

# МЕТОДОЛОГИЯ ТРАНСПОРТНОЙ НАУКИ

УДК 656.257:681.32

Каменев А.Ю.

## ДОСТОВЕРНОСТЬ МЕТОДОВ КОМБИНИРОВАННЫХ ИСПЫТАНИЙ СИСТЕМЫ МИКРОПРОЦЕССОРНОЙ ЦЕНТРАЛИЗАЦИИ ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНЫХ СТАНЦИЙ

**Аннотация.** Рассмотрен вопрос достоверности методов комбинированных испытаний микропроцессорной централизации, основанных на синтезе имитационного и физического моделирования работы устройств нижнего уровня. Подтверждена возможность корректного использования данных методов при минимальном количестве подключаемой к стенду аппаратуры в условиях ограниченных статистических данных о функционировании систем централизации.

**Ключевые слова:** комбинированные испытания, микропроцессорная централизация, достоверность, микростатистика, метод максимального правдоподобия, распределение Стьюдента, неравноточные наблюдения.

**Введение.** Основным мероприятием по обеспечению и доказательству безопасности устройств железнодорожной автоматики, в т.ч. микропроцессорной централизации стрелок и сигналов (МПС) на станциях, являются стендовые испытания [1,2]. С целью повышения их тестового покрытия и снижения ресурсоёмкости, автором были разработаны методы комбинированных испытаний, основанные на синтезе имитационного и физического моделирования работы устройств нижнего уровня МПС. Их суть изложена в работах [3, 4], а способы реализации – в патенте [5].

Учитывая, что из каждого класса эквивалентности  $LL_i$ , на которые разбивается множество устройств нижнего уровня  $LL$ , к стенду подключается весьма ограниченная выборка элементов  $\{ll_j\}$  (в предельном случае используется одна система представителей на множестве  $LL$ , т.е.  $[\{ll_j\}] = 1$ ), возникает проблема достоверности распространения результатов испытаний на всю систему. Это связано с тем, что вследствие отклонения параметров отдельного элемента  $ll_{op} \in LL_i$ , вызванного производственным браком, множество  $LL_i$  перестаёт быть классом эквивалентности, а таким становится  $LL_i^e = LL_i / \{ll_{op}\}$ . Для исключения элементов  $ll_{op}$  одним из необходимых условий комбинированных испытаний является предварительная экспертиза устройств нижнего уровня, по результатам которой элементы  $\{ll_{op}\}$  отсеиваются или ремонтируются. Однако всегда существует множество неучтённых факторов, воздействие которых приводит к случайным ошибкам, вследствие которых возникает множество  $LL_i^{ou} = \{ll_{ou}\}$  с невыявленными отклонениями параметров, подключение элементов которого к стенду приводит к ошибочным результатам испытаний. Таким образом, оценка достоверности состоит в определении вероятности  $P(E)$  принадлежности произвольно выбранного элемента  $ll \in LL_i$  классу эквивалентности  $LL_i^e$ :  $P(E) = P(ll \in LL_i^e)$  [6].

**Достоверность при значительной статистике данных о браке.** Правильная организация выходного контроля продукции позволяет исключить системати-

ческие ошибки, поэтому при расчёте вероятности  $P(E)$  можно ограничиться рассмотрением только случайных ошибок [6, 7], которые, согласно теореме Ляпунова, распределены по нормальному закону. Ему соответствуют также величины  $\omega = \omega_{ih} = (N_{ou}/N_{обц}) \times 100\%$ , где  $N_{ou}$  и  $N_{обц}$  – соответственно количество выявленных во время опытной эксплуатации бракованных изделий определённого типа и общее их количество. Событие  $E$  при этом можно считать пересечением двух событий: не превышения процента брака  $\omega$  некоторого значения  $\omega_{max}$  ( $\omega \leq \omega_{max}$ ) и выбора изделия из совокупности  $N_{обц} - N_{ou}(\omega_{max})$  исправных приборов. Второе событие зависимо от первого, откуда, согласно правила нахождения условной вероятности, значение  $P(E)$  определяется по формуле [6]:

$$P(E) = P(\omega \leq \omega_{max}) \times P_{\omega \leq \omega_{max}}(ll \in LL_i^e). \quad (1)$$

Учитывая, что из всех  $N_{обц}$  исходов выбора исправному элементу соответствуют  $N_{обц} - N_{ou}$ , согласно классическому определению, вероятность второго события равна [6]

$$P_{\omega \leq \omega_{max}}(ll \in LL_i^e) = \frac{N_{обц} - N_{ou}^{max}}{N_{обц}} = 1 - \frac{N_{ou}^{max}}{N_{обц}} = 1 - \frac{\omega_{max}}{100\%}, \quad (2)$$

где  $N_{ou}^{max}$  – количество бракованных изделий, определяемое процентом  $\omega_{max}$ .

Тогда формула (1) принимает следующий вид

$$P(E) = P(\omega \leq \omega_{max}) \times \left(1 - \frac{\omega_{max}}{100\%}\right) = \frac{P(\omega \leq \omega_{max}) \times (100\% - \omega_{max})}{100\%}. \quad (3)$$

Поскольку процент брака не может быть отрицательным, над интервалом  $\omega < \omega_{max}$  выполнимы следующие тождественные преобразования:

$$\begin{aligned} (\omega \leq \omega_{max}) &\equiv (0 \leq \omega \leq \omega_{max}) \equiv (\omega_o - \Delta\omega = 0 \leq \omega \leq \omega_o + \Delta\omega = \omega_{max}) \equiv (-\Delta\omega \leq \omega - \omega_o \leq +\Delta\omega). \end{aligned} \quad (4)$$

Значения  $\omega_o$  и  $\Delta\omega$  находятся из следующей системы уравнений

$$\begin{cases} \omega_o - \Delta\omega = 0, \\ \omega_o + \Delta\omega = \omega_{max}; \end{cases} \rightarrow \begin{cases} \omega_o = \Delta\omega, \\ 2\Delta\omega = \omega_{max}; \end{cases} \rightarrow \omega_o = \Delta\omega = \frac{\omega_{max}}{2}. \quad (5)$$

С учётом (5), вероятность  $P(E) = P(\omega \leq \omega_{max})$  определяется через интегралы вероятностей Лапласа

следующим образом [6]

$$P(E) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{\omega_{\max}}{2}}^{\frac{\omega_{\max}}{2}} e^{-\frac{(\omega - \frac{\omega_{\max}}{2})^2}{2\sigma^2}} d\left(\omega - \frac{\omega_{\max}}{2}\right) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{\chi} e^{-\frac{\chi^2}{2}} d\chi = 2\Phi(\chi), \quad (6)$$

где  $\sigma$  – среднее квадратичное отклонение (СКО) случайной величины  $\omega$ ;  $\chi = (\omega - \omega_{\max}) / \sigma = (2\omega - \omega_{\max}) / 2\sigma$  – преобразователь интеграла вероятностей в интеграл Лапласа;  $\Phi(\chi)$  – функция (интеграл) Лапласа.

В большинстве случаев величина  $\sigma$  неизвестна, поэтому, согласно классической теории ошибок [6], следует воспользоваться методом максимального правдоподобия и формулой Бесселя, согласно которым СКО заменяется средним значением выборочного стандарта  $s_{cp} \approx \sigma$

$$\sigma \rightarrow s_{cp} = \sqrt{\frac{1}{\rho(\rho-1)} \sum_{h=1}^{\rho} (\omega_{ih} - \omega_{cp})^2}, \quad \omega_{cp} = \frac{1}{\rho} \sum_{h=1}^{\rho} \omega_{ih}, \quad (7)$$

где  $\omega_{cp}$  – среднее значение параметра  $\omega_{ih}$  для всех объектов сбора статистических данных (железнодорожных станций, на которых эксплуатируется МПЦ) – его точечная оценка;  $\rho$  – количество наблюдений величины  $\omega_{ih}$  (железнодорожных станций).

Таким образом, при достаточном количестве данных об эксплуатации МПЦ, определяемым величиной  $\rho$ , достоверность методов комбинированных испытаний (МКИ) определяется по формулам (3), (6) и (7).

**Достоверность при микростатистике данных эксплуатации и неравнозначности эксплуатируемых объектов.** Особую проблему при определении вероятности  $P(E)$  может представлять случай, когда количество объектов внедрения МПЦ невелико ( $2 \leq \rho < 20$ ), что характерно для многих систем отечественной разработки [8]. Её решение может быть достигнуто применением распределения Стьюдента, широко используемом в статистике малых выборок (микростатистике). На основании его правил [6,7], с учётом формул (5)-(7) и принятых выше допущений (в т.ч.  $\sigma \rightarrow s_{cp}$ ), можно записать промежуточное значение вероятности

$$\begin{aligned} P\left(-t_p \leq u = \frac{\omega_{cp} - \frac{\omega_{\max}}{2}}{s_{cp}} \leq +t_p\right) &= \\ &= P(2\omega_{cp} - 2t_p s_{cp} \leq \omega_{\max} \leq 2\omega_{cp} + 2t_p s_{cp}) = \\ &= \int_{-t_p}^{+t_p} \frac{\Gamma\left(\frac{\kappa+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi\kappa} \Gamma\left(\frac{\kappa}{2}\right)} \left(1 + \frac{u^2}{\kappa}\right) du = \\ &= 2 \int_0^{+t_p} \frac{\Gamma\left(\frac{\kappa+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi\kappa} \Gamma\left(\frac{\kappa}{2}\right)} \left(1 + \frac{u^2}{\kappa}\right) du = S(t_p, \kappa) \end{aligned} \quad (8)$$

где  $\Gamma(z)$  – гамма-функция (интеграл Эйлера 2-го рода);  $\kappa = \rho - 1$  – коэффициент Стьюдента (количество степеней свободы распределения Стьюдента).

Так как  $P(\omega_{\max} < 0) = 0$ , учитывая возможную потерю покрытия значений отрезка  $[0; 2\omega_{cp} - 2t_p s_{cp}]$ , при условии допустимости брака на уровне  $\omega_{\max} = 2\omega_{cp} + 2t_p s_{cp}$ , можно считать, что вероятность  $S(t_p, \kappa) \leq P(\omega < \omega_{\max})$ , откуда следует

$$P(E') = P(E) - P(\Delta E) = P(\omega_{\min} \leq \omega \leq \omega_{\max}) \times P_{\omega_{\min} \leq \omega \leq \omega_{\max}}(\Pi \in LL_i^c) \leq P(E), \quad (9)$$

где  $\Delta E$  – принадлежность  $\omega \in [0; \omega_{\min}]$ , несовместимая с  $E'$ ;  $\omega_{\min} = 2\omega_{cp} - 2t_p s_{cp}$  – условное минимальное расчётное значение величины  $\omega$ .

Согласно неравенства (9), вместо  $P(E)$  можно воспользоваться вероятностью  $P(E') \leq P(E)$ . Таким образом, в условиях микростатистики достоверность МКИ определяется с учётом  $t_p$  и  $\kappa$  по формулам (3), (8) и (9).

Ещё одной проблемой, возникающей при определении достоверности МКИ, является возможная неравнозначность объектов внедрения МПЦ. Сбор данных в процессе эксплуатации с таких объектов является частным случаем неравнозначных наблюдений [6, 7]. Для её решения можно воспользоваться методом взвешивания, предложенным в работе [6]: каждой станции приписывается свой вес, выраженный целым числом. При этом наблюдение с весом  $m_{ih}$  равноценно  $m_{ih}$  наблюдениям с единичным весом. В этом случае выражения для  $\omega_{cp}$  и  $s_{cp}$  в формулах (6) и (8) принимают следующий вид [6]

$$\begin{aligned} \omega_{cp} &= \frac{1}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}} \sum_{h=1}^{\kappa+1} [m_{ih}(\omega_{ih} - a)] + a, \quad s_{cp} = \\ &= \sqrt{\frac{1}{\kappa(\kappa+1)} \left\{ \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}(\omega_{ih} - a)^2 - \frac{1}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}} \left[ \sum_{h=1}^{\kappa+1} (\omega_{ih} - a) \right]^2 \right\}} \end{aligned} \quad (10)$$

где  $a$  – произвольное число, близкое к  $\omega_{cp}$ , определённое по формуле (7).

Объединяя формулы (3), (6)-(10), можно получить следующее выражения для вероятности  $P(E')$

$$\begin{aligned} P(E') &= 4 \left\{ \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}(\omega_{ih} - a)}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}} + \right. \\ &\left. + \sqrt{\frac{1}{\kappa(\kappa+1)} \left\{ \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}(\omega_{ih} - a)^2 - \frac{1}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}} \left[ \sum_{h=1}^{\kappa+1} (\omega_{ih} - a) \right]^2 \right\}} + a \right\} \times \end{aligned} \quad (11)$$

$$\times \int_0^{t_p} \frac{(t_p - \kappa) \Gamma\left(\frac{\kappa+1}{2}\right) \sqrt{\frac{1}{\kappa(\kappa+1)} \left\{ \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih} (\omega_{ih} - a)^2 - \frac{1}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}} \left[ \sum_{h=1}^{\kappa+1} (\omega_{ih} - a) \right]^2 \right\}}}{\kappa \sqrt{\pi \kappa \Gamma\left(\frac{\kappa}{2}\right)}}$$

Учитывая, что параметры  $\kappa, m_{ih}, \omega_{ih}$  и  $a$  не зависят от  $t_p$ , и, приняв при этом  $a = \omega_{cp}$ , выражение (11) с учётом (7) записывается таким образом

$$P(E') = \frac{4\kappa^2 t_p \left(\frac{t_p - \kappa}{2}\right) \Gamma\left(\frac{\kappa+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi(\kappa+1) \Gamma\left(\frac{\kappa}{2}\right)}} \times \tag{12}$$

$$\times \sqrt{\frac{\left( \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih} \right)^2 \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih} \left( \omega_{ih} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}}{\kappa+1} \right)^2 - \left[ \sum_{h=1}^{\kappa+1} \left( \omega_{ih} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}}{\kappa+1} \right) \right]^2}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}}} \times$$

$$\times \left( \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih} \left( \omega_{ih} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}}{\kappa+1} \right)}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}} \right) +$$

$$\left. + \sqrt{\frac{\left( \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih} \right)^2 \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih} \left( \omega_{ih} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}}{\kappa+1} \right)^2 - \left[ \sum_{h=1}^{\kappa+1} \left( \omega_{ih} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}}{\kappa+1} \right) \right]^2}{\kappa(\kappa+1) \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}}} + \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{ih}}{\kappa+1} \right)$$

При этом предпочтительным является косвенное нахождение вероятности  $P(E')$  на основании табличных значений функции  $S(t_p, \kappa)$ , умножаемых на значения  $P_{\omega_{\min} \leq \omega \leq \omega_{\max}} (\Pi \in LL^e_i)$  по формуле (3), предварительно вычислив  $\omega_{cp}$  и  $s_{cp}$  по формулам (7), (10).

**Обобщённая оценка достоверности при произвольном числе циклов испытаний.** Для распространения результатов испытаний на всю систему достаточно, чтобы хотя бы один опытный образец элемента нижнего уровня принадлежал классу эквивалентности  $LL^e_i$ . События, которые состоят в одновременном подключении к стенду

нескольких представителей, являются независимыми, а выбор хотя бы одного элемента  $\Pi \in LL^e_i$  является объединением этих событий. Тогда общая вероятность  $P(E_{общ})$  корректного распространения результатов испытаний составляет [6]

$$P(E_{общ}) = P\left(\bigcup_{k=1}^n E_k\right) = \sum_{k=1}^n P(E_k) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(E_i \cap E_j) + \sum_{1 \leq i < j < k \leq n} P(E_i \cap E_j \cap E_k) - \dots + (-1)^{n+1} P(E_1 \cap E_2 \cap E_3 \cap \dots \cap E_n), \tag{13}$$

где  $n$  – количество циклов испытаний и систем представителей;  $E_1, E_2, \dots, E_n$  – события, заключающиеся в выборе системы представителей без брака.

Согласно свойствам независимых событий и предыдущих положений относительно произвольного выбора элементов нижнего уровня [6]

$$P(E_1) = P(E_2) = P(E_3) = \dots = P(E_n) = P(E), \tag{14}$$

откуда следует следующий вид формулы (13) для этого случая

$$P(E_{общ}) = C_n^1 P^1(E) - C_n^2 P^2(E) + C_n^3 P^3(E) - \dots + (-1)^{n+1} C_n^n P^n = \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} C_n^k P^k(E). \tag{15}$$

При выведении формулы (15) учтено правило нахождения вероятности пересечения независимых событий [6]

$$P\left(\bigcap_{k=1}^n E_k\right) = \prod_{k=1}^n P(E_k).$$

Кроме вероятностей  $P(E_{общ}) = P_i(E_{общ}) = P(E^i_{общ})$  для отдельных  $i$ -х групп важное значение имеет также вероятность  $P(D_{общ})$ , заключающаяся в отсутствии брака во всей выбранной системе представителей. События, которые состоят в выборе представителей из разных групп  $i$ , независимы, потому

$$D_{общ} = \bigcap_{i=1}^m E^i_{общ} \rightarrow P(D_{общ}) = \prod_{i=1}^m P_i(E_{общ}),$$

где  $m$  – количество групп элементов. Таким образом, вероятность  $P(D_{общ})$  в общем случае зависит от каждого значения  $P_i(E_{общ})$ , количества групп  $m$  и циклов испытаний  $n$  и, согласно формуле (15), определяется следующим образом [6]

$$P(D_{общ}) = \prod_{i=1}^m \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} C_n^k P_i^k(E) = \sum_{k=1}^n \left[ (-1)^{k+1} C_n^k \prod_{i=1}^m P_i^k(E) \right] = \sum_{k=1}^n \left[ (-1)^{k+1} C_n^k P^k(D) \right], \tag{16}$$

где  $D$  – отсутствие бракованных элементов в одном цикле испытаний.

При сравнении последних выражений в формулах (15) и (16) наблюдается их изоморфизм относительно операций над переменными  $P(X)$ , где  $X = E \vee D$ . При этом из равенства (14) следует также равенство  $P(D) = P(D_1) = P(D_2) = P(D_3) = \dots = P(D_n) = \sum_{k=1}^n \prod_{i=1}^m P_i(E_k)$ ,

где  $D_1, D_2, \dots, D_n$  – события, состоящие в выборе соответствующих не бракованных систем представите-

лей для разных циклов испытаний;  $P_i(E_k)$  – вероятность выбора не бракованного элемента из  $i$ -й группы на  $k$ -м цикле испытаний.

Тогда характер зависимости  $P(X_{общ})$  от  $n$  и  $P(X) = P_i(X)$  является общим для  $X = E$  и  $X = D$ , т.е. одинаков как для отдельных элементов, так и систем представителей (рис.1).

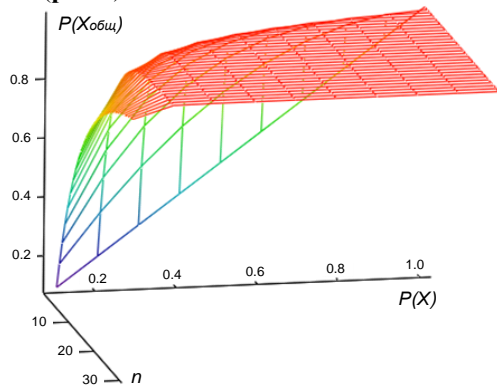


Рис. 1. Поверхностный график зависимости  $P(X_{общ})$  от значений  $P(X)$  и  $n(a)$

Приведённый график определяет значения параметров  $P(E_{общ})$  и  $P(D_{общ})$  вне зависимости от способа получения исходных параметров  $P(E)$  или  $P(D)$ , а также характера (закона) распределения случайной величины  $\omega$ . Из рис.1 видно, что даже при незначительных вероятностях  $P(X)$ , но при достаточном количестве испытательных циклов, результирующая вероятность  $P(X_{общ})$  достигает больших значений (более 90%). Из этого можно сделать вывод об универсальности предложенных в работах [3-5] МКИ для различных систем МПЦ. При этом следует иметь в виду, что количество элементов нижнего уровня в составе стенда пропорциональна количеству циклов испытаний, причём, учитывая ограниченность выборки элементов, это справедливо как для МКИ, так и для традиционных стендовых испытаний (ТСИ), описанных в работах [1, 2]:

$$N_k(n_k) = \kappa_k n_k, N_c(n_c) = \kappa_c n_c,$$

где  $N_k, N_c$  – количества элементов соответственно при МКИ и ТСИ;  $n_k, n_c$  – количества циклов МКИ и ТСИ для достаточной  $P(X_{общ})$ ;  $\kappa_k, \kappa_c$  – коэффициенты, учитывающие особенности испытаний по МКИ и ТСИ.

Тогда целесообразность МКИ вместо ТСИ с позиции экономии аппаратуры, подключаемой к стенду, при сохранении общего тестового покрытия, определяется на основании следующего показателя

$$\delta_{ny}(n_k, n_c, \kappa_k, \kappa_c) = \frac{N_c(n_c) - N_k(n_k)}{N_k(n_k)} = \frac{\kappa_c n_c}{\kappa_k n_k} - 1 \geq \delta_{ny}^{min}, \quad (17)$$

где  $\delta_{ny}^{min}$  – минимальное значение  $\delta_{ny}$ , при котором целесообразны МКИ.

Изменение величины  $\delta_{ny}$  в зависимости от параметров  $N_k, N_c$  имеет, согласно формуле (17), линейно-гиперболический характер (рис. 2).

Выбор значения опорного параметра  $\delta_{ny}^{min}$  зависит

от целей, условий, программы и методики испытаний, а также значений различных параметров оптимизации процесса испытаний. Разработка методов его определения требует отдельного исследования.

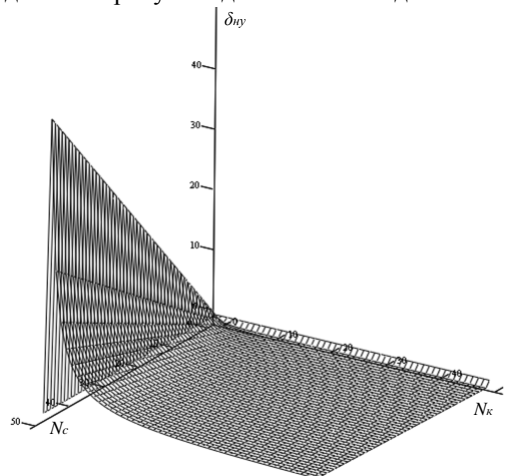


Рис. 2. Поверхностный график зависимости  $\delta_{ny}(N_k, N_c)$

**Практическое применение оценки достоверности результатов испытаний.** Рассмотрим частный случай оценки достоверности результатов МКИ на примере микропроцессорной централизации МПЦ-С производства ООО «НПП «САТЭП» (Украина) [9]. Для этой системы, которая на конец 2013 года эксплуатируется на четырёх железнодорожных станциях, результаты сбора данных о количестве брака среди микропроцессорных контроллеров (МПК) нижнего уровня различных типов (стрелок – МКСТ, светофоров – МКСВ, рельсовых датчиков – МКРД, модулей ввода – МК-ІN32.01, модулей вывода – МК-OUT16.01), выявленного в период опытной эксплуатации, приведены в табл. 1 [10].

Результаты подсчёта весовых коэффициентов  $m_{ih}$ , определённые путём экспертных оценок по пятибалльной шкале, излагаются следующей матрицей, составленной согласно табл. 1 [10]

$$\|m_{ih}\| = \begin{vmatrix} m_{11} = 3 & m_{12} = 1 & m_{13} = 4 & m_{14} = 2 \\ m_{21} = 2 & m_{22} = 1 & m_{23} = 3 & m_{24} = 1 \\ m_{31} = 4 & m_{32} = 2 & m_{33} = 4 & m_{34} = 2 \end{vmatrix}.$$

Для расчёта вероятности  $P(E')$  достоверности МКИ системы МПЦ-С, последовательно применяются формулы (7), (8), (10) и (3). При этом значения функции  $S(t_p, \kappa)$  определены из табл. 2 [6].

Расчитанные в соответствии с формулами (3), (7), (8), (10) и табл. 1, 2 показатели достоверности МКИ приведены в табл. 3.

Полученные значения  $P(E)$  и  $P(D)$  недостаточны для распространения результатов на систему МПЦ-С, в связи с чем необходимы дополнительные циклы испытаний. Для определения их количества составлены графики зависимостей  $P_i(E_{общ})$  и  $P(D_{общ})$  от количества циклов  $n$  (рис. 3).

Таблица 1

Данные о браке МПК, выявленные при опытной эксплуатации МПЦ-С

№ i группы	Тип (группа) МПК	Количественные характеристики	Номер h и название станции			
			1	2	3	4
			Пост Южный	Полугорки	Передача-Донецк	Транзитная
1	МКСВ	Общее количество	58	23	54	18
		Количество брака	1	1	1	0
		Процент брака	1.72	4,35	1.86	0
2	МКСТ	Общее количество	19	10	31	10
		Количество брака	0	0	1	0
		Процент брака	0	0	3.23	0
3	МКРД	Общее количество	98	50	130	42
		Количество брака	2	1	3	1
		Процент брака	1,04	2.0	2.31	2.38
4	МК-IN32.01	Общее количество	2	2	6	2
		Количество брака	0	0	0	0
		Процент брака	0	0	0	0
5	МК-OUT16.01	Общее количество	2	2	6	2
		Количество брака	0	0	0	0
		Процент брака	0	0	0	0

Таблица 2

Табулированные значения функции S(tp, k)

t <sub>p</sub>	Значения S(t <sub>p</sub> , k) при значениях k					
	1	2	3	4	7	11
3.0	0.795	0.905	0.942	0.960	0.988	0.99730
5.0	0.874	0.962	0.985	0.992	0.999	0.99999

Таблица 3

Результаты расчёта показателей достоверности МКИ для МПЦ-С

Тип МПК	Параметры, характеризующие испытания								
	ω <sub>ср</sub> , %	S <sub>ср</sub> , %	t <sub>p</sub>	ω <sub>max</sub> , %	ω <sub>min</sub> , %	S(t <sub>p</sub> , k)	P(E')	P%(E'), %	P%(D), %
МКСВ	1.695	1.257	3	10.931	-4.151	0.942	0.839	83.903	61.575
МКСТ	1.384	1.183	3	9.866	-4.329	0.942	0.849	84.906	
МКРД	2.180	0.789	5	12.249	-3.529	0.985	0.864	86.435	

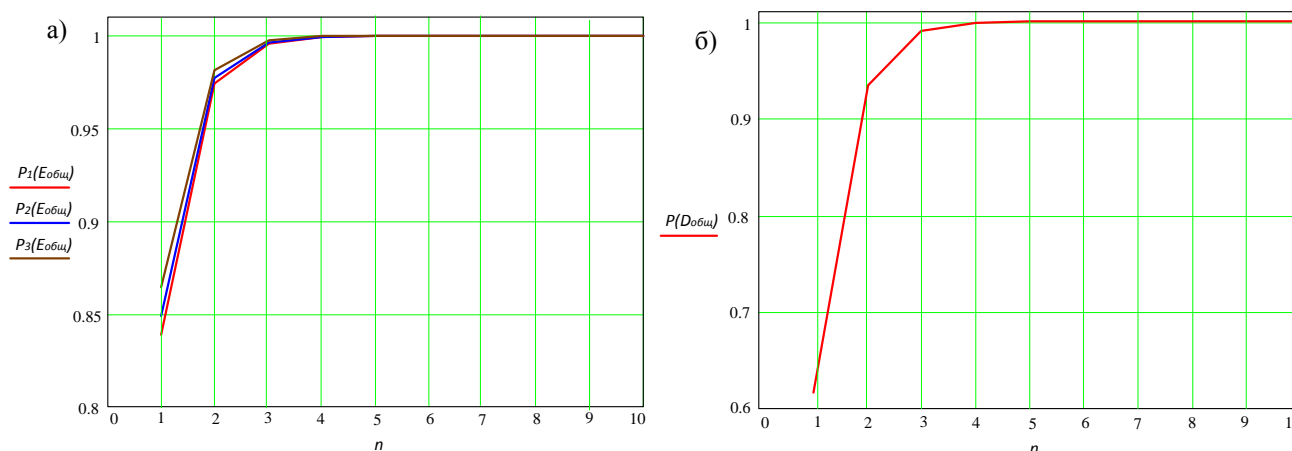


Рис. 3. Графики зависимостей P<sub>1</sub>(E<sub>общ</sub>) (а) и P(D<sub>общ</sub>) (б) от n

Задавшись приемлемыми условиями  $P_i(E_{общ}) \geq 0.98$  и  $P(D_{общ}) \geq 0.95$ , из графиков на **рис.3** можно определить, что при имеющейся статистике эксплуатации для корректности применения МКИ системы МПЦ-С достаточно проведение трёх циклов испытаний.

**Заключение.** Предложенный подход позволяет определить допустимость и целесообразность применения методов комбинированных испытаний системы МПЦ определённого типа, а также рассчитать необходимое количество циклов испытаний. При положительных результатах оценки данные методы позволяют существенно сократить количество ресурсов на испытания и повысить их тестовое покрытие.

#### Список литературы

1. OST 32.41-95. Безопасность железнодорожной автоматики и телемеханики. Методы доказательства безопасности систем и устройств железнодорожной автоматики и телемеханики. СПб.: ПГУПС, 1995. 27 с.
2. Сапожников В.В., Сапожников Вл.В., Талалаев В.И. и др. Сертификация и доказательство безопасности систем железнодорожной авто-

#### Сведения об авторе

**Каменев Александр Юрьевич** – ассистент кафедры «Автоматика и компьютерное телеуправление движением поездов», Украинская государственная академия железнодорожного транспорта, г. Харьков, Украина. Тел.: +380-952-50-52-59. E-mail: alexstein@meta.ua.

3. матики. М.: Транспорт, 1997. 288 с.
3. Кустов В.Ф., Каменев А.Ю. Усовершенствование методов испытаний микропроцессорной централизации на безопасность применения // Актуальные вопросы развития систем железнодорожной автоматики и телемеханики / Сб. науч. тр. СПб.: ПГУПС, 2013. С. 103-118.
4. Кустов В.Ф., Каменев А.Ю. Экспериментально-статистические модели распределённых технологических объектов // Metallurgicheskaja i gorno-rudnaja promyshlennost'. 2013. №2. С. 97-101.
5. Комбинированный испытательный комплекс микропроцессорной централизации стрелок и сигналов : пат. 77047 Украина : G05B 23/00 / А.Ю. Каменев, В.Ф. Кустов. №201208749; заявл. 16.07.2012; опубл. 25.01.2013, Бюл. №2. 6 с.
6. Сигорский В.П. Математический аппарат инженера. К.: Техника, 1977. 768 с.
7. Сидняев Н.И., Вилисова Н.Т. Введение в теорию планирования эксперимента. М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2011. 463 с.
8. Павлов Л.Н., Орехов А.В. Российские микропроцессорные системы на железнодорожном транспорте // Наука и транспорт. 2007. Специальный выпуск. С. 40-45.
9. ООО «НПП «САТЭП». Системы и устройства. URL: <http://www.satep.com.ua>. Дата обращения: 20.03.2014.
10. Исследование функциональной безопасности и электромагнитной совместимости микропроцессорной системы электрической централизации стрелок и сигналов станции «Угольная» на этапе имитационных и стендовых испытаний: отчёт по НИР (промеж.) / УкрГАЗТ; руков. А.Б. Бойник, 2012. Номер гос. регистр. 0112U006925; инв. номер 0713U007283.

#### INFORMATION ABOUT THE PAPER IN ENGLISH

### RELIABILITY OF COMBINED PROOFS METHODS OF MICROPROCESSOR INTERLOCKING SYSTEM OF RAILWAY STATIONS

**Kamenev Aleksandr Yur'evich** – Teaching Assistant, Department «Automation and computer remote control train traffic», Ukrainian State Academy of Railway Transport, Kharkiv, Ukrain. Phone: +380-952-50-52-59. E-mail: alexstein@meta.ua.

**Abstract.** The question of authenticity of combined tests methods, based on the synthesis of imitation and physical design of lower level of microprocessor interlocking is considered. Possibility of their correct using is confirmed for the least of the connected apparatus to the stand in the conditions of the limited statistical information about functioning of interlocking systems.

**Keywords:** combined tests, microprocessor interlocking, authenticity, mikrostatistics, maximum likelihood method, Student's distributing, unequalaxact supervisions.

#### References

1. OST 32.41-95. Bezopasnost' zheleznodorozhnoj avtomatiki i telemehaniki. Metody dokazatel'stva bezopasnosti sistem i ustrojstv zheleznodorozhnoj avtomatiki i telemehaniki [Safety of railway automation and teleautomatrics. Methods of proof security of systems and devices of railway automation and teleautomatrics] Saint-Petersburg: PSTU, 1995, 20 p.
2. Sapozhnikov V.V., Sapozhnikov V.I., Talalaev V.I. and other. Serifikacija i dokazatel'stvo bezopasnosti sistem zheleznodorozhnoj avtomatiki [Certification and proof of safety for systems of railway automation]. Moscow: Transportation, 1997. 288 p.
3. Kustov V.F., Kamenev A.Yu. Usovershenstvovanie metodov ispytanij mikroprocessornoj centralizacii na bezopasnost' primenenija [Improvement of methods of testing microprocessor centralization for safe application] // Aktual'nye voprosy razvitija sistem zheleznodorozhnoj avtomatiki i telemehaniki [Actual questions of development of railway automation and teleautomatrics] / Sb. nauch. tr. [Proceeding]. Saint-Petersburg: PSTU, 2013, pp.103-118.
4. Kustov V.F., Kamenev A.Yu. Jeksperimental'no-staticheskie modeli raspredeljonnyh tehnologicheskikh ob#ektov [Experimentally-static model of distrib-

- uted technological facilities] // Metallurgicheskaja i gorno-rudnaja promyshlennost' [Metallurgical and mining industry]. 2013, no.2, pp.97-101.
5. Kombinirovannyj ispyatel'nyj kompleks mikroprocessornoj centralizacii strelok i signalov [Combined test complex microprocessor centralization of switches and signals] : Patent 77047 Ukrain : G05B 23/00 / A.Yu. Kamenev, V.F.Kustov. №201208749; stated 16.07.2012; published 25.01.2013, Bulletin no.2, 6 p.
6. Sigorskiy V.P. Matematicheskij apparat inzhenera [Mathematical apparatus of engineer]. Kiev: Technics, 1977, 768 p.
7. Sidnyaev N.I., Vilisova N.T. Vvedenie v teoriju planirovanija jeksperimenta [Introduction to the theory of experiment planning]. Moscow: Publishing House BMSTU, 2011, 463 p.
8. Pavlov L.N., Orekhov A.V. Rossijskie mikroprocessornye sistemy na zheleznodorozhnom transporte [Russian microprocessor systems in railway transport] // Nauka i transport [Science and Transportation]. 2007, Special issue, pp.40-45.
9. ООО «НПП «САТЭП». Sistemy i ustrojstva [OJSC ООО «SPE «SATEP». Systems and Devices]. [Online]. Available: <http://www.satep.com.ua> [2014, March 20].
10. Issledovanie funkcional'noj bezopasnosti i jelektromagnitnoj sovmestimosti mikroprocessornoj sistemy jelektricheskij centralizacii strelok i signalov stancii «Ugol'naja» na jetape imitacionnyh i stendovyh ispytanij [Research of functional safety and electromagnetic compatibility microprocessor system electric interlocking switches and signals the station «Ugol'naya» at the stage of simulation and bench test]: otchjot po NIR (promezh.) [Report on R&D (intermediate)] / UkrGAZT; ruков. А.Б. Бойник [Ukrainian State Academy of Railway Transport; Project manager А.В. Bojnik], 2012, state registration number 0112U006925, inventory number 0713U007283.