем: Дис.... канд. техн. наук: 05.11.13/ МГАПИ. – М., 2000. – 217 с.
3. Долгов Ю.А., Долгов А.Ю., Столяренко Ю.А. Метод повышения точности вычисления параметров выборки малого объема (метод точечных распределений) // Вестник ПГУ–2010 – Юб. вып. – Тирасполь: Изд-во Приднестр. Ун-та, 2010. – С.232-242.
4. Шор Я.Б. Статистические методы анализа и контроля качества и надежности. – М.: Сов.радио, 1962. – 553 с.