

УДК 621.313.32

## НОВЫЕ ПОДХОДЫ К ИССЛЕДОВАНИЮ ПЕРЕХОДНЫХ ПРОЦЕССОВ СИНХРОННЫХ МАШИН НА НОРМАЛЬНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ СЛУЧАЙНОГО ПРИЗНАКА ПО РЕЗУЛЬТАТАМ СТЕНДОВЫХ ИСПЫТАНИЙ

<sup>1</sup>Судаков А.И., <sup>1,2</sup>Чабанов Е.А., <sup>1</sup>Каменских И.А.

<sup>1</sup>ФГБОУ ВО «Пермский национальный исследовательский политехнический университет»,  
Пермь, e-mail: ceapb@mail.ru;

<sup>2</sup>ПФ ФГБОУ ВО «Волжский государственный университет водного транспорта», Пермь

Статья посвящена проблемам исследования и идентификации переходных процессов синхронных машин мощностью более 100 кВА по результатам их стендовых испытаний в опытах внезапного симметричного короткого замыкания и симметричных переходных процессов в опытах гашения поля, восстановления напряжения, ударного возбуждения. Известно, что методы обработки переходных процессов в соответствии с отечественными и мировыми стандартами не обеспечивают точность и достоверность идентификации данных процессов, не позволяют осуществлять их исследования из-за высокой трудоёмкости, разброса результатов и влияния на процессы различных случайных факторов. В статье представлена новая программа статистических исследований переходных процессов синхронных машин с развитием ранее разработанных вероятностно-статистических методов идентификации этих процессов. Указанные опыты объединяет наличие в них переходной составляющей от начала процесса до его окончания. Точность и достоверность идентификации переходной составляющей влияет на точность идентификации остальных составляющих переходных процессов синхронных машин. Новая программа включает уточнение границ исследования процессов с одной переходной составляющей; расчёт объёмов генеральной совокупности и выборки случайного признака; исследования вариационного ряда по выборке с целью оценок уровня зашумлённости переходной составляющей и степени отклонения её от экспоненциального затухания; поиск эффективной дисперсии случайного признака в выборке с использованием критерия согласия Пирсона; минимизацию объёма эффективных точечных выборок по распределению Пуассона. Программа апробирована по результатам стендовых испытаний синхронных машин мощностью 800 кВт в опыте внезапного симметричного короткого замыкания. Исследованиями подтверждено, что при неизвестных параметрах генеральной совокупности случайного признака переходной составляющей она может быть успешно идентифицирована с высокой точностью и достоверностью по минимизированному объёму эффективных точечных выборок с использованием критерия Пирсона и распределения Пуассона. В итоге снижается трудоёмкость исследований, гарантируется высокая точность и вероятность идентификации переходной составляющей в переходных процессах синхронных машин.

**Ключевые слова:** синхронная машина, переходные процессы, постоянная времени, эффективные точечные выборки, переходная составляющая тока якоря, случайный признак, математическое ожидание, дисперсия, генеральная совокупность, выборка, вариационные ряды, коэффициент вариации, критерий хи-квадрат, распределение Пуассона, идентификация, уровень вероятности

## NEW APPROACHES TO RESEARCH OF TRANSIENT PROCESSES OF SYNCHRONOUS MACHINES IN THE NORMAL DISTRIBUTION OF THE RANDOM FEATURE ON THE RESULTS OF BENCH TESTS

<sup>1</sup>Sudakov A.I., <sup>1,2</sup>Chabanov E.A., <sup>1</sup>Kamenskikh I.A.

<sup>1</sup>Perm National Research Polytechnic University, Perm, e-mail: ceapb@mail.ru;

<sup>2</sup>Volga state university of water transport, Perm

The article deals with the problems of research and identification of transient processes of synchronous machines with capacity of more than 100 kW based on the results of their experiments in the bench tests of sudden symmetrical short circuit and symmetrical transient processes in experiments of the field blanking, voltage recovery, impact excitation. It is known that the methods of processing of transient processes in accordance with domestic and international standards does not ensure the accuracy and reliability of the identification of these processes, does not allow them to research because of the high labor intensity, the spread of results and impact on the processes of various random factors. The article presents the new program of statistical research of transient processes of synchronous machines with the development of previously developed probabilistic and statistical methods to identify these processes. These experiments are united presence of the transient component of the process from the beginning to the end. The accuracy and reliability of the identification of the transient component affects the accuracy of the identification of the remaining components of the transient processes of synchronous machines. The new program includes: clarifying the boundaries of research of processes with a transient component; calculation of the volume of the population and sampling of random feature; research of variation series in the sample for the purpose of assessment of noisy levels of transient component and the degree of deviation from its exponential decay; search for effective dispersion of random feature in the sample with the consent of Pearson; minimizing the volume of the effective point sample by a Poisson distribution. The program is approved by the results of bench tests of synchronous machines with capacity of 800 kW in experience of symmetrical sudden short circuit. Research has confirmed that the unknown parameters of the total population of a random feature of transient component can successfully be identified with high accuracy and reliability by minimized volume of the effective point samples using Pearson test and Poisson distribution. In consequence of that labor intensity of research is reduced, high precision and probability of identification of transient component of transient processes of synchronous machines is guaranteed.

**Keywords:** synchronous machine, transient processes, the time constant, efficient point sampling, the transient component of the armature current, random factor, mathematical expectation, variance, general population, sampling, variation series, the coefficient of variation, chi-squared test, Poisson distribution, identification, level of probabilities

Исследование переходных процессов (ПП) синхронных машин (СМ) из опытов внезапного симметричного короткого замыкания (ВКЗ), гашения поля (ГП), восстановления напряжения (ВН), ударного возбуждения (УВ) и других невозможно с полным объёмом генеральной совокупности (ГС) случайного признака переходной составляющей симметричного тока (напряжения) якоря, из-за наличия сверхпереходной составляющей, которая затухает (возрастает) с меньшей постоянной времени (ПВ) в сравнении с ПВ переходной составляющей. От влияния различных случайных факторов эти составляющие отклоняются от экспоненциального затухания (возрастания) с появлением разброса ПВ в широких пределах. Отсутствие эффективных и достоверных аналитических методов в классической математике затрудняют идентификацию этих составляющих. Решение данной проблемы с использованием классических методов теории вероятностей и математической статистики (ТВиМС) не всегда является эффективным и результативным.

Авторами разработаны новые вероятностно-статистические методы (ВСМ) идентификации зашумлённых ПП СМ с использованием элементов и методов ТВиМС [1–3]. При этом возникли трудности с использованием известных критериев с целью подтверждения распределения случайного признака по нормальному закону при идентификации переходной составляющей по зашумлённым ПП СМ. Одним из перспективных и надёжных критериев для подтверждения предполагаемого нормального закона случайного признака в ТВиМС является критерий согласия Пирсона (или  $\chi^2$ ). Его привлекательность заключается в том, что, кроме своего основного назначения, он может быть использован одновременно для проверки достоверности того, что взятая партия случайного признака из выборки, незначительно отклоняющаяся от её математического ожидания (МО), распределена по биномиальному закону или закону Пуассона при распределении редких событий [4]. Это важное обстоятельство было использовано для минимизации объёма эффективных точечных выборок (ЭТВ) по контрольной партии выборки для оценки математического ожидания (МО) при неизвестных дисперсиях ГС.

Для решения проблемы разработан метод статистических исследований с целью поиска оптимальных оценок дисперсии и МО для переходной составляющей по зашумлённым ПП СМ в процессе их стендовых испытаний [6]. Программа статистических исследований включает выбор границ участка ПП СМ с одной переходной составляющей симметричного тока якоря для её исследования и идентификации; расчёт объёма ГС и выборки случайного признака на исследуемом участке с переходной составляющей; оценку уровня зашумленности переходной составляющей и степени отклонения случайного признака от экспоненциального затухания в исследуемом диапазоне ПП с использованием вариационных рядов по выборке; исследования, связанные с достоверной оценкой дисперсии случайного признака по выборке с проверкой гипотезы предполагаемого нормального закона распределения случайного признака с использованием критерия согласия Пирсона; минимизацию объёма ЭТВ с использованием распределения Пуассона с оценкой уровня вероятности данного объёма; конструирование на базе минимизированного объёма ЭТВ комбинаторных унифицированных выражений для исследования и идентификации переходной составляющей симметричного тока (или напряжения) якоря СМ.

Перед исследованиями ПП СМ в ВСМ предусмотрена процедура оптимизации установившегося значения симметричного тока якоря по опытным данным в исследуемом диапазоне  $t'_H - t'^*_B$  ПП с использованием ЭТВ, обоснованных на базовом случайном признаке в работе [2]:

$$\tau_{kj} = \frac{t'_j - t'_k}{\ln |I'_{ok}/I'_{oj}|} = \frac{t'_B - t'_H}{\ln |I'_{o,H}/I'_{o,B}|}, \quad (1)$$

где  $k = \overline{1, K}$ ,  $j = \overline{k+1, K}$  – переменные для задания нижней и верхней границ;  $i'_{ok}(\Delta t_k)$  – элементы дискретного ПП;  $i'_{ok}(\Delta t_k) = i_{ok}(\Delta t_k) - 2I_\infty = 2I'_0 \cdot e^{-t'_k/\tau_{kj}}$  – дискретные величины между огибающими тока якоря на участке ПП с переходной составляющей,  $K = (t'_H - t'^*_B)/\Delta t + 1$ ,  $\Delta t$  – шаг дискретизации, с; элементы дискретного ПП в узлах дискретизации с шагом 0,01 с рассчитываются по формуле, впервые полученной в работе [5]:

$$\left. \begin{aligned} i_{oj} &= |i_{ij}| + |I_{mj}|, \quad j = \overline{2, N-3}, \\ i_{ij} &= |0,375 \cdot I_{m(j-1)} + 0,75 \cdot I_{m(j+1)} - 0,125 \cdot I_{m(j+3)}|, \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

где 0,375; 0,75; 0,125 – выведенные коэффициенты на базе интерполяционной схемы Эйткена для дискретно заданных ПП с равномерным шагом дискретизации.

Постоянная времени  $\tau_{kj}$  по выражению (1), принятая за базовый случайный признак, является точечной выборкой объёмом  $n = 2$  и служит как для расчёта объёма ГС  $N$  по всему ПП, так и объёма выборки  $n_b$  случайного признака в диапазоне  $t'_n - t'_b$  ПП с переходной составляющей по комбинаторному выражению

$$N_K^n = K! / (n!(K - n)!). \quad (3)$$

При наличии полных исходных данных генеральный ряд случайного признака конструируется по комбинаторному выражению

$$N = \sum_{k=1, j=k+1}^K \tau'_{kj} + \sum_{k=2, j=k+1}^K \tau'_{kj} + \dots + \sum_{k=K-1, j=k+1}^K \tau'_{kj}. \quad (4)$$

Рассчитывают МО  $\tilde{\tau}'_0$  и дисперсию  $\sigma_0^2$  распределения случайного признака ГС:

$$\tilde{\tau}'_0 = \frac{1}{N} \sum_1^N \tau'_{kj}, \quad \sigma_0^2 = \frac{1}{N} \sum_1^N (\tau'_{kj} - \tilde{\tau}'_0)^2. \quad (5)$$

Выборка случайного признака  $n_b$  конструируется с условием охвата всех элементов  $i'_{oj}$  на участке  $t'_n - t'_b$  тем же комбинаторным подходом, что и ГС, с возможностью изменения объёма в любую сторону:

$$n_b = \sum_{k=1, j=k+1}^K \tau'_{kj} + \sum_{k=2, j=k+1}^K \tau'_{kj} + \sum_{k=3, j=k+1}^K \tau'_{kj} + \dots \quad (6)$$

Вычисляют МО  $\tilde{\tau}'$  и дисперсию  $\sigma^2$  распределения выборки случайного признака  $n_b$

$$\tilde{\tau}' = \frac{1}{n_b} \sum_1^{n_b} \tau'_{kj}, \quad \sigma^2 = \frac{1}{n_b} \sum_1^{n_b} (\tau'_{kj} - \tilde{\tau}')^2. \quad (7)$$

Исследованиями установлено, что использование МО и дисперсии по (6) и (7) при сильно зашумлённых ПП СМ в методике критерия Пирсона не срабатывает, так как при определении интервальной вероятности в методике на её значение решающее влияние оказывает величина дисперсии, приводящая к сильному отклонению гипотетических частот в интервалах разбиения исследуемой области случайного признака ПП. Исследования показали, что наиболее перспективным направлением в поисках оптимальной дисперсии случайного признака являются вариационные ряды, которые позволяют получать оценку разброса случайного признака  $R$ , характеризующую уровень зашумлённости ПП и коэффициента вариации  $v$ , связанного со степенью отклонения затухания ПП от экспоненциального закона по известным в теории ТВиМС формулам:

$$R = (\tau'_{kj})_{\max} - (\tau'_{kj})_{\min}, \quad v = (\sigma / \tilde{\tau}') \cdot 100\%. \quad (8)$$

При работе с вариационными рядами приходится изменять объём выборки за счёт

исключения нереальных случайных признаков, что ведёт к изменению МО и границ интервалов, которые в меньшей степени, но влияют на точность и трудоёмкость исследования. В литературе по ТВ и МС отсутствуют рекомендации по эффективному использованию коэффициентов вариации вариационных рядов случайного признака и других полезных рекомендаций. В *представленных исследованиях предложено оригинальное решение* возникающей проблемы, *связанное с уточнением коэффициентов вариации* вариационных рядов по выборке.

Исследованиями установлено, что снижение коэффициента вариации ниже определённого уровня положительно решает проблему использования критерия Пирсона. А использование ЭТВ, которые конструируются по формуле (1), с учётом коэффициента жёсткой связи между элементами ПП в нижней и верхней границах, обоснованному в [5]

$$i'_{o,b} = 0,33 \cdot i'_{o,n} \quad (9)$$

и отклоняются на минимальную величину с относительной погрешностью от МО выборки, а также легко из неё извлекаются. ЭТВ, сформированные по (1) и (9), в объёме выборки случайного признака по (6), образуют ядро их скопления в количестве, соответствующем первым 6–7 суммам в комбинаторном выражении (5), которые после усреднения и минимизации по распределению Пуассона [4] данного объёма с его вероятностной оценкой используются для оценки критерия Пирсона. При минимизации объёма ЭТВ задаются минимальным уровнем относительного отклонения ЭТВ от МО выборки для определения их процентного содержания  $\delta$  в объёме ГС по (3) для расчёта величины  $p' = \delta\% / 100$ . Из вариационного ряда берут контрольную партию объёмом из четырёх ЭТВ  $n_{эф} = 4$  с заданным минимальным отклонением от МО для расчёта величины  $a = n_{эф} p'$ . Определяют вероятность нулевого появления ЭТВ с заданным минимальным отклонением от МО  $p = e^{-a}$ . Определяют вероятность появления в контрольной партии одной ЭТВ с превышением заданного минимального отклонения от МО  $p = a \cdot e^{-a}$ ; двух ЭТВ для  $p = a^2 \cdot e^{-a} / 2!$ , трёх ЭТВ для  $p = a^3 \cdot e^{-a} / 3!$  и т.д. Сумма полученных вероятностей в итоге должна равняться 1,0.

По результатам оценок вероятностей конструируют комбинаторное унифицированное выражение минимизированного объёма ЭТВ для проведения дальнейших исследований и идентификации переходной составляющей ПП в рассматриваемых

опытах СМ (формулы представлены в работах [1, 2]). С помощью ЭТВ идентифицируют остальные составляющие ПП, которые позволяют по известным выражениям получать параметры СМ.

Апробация программы исследования ПП осуществлена на натурном образце

СМ мощностью 800 кВт по результатам её стендовых испытаний в опыте ВКЗ с напряжением испытания, равного  $1,05 \cdot U_{\text{н}}$  при  $U_{\text{н}} = 6$  кВ. На рисунке, а для одной из фаз в столбцах 1, 2 представлена дискретная информация о переходной составляющей по формуле (2).

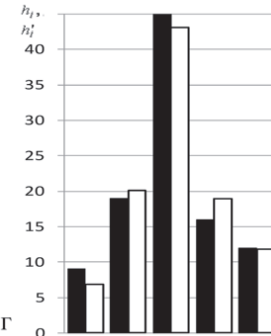
$t_j, \text{с}$	$t'_{oj}$	ВЫБОРКА СЛУЧАЙНОГО ПРИЗНАКА $\tau_{kj} \cdot 10^{-2}$							СТД-800-2, $U_{\text{н}} = 6048$ кВ, фаза С,	
0,103	14,30								$n = 120$	
0,113	12,70	8,8239							$\tilde{\tau}' = 0,081022 \text{ с}$	
0,123	11,16	8,1017	8,1821						$\sigma = 0,004669 \text{ с}$	
0,133	9,81	8,0740	7,8541	8,1821					$n = 101$	
0,143	8,63	7,9876	7,7869	7,8541	8,1821				$\tilde{\tau}' = 0,080401 \text{ с};$	
0,153	7,52	7,7899	7,7102	7,6522	7,6229	7,6319			$v = 2,74 \%$	
0,163	6,58	7,7446	7,6043	7,6229	7,5230	7,4066	7,6319		$\sigma = 0,002200 \text{ с}$	
0,173	5,85	7,8475	7,7446	7,7899	7,7999	7,7869	8,1017		$n_{\text{эф}} = 4$	
0,183	5,30	8,0450	8,0340	8,0869	8,1276	8,2914	8,7313		$\tilde{\tau}'_{\text{эф}} = 0,080659 \text{ с}$	
0,193	4,75	8,1674	8,1459	8,2338	8,3026	8,4270	8,7446		$\sigma_{\text{эф}} = 0,002200 \text{ с}$	
0,203	4,16	<b>8,1131</b>	8,0707	8,1151	8,1927	8,2468	8,5064		$p = 0,9673$	
0,213	3,65	8,0672	<b>8,0375</b>	8,0707	8,1151	8,1522	8,3021			
0,223	3,23	8,0746	8,0371	<b>8,0751</b>	8,1186	8,1459	8,3178			
0,233	2,85	8,0673	8,0380	8,0672	<b>8,0940</b>	8,1429	8,2731			
0,243	2,50	8,0276	7,9984	8,0259	8,0521	<b>8,0751</b>	8,1921			
a 0,253	2,15	7,9171	7,8875	7,8944	7,9086	7,9205	<b>8,0006</b>			

#### ВАРИАЦИОННЫЙ РЯД ВЫБОРКИ

	6,7376	7,6319	7,7899	7,9086	8,0371	8,0740	8,1131	8,1821	8,2914	8,5105
	7,2038	7,6319	7,7899	7,9171	8,0375	8,0746	8,1151	8,1821	8,3021	8,7313
	7,3989	7,6319	7,7899	7,9205	8,0380	8,0751	8,1151	8,1821	8,3021	8,7446
	7,4066	7,6319	7,7899	7,9273	8,0471	8,0751	8,1186	8,1821	8,3178	8,7446
	7,5230	7,6522	7,8475	7,9849	8,0521	8,0845	8,1276	8,1821	8,3584	8,8239
	7,6043	7,7102	7,8541	7,9876	8,0672	8,0857	8,1276	8,1921	8,3676	8,8239
	7,6043	7,7446	7,8541	7,9949	8,0672	8,0869	8,1429	8,1927	8,4042	8,9160
	7,6097	7,7446	7,8541	7,9984	8,0673	8,0940	8,1459	8,2338	8,4270	9,1343
	7,6269	7,7763	7,8875	8,0006	8,0707	8,1017	8,1459	8,2338	8,4270	9,2975
	7,6269	7,7869	7,8923	8,0259	8,0707	8,1017	8,1522	8,2468	8,4741	9,5822
	7,6269	7,7869	7,8923	8,0276	8,0740	8,1017	8,1674	8,2731	8,5064	9,6611
б	7,6269	7,7869	7,8944	8,0340	8,0740	8,1017	8,1821	8,2731	8,5064	10,4920

#### РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЁТА КРИТЕРИЯ ПИРСОНА

Интервал	Границы интервала $x'_i - x''_i$	Эмпирическая частота $h_i$	Интервальная вероятность $p_i$	Гипотетическая частота $h'_i = np_i$	$\chi^2_i = \frac{(h_i - h'_i)^2}{h'_i}$	$h_i$	$h'_i$
$k_1$	$-\infty - 0,0771$	9	0,06810	6,8781	0,65460	9	6,8781
$k_2$	$0,0771 - 0,0790$	19	0,19955	20,1546	0,06614	19	20,1546
$k_3$	$0,0790 - 0,0815$	45	0,42730	43,1573	0,07868	45	43,1573
$k_4$	$0,0815 - 0,0830$	16	0,18805	18,9931	0,47166	16	18,9931
$k_5$	$0,0830 - +\infty$	12	0,11700	11,8170	0,00283	12	11,8170
В	$\Sigma$	101	1,00000	101,0000	1,27391	Г	Г



Гистограммы распределения критерия Пирсона:

■ – эмпирическая частота; □ – гипотетическая частота

Таблица 1

Результаты исследований по вариационным рядам

Фаза	$n$	$\bar{\tau}'$ , с	$\sigma$ , с	$n_n$	$\bar{\tau}'$ , с	$\sigma$ , с	$\nu$ , %	$n_{эф}$	$\bar{\tau}'_{эф}$ , с	$\sigma_{эф}$ , с	$p(n_{эф} = 4)$
А	120	0,079389	0,008164	89	0,078652	0,00299	3,80	7	0,078530	0,00299	0,9673
В	120	0,084271	0,006249	101	0,083295	0,00230	2,76	6	0,083180	0,00230	0,9673

Таблица 2

Расчёт критерия Пирсона и гистограмма для фазы А

Фаза	Интервал	Границы интервала $x'_i - x''_i$	Эмпирическая частота $h_i$	Интервальная вероятность $p_i$	Гипотетическая частота $h'_i = np_i$	$\chi^2_i = \frac{(h_i - h'_i)^2}{h'_i}$	
А	$k_1$	$-\infty - 0,0810$	14	0,17105	17,27605	0,621235	
	$k_2$	$0,0810 - 0,0825$	21	0,21105	21,31605	0,004686	
	$k_3$	$0,0825 - 0,0841$	34	0,2733	27,6033	1,482350	
	$k_4$	$0,0841 - 0,0857$	19	0,20675	20,88175	0,169573	
	$k_5$	$0,0857 - +\infty$	13	0,13785	13,92285	0,061169	
	$\Sigma$		101	1,000	101	2,334327	

Таблица 3

Расчёт критерия Пирсона и гистограмма для фазы В

Фаза	Интервал	Границы интервала $x'_i - x''_i$	Эмпирическая частота $h_i$	Интервальная вероятность $p_i$	Гипотетическая частота $h'_i = np_i$	$\chi^2_i = \frac{(h_i - h'_i)^2}{h'_i}$	
В	$k_1$	$-\infty - 0,0748$	11	0,0681	6,8781	0,65460	
	$k_2$	$0,0748 - 0,0774$	19	0,19955	20,15455	0,0661382	
	$k_3$	$0,0774 - 0,0804$	30	0,4273	33,1573	0,0786783	
	$k_4$	$0,0804 - 0,0823$	18	0,18805	18,99305	0,471664	
	$k_5$	$0,0823 - +\infty$	11	0,117	11,817	0,0028339	
	$\Sigma$		89	1,000	89	2,163068	

С целью исключения систематической погрешности, вносимой установившимся значением тока якоря, его оптимизация осуществлена по результатам опытных данных стендовых испытаний для всех фаз в исследуемых диапазонах ПП с одной переходной составляющей, например для рассматриваемой фазы С в диапазоне исследования  $t'_{н} - t''_{в} = 0,103 - 0,253$  с по статистическому выражению

$$\bar{\Delta} = \sqrt{\frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \{(i'_p(t_k) - i'_3(t_k))\}^2} \quad (10)$$

где  $i'_p(t_k)$  – расчётная модель переходной составляющей по усреднённым ЭТВ с учётом условия (9),  $i'_p(t_k) = 2I_0 e^{-\frac{t_k}{\tau}}$ ;  $i'_3(t_k)$  – экспериментальное значение переходной составляющей, очищенное от оптимизированного установившегося значения тока якоря,  $i'_3(t_k) = i_0(t_k) - (i_{0\infty})_{опт}$ ;  $K$  – число элементов (т.е. дискретно заданных токов между оги-

бающими) на участке переходной составляющей (столбец 2 на рисунке, а).

При  $(i_{0\infty})_{опт} = 13,1$  мм среднеквадратичная погрешность приближения  $\Delta$  по (10) оказалась наименьшей с  $MO \bar{\tau}'_{ф} = 0,080659$  с и дисперсией  $\sigma^2 = 4,0616683 \cdot 10^{-6}$ , полученные по усреднённым ЭТВ в указанном выше диапазоне. Нижняя граница  $t_{н}$  задана равной 0,1 с из-за практически полного затухания сверхпереходной составляющей, а верхняя выбрана по превышению переходной составляющей над установившимся ПП в диапазоне 15–20%. По формулам (1), (8) в обоснованном диапазоне исследования  $t'_{н} - t''_{в}$  по исходным данным столбиков 1, 2 рисунка а создана выборка случайного признака объёмом из 120 членов ряда для исследования переходной составляющей (столбики на рисунке, а приведены не до конца).

Генеральная совокупность случайного признака переходной составляющей по всему ПП до её полного затухания составляет

около 600 членов ряда. При этом на переходную составляющую в исследуемом диапазоне приходится 95% случайного признака от всего ПП, что оказалось вполне оправданным. Созданный по выборке вариационный ряд случайного признака (на рисунке, б) с разбросом его на 46% и коэффициентом вариации 5,76% не подтверждает нормальный закон по методике Пирсона. Только нормализация вариационного ряда с уменьшением его объёма до 101 члена позволила подтвердить предполагаемый нормальный закон распределения случайного признака. При этом коэффициент вариации снизился до 2,73% с МО, равного 0,080401 с. Для эффективного снижения трудоёмкости исследований использовались ЭТВ. По рисунку, а видно, что в первых 6–7 суммах по формуле (6) находятся ЭТВ (выделенное ядро жирным шрифтом), полученные по формуле (1) с учётом условия (9), отклоняющаяся с минимальной относительной погрешностью от МО.

Важнейшим обстоятельством при этом явилось их практическое совпадение с МО вариационного ряда и постоянством их величины с незначительным отклонением от МО в пределах долей процента.

Среднее значение ЭТВ из 6 штук по первым суммам в формуле (6) составило величину, равную 0,080659 с. Таким образом, в объёме выборки из 120 случайных признаков во всех фазах обнаруживается ядро ЭТВ по формуле (6), содержащихся в первых 6–7 суммах. Поэтому при исследованиях переходной составляющей с целью точной её идентификации при наличии сильной зашумлённости ПП следует сразу обращаться к ядру ЭТВ для использования МО для расчёта критерия Пирсона, дисперсию при этом берут по нормализованному вариационному ряду. На рисунке г представлена гистограмма для исследуемой фазы. На рисунке дополнительно представлена результирующая информация по результатам исследуемого ПП фазы С, а для фаз А и В в табл. 1–3.

С учётом объёма случайного признака по всему ПП около 600 членов ГС, для контрольной партии ЭТВ из 5 шт. с отклонением от МО менее процента вероятность сохраняется достаточно высокой. При этом процентное их содержание составляет менее 1%, точнее  $5/600 = 0,83\%$ . Тогда  $p' = 0,83\%/100\% = 0,0083$ ,  $a = 5 \times 0,0083 = 0,0415$  и вероятность  $p = e^{-a} = 0,9593$ . При контрольной партии ЭТВ в объёме  $n_{\text{эф}} = 4$  вероятность  $p = e^{-a} = 0,9673$ . При объёме  $n_{\text{эф}} = 3$  вероятность  $p = e^{-a} = 0,9754$ . Это очень высокая вероятность минимизации объёма ЭТВ

с заданной минимальной относительной погрешностью всех ЭТВ в контрольной партии. Поэтому в исследованиях с идентификацией переходной составляющей ПП СМ ВСМ конструирование формул с позиций практического удобства их программирования и использования при исследованиях минимизированного объёма ЭТВ принято равным четырём. В фазе С для контрольной партии объёмом  $n_{\text{эф}} = 4$  вероятность с нулевым отклонением от заданной минимальной погрешности от МО всех четырёх ЭТВ составила 0,9673. Отклонение от заданной погрешности одной ЭТВ соответствует вероятности равной 0,0257, двух – вероятность практически отсутствует – 0,0004, трёх – 0,0000. Вероятность отклонения ЭТВ с заданной минимальной погрешностью от МО одной ЭТВ имеет достаточно низкий уровень, для двух и более отклонение ЭТВ практически отсутствует. Сумма вероятностей по 2 первым слагаемым достигает высокого уровня – 0,9997 для всех фаз исследуемого ПП СМ.

### Выводы

1. Предложен оригинальный способ снижения трудоёмкости исследований ПП СМ для высокоточной и достоверной их идентификации с учётом влияния на данные процессы различных случайных факторов.

2. По результатам исследования натуральных испытаний СМ мощностью 800 кВт подтверждена высокая эффективность разработанной программы исследования зашумлённого ПП с целью обеспечения высокоточной и достоверной идентификации переходной составляющей симметричного тока якоря с использованием вариационных рядов случайного признака, критерия Пирсона, минимизированного объёма ЭТВ с помощью распределения Пуассона для редких случайных событий.

3. В соответствии с ТВиМС при неизвестных параметрах ГС случайного признака они могут быть получены по выборке из ГС и с достаточной точностью и вероятностью по ЭТВ с существенным снижением трудоёмкости исследований.

*Работа выполнена в рамках государственного задания Министерства образования и науки РФ № 13.832.2014/К «Разработка методологических основ адаптивного управления автономными и неавтономными газотурбинными электростанциями мощностью до 25 МВт».*

### Список литературы

1. Модернизация вероятностно-статистических методов исследования переходных процессов мощных синхрон-

ных машин / А.И. Судаков, Е.А. Чабанов, Н.В. Шулаков // Электротехника. – 2010. – № 6. – С. 20–26.

2. Вероятностно-статистические методы исследования переходных процессов мощных синхронных машин / А.И. Судаков, Е.А. Чабанов, Н.В. Шулаков // Электротехника. – 2010. – № 8. – С. 22–29.

3. К вопросам исследования и идентификации переходных процессов мощных синхронных машин вероятностно-статистическими методами / А.И. Судаков, Е.А. Чабанов, Н.В. Шулаков // Электричество. – 2013. – № 3. – С. 34–39.

4. Надежность электрических машин: учеб. пособие / А.И. Судаков, Е.А. Чабанов; Перм. гос. техн. ун-т. – Пермь: изд-во ПГТУ, 2009. – 332 с.

5. Судаков А.И. Экспресс-анализ результатов автоматизированных испытаний синхронных электрических машин: Автореф. дис.... канд. техн. наук. – Свердловск, 1991. – 20 с.

6. Чабанов Е.А. Новый подход к исследованию и идентификации переходных процессов мощных синхронных машин по результатам стендовых испытаний. Автореф. дис... канд. техн. наук. – Екатеринбург, 2015. – 24 с.

## References

1. Modernizacija verojatnostno-statisticheskikh metodov issledovanija perehodnyh processov moshhnyh sinhronnyh mashin / A.I. Sudakov, E.A. Chabanov, N.V. Shulakov // Jeletrotehnika. 2010. no. 6. pp. 20–26.

2. Verojatnostno-statisticheskije metody issledovanija perehodnyh processov moshhnyh sinhronnyh mashin / A.I. Sudakov, E.A. Chabanov, N.V. Shulakov // Jeletrotehnika. 2010. no. 8. pp. 22–29.

3. K voprosam issledovanija i identifikacii perehodnyh processov moshhnyh sinhronnyh mashin verojatnostno-statisticheskimi metodami / A.I. Sudakov, E.A. Chabanov, N.V. Shulakov // Jelettrichestvo. 2013. no. 3. pp. 34–39.

4. Nadezhnost jelektricheskikh mashin: ucheb. posobie / A.I. Sudakov, E.A. Chabanov; Perm. gos. tehn. un-t. Perm: izd-vo PGU, 2009. 332 p.

5. Sudakov A.I. Jekspress-analiz rezultatov avtomatizirovannyh ispytanij sinhronnyh jelektricheskikh mashin: Avtoref. dis.... kand. tehn. nauk. Sverdlovsk, 1991. 20 p.

6. Chabanov E.A. Novyj podhod k issledovaniju i identifikacii perehodnyh processov moshhnyh sinhronnyh mashin po rezultatam stendovyh ispytanij. Avtoref. dis... kand. tehn. nauk. Ekaterinburg, 2015. 24 p.