

УДК 621.3.049.77.002:519.24

А.Ю. ДОЛГОВ

*Приднестровский государственный университет им. Т.Г.Шевченко,
Тирасполь, Приднестровье***ПОВЫШЕНИЕ ТОЧНОСТИ ОЦЕНОК ПАРАМЕТРОВ
КОНТРОЛЬНОЙ ВЫБОРКИ МАЛОГО ОБЪЕМА**

Предложены три решающих правила пооперационного выборочного контроля по выборкам малого объема ($n=5$ и 10) - эквивалентный граничный контроль, оперативная характеристика и эквивалентная оперативная характеристика. В результате анализа величины прогнозируемого брака при использовании каждого из этих правил можно утверждать, что эти правила являются пригодными для технологического процесса производства кристаллов интегральных микросхем и позволяют сократить субъективную составляющую прогнозируемого брака до 2,3 раз по сравнению с действующими методами контроля. Наибольший эффект дает применение эквивалентной оперативной характеристики.

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

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).

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.

В статье предложены три способа увеличения точности оценки возможного брака (в процентах) применительно к каждой пластине.

**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

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

причем границами его существования служит интервал

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

где a_n - коэффициент пропорциональности, зависящий от объема выборки [1]; W_{α_1} , $W_{1-\alpha_1}$ - квантили размаха нормированной и центрированной выборки того же объема n из нормального распределения $N(0,1)$; $\alpha_1 = (1 - P_{\text{ДОб}})$ - половина уровня значимости.

Еще одной оценкой СКО может служить его выборочное значение

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

границами существования которой служит интервал

$$\sqrt{\frac{nS^2}{\chi_2^2}} < \sigma < \sqrt{\frac{nS^2}{\chi_1^2}}, \quad (5)$$

где $\chi_1^2(1-\alpha_1; v = n-1)$ и $\chi_2^2(\alpha_1; v = n-1)$ - табличные значения величин хи-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 (рис. 1), а к субъективным причинам - большую ошибку при исчислении СКО (вид формы и ее интервальная оценка). 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 прогнозируемого брака при классическом граничном методе выборочного пооперационного контроля могут быть представлены в виде табл. 1.

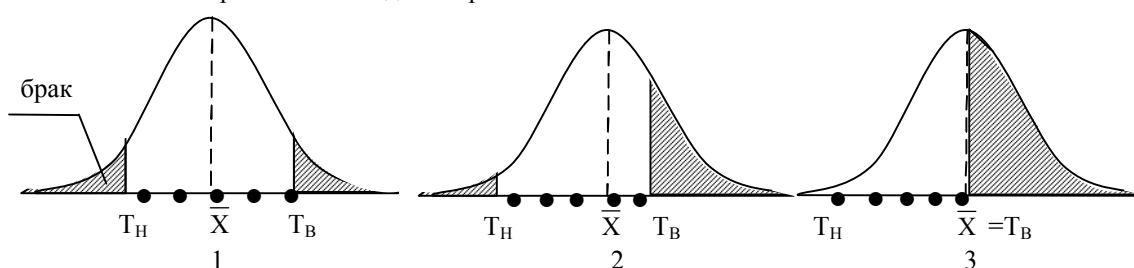


Рис. 1. Варианты расположения измерений на числовой оси
1 – минимальный брак; 2 – наивероятнейший брак; 3 – максимальный брак

Таблица 1

Величина прогнозируемого брака (%) на пластине с пятью ТЯ при граничном методе контроля для различных значений коэффициента перекрытия нормы v и расчете СКО 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 табл. 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

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

$$\mu_2^* = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n p_{ij} \cdot (X_j')^2 \cdot \exp \left[-4,5 \left(\frac{X_j' - X_i}{\rho} \right)^2 \right]}{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n p_{ij} \cdot \exp \left[-4,5 \left(\frac{X_j' - X_i}{\rho} \right)^2 \right]} - (m_X^*)^2, \quad (7)$$

где X_i – измеренные значения; X_j' – центры искусственных разрядов, образованных делением на $k=30$ диапазона существования эквивалентной выборки (а, б); ρ – 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 $\sqrt{\mu_2^*}$ 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 (табл. 2).

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

Таблица 2

Величина прогнозируемого брака (%) на пластине с пятью ТЯ при эквивалентном граничном методе контроля для различных значений коэффициента перекрытия нормы v и расчете СКО 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	$\min \sqrt{\mu_2^*}$	–	2,5	0	25,7	11,4	5,6	5,8	43,3	11,6	26,8	21,8
	$\sqrt{\mu_2^*}$	–	12,9	1,6	37,6	22,8	18,2	11,7	55,0	23,0	36,7	27,6
	$\max \sqrt{\mu_2^*}$	–	28,4	13,3	57,0	41,2	31,1	35,3	76,8	45,7	39,7	36,0
Наивероятнейший	$\min \sqrt{\mu_2^*}$	–	4,1	3,0	36,4	16,8	16,1	13,7	49,6	26,1	38,4	35,9
	$\sqrt{\mu_2^*}$	–	15,8	6,5	44,3	26,7	26,3	19,5	58,3	37,8	43,5	38,8
	$\max \sqrt{\mu_2^*}$	–	29,7	24,3	59,3	43,1	35,1	35,6	71,7	57,7	45,6	43,0
Максимальный	$\min \sqrt{\mu_2^*}$	11,2	5,6	5,8	47,2	22,2	26,6	21,6	55,9	40,7	50,0	50,0
	$\sqrt{\mu_2^*}$	22,6	18,1	11,5	51,0	30,7	36,4	27,4	61,6	52,7	50,2	50,0
	$\max \sqrt{\mu_2^*}$	44,9	30,9	35,3	61,7	45,1	39,2	35,8	72,7	69,2	51,6	50,2

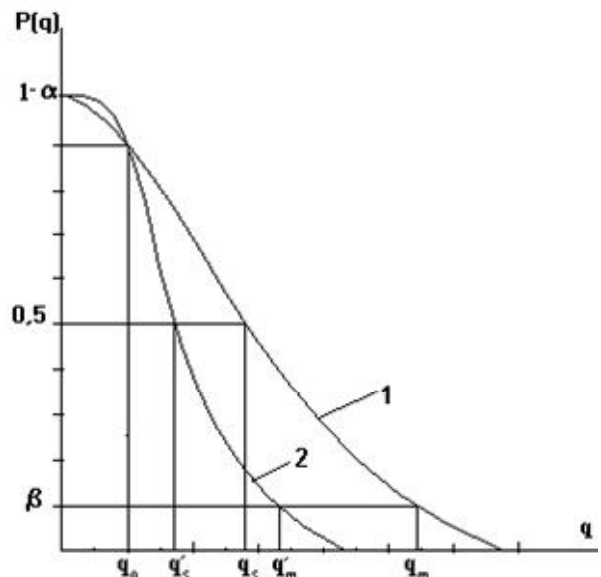
Аналогичную таблицу можно привести для случая пластины с десятью ТЯ ($n_3=27$).

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

$$P(q) = F_0 \left(\left(U_{1-q} - \frac{k_s}{k_n} \right) / \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k_s^2}{2n-1,4}} \right), \quad (8)$$

где $k_n = \sqrt{\frac{n-1}{2}} \cdot \Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right) / \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)$ – поправочный коэффициент на малый объем выборки, а $F_0(\cdot)$ – интеграл Гаусса.



1- $P(q)$ при $n=5$ ($k_s=0,680$; $M_s=26,14\%$)
2- $P(q)$ при $n_3=16$ ($k_s=0,912$; $M_s=18,41\%$)

Рис. 2. Оперативная (1) и эквивалентная оперативная (2) характеристики

Так при $\alpha = 0,10$, $n = 5$, $q_0 = 0,10$ с учетом величины поправочного коэффициента $k_n = k_s = 1,0639$ получим $k_s = 0,677$. Тогда (рис. 2 (1)):

$$P(q) = F_0 \left(\frac{U_{1-q} - 0,6363}{0,5033} \right) = \frac{|T - \bar{X}|}{S}, \quad (9)$$

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

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

$$P(q) = F_0 \left(\frac{U_{1-q} - 0,8972}{0,0897} \right) = \frac{|T - \bar{X}|}{\sqrt{\mu_2^*}}, \quad (10)$$

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

Для оценки выигрыша в точности прогнозирования брака (точнее, для оценки снижения доли субъективных факторов в этой оценке) необходимо сопоставить результаты расчетов по трем предложенным решающим правилам контроля с действующими на производстве нормативами. С этой целью составим табл. 5 – отношение уменьшения наиболее интересного показателя – минимального брака для всех технологических ситуаций.

Таблица 3

Величина прогнозируемого брака (%) на пластине с пятью ТЯ при контроле по оперативной характеристике (ОХ) для различных значений коэффициента перекрытия нормы v и расчете СКО 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

Таблица 4

Величина прогнозируемого брака (%) на пластине с пятью ТЯ при контроле по эквивалентной оперативной характеристике (ЭОХ) для различных значений коэффициента перекрытия нормы v и расчете СКО 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 $\sqrt{\mu_2^*}$	–	25,5	21,7	30,0	28,8	25,6	22,5	32,3	28,8	26,0	23,1
	$\sqrt{\mu_2^*}$	–	28,8	26,1	32,6	31,2	29,0	26,6	33,8	31,2	29,2	26,8
	max $\sqrt{\mu_2^*}$	–	34,3	33,3	35,6	35,2	34,3	33,4	36,0	35,2	34,4	33,4
Наивероятнейший	min $\sqrt{\mu_2^*}$	–	25,5	22,0	30,6	28,8	25,8	22,8	33,0	29,0	26,4	23,7
	$\sqrt{\mu_2^*}$	–	28,8	26,2	33,9	31,2	29,1	26,7	34,1	31,3	29,4	27,0
	max $\sqrt{\mu_2^*}$	–	34,3	33,3	35,6	35,4	34,3	33,4	36,0	35,3	34,4	33,4
Максимальный	min $\sqrt{\mu_2^*}$	28,6	25,5	22,2	30,7	28,9	26,0	23,1	33,7	29,3	26,8	24,3
	$\sqrt{\mu_2^*}$	31,2	28,8	26,4	33,1	31,3	29,2	26,8	34,5	31,5	29,6	27,3
	max $\sqrt{\mu_2^*}$	35,1	34,3	33,4	35,6	35,4	34,3	33,4	36,0	35,4	34,4	33,5

Выводы

Анализ данных табл. 5 свидетельствует, что все три предложенных решающих правила – эквивалентный граничный контроль, оперативная характеристика и эквивалентная оперативная характеристика – дают существенный выигрыш в точности про-

гнозирования 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).

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

Литература

1. Ликеш, И. Основные таблицы математической статистики: пер. с чешск. [Текст]/ И. Ликеш, Й. Ляга. – М.: Финансы и статистика, 1985. – 356 с.
 2. Долгов, А.Ю. Повышение эффективности статистических методов контроля и управления технологическими процессами изготовления микросхем [Текст]: дис.... канд. техн. наук: 05.11.13 / МГАПИ. – М., 2000. – 217 с.

3. Долгов, Ю.А. Метод повышения точности вычисления параметров выборки малого объема (метод точечных распределений) [Текст] / Ю.А. Долгов, А.Ю. Долгов, Ю.А. Столяренко // Вестник ПГУ. – Юб. вып. – Тирасполь: Приднестр. ун-т, 2010. – С. 232 – 242.
 4. Шор, Я.Б. Статистические методы анализа и контроля качества и надежности [Текст] / Я.Б. Шор. – М.: Сов. радио, 1962. – 553 с.

Поступила в редакцию 20.01.2012

Рецензент: д.т.н., проф. Ю.А. Скобцов, Донецкий национальный технический университет, Донецк, Украина.

**ПІДВИЩЕННЯ ТОЧНОСТІ ОЦІНОК ПАРАМЕТРІВ
КОНТРОЛЬНОЇ ВИБІРКИ МАЛОГО ОБ'ЄМУ**

О.Ю. Долгов

Запропоновані три вирішуючих правила післяопераційного вибіркового контролю по вибіркам малого об'єму (n=5 і 10) - еквівалентний граничний контроль, оперативна характеристика, і еквівалентна оперативна характеристика. В результаті аналізу величини прогнозованого браку при використанні кожного із цих правил можна стверджувати, що ці правила являються придатними для технологічного процесу виробництва кристалів інтегральних мікросхем та дозволяють зменшити суб'єктивну складову прогнозованого браку до 2,3 разів у порівнянні з діючими методами контролю. Найбільший ефект дає застосування еквівалентної оперативної характеристики.

Ключові слова: вибірковий контроль, граничний метод, еквівалентна оперативна характеристика.

**INCREASE OF ACCURACY OF ESTIMATIONS OF PARAMETERS
CONTROL SAMPLE OF SMALL VOLUME**

A.Y. Dolgov

Three solving rules of operation selective control on small size samples (n=5 and 10) - the equivalent boundary monitoring, operational characteristic and the equivalent operational characteristic are proposed in the paper. As a result of predicted value of reject analysis according to every proposed rule it is considered that these rules are 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. The greatest effect can be provided by equivalent operational characteristic.

Key words: sample check, boundary method, equivalent operative characteristic.

Долгов Алексей Юрьевич – канд. техн. наук, доцент кафедры «Информационных технологий и автоматизированного управления производственными процессами» Приднестровского государственного университета им. Т.Г. Шевченко (ПГУ), Тирасполь, Приднестровье, e-mail: dolgov@spsu.ru.