

О ВЛИЯНИИ ЗАЩИТЫ НА ЭКСПЛУАТАЦИОННУЮ НАДЕЖНОСТЬ АСИНХРОННЫХ ДВИГАТЕЛЕЙ

Б. А. ИТКИН, Э. К. СТРЕЛЬБИЦКИЙ

(Представлена научным семинаром кафедр электрических машин
и общей электротехники)

Предварительные исследования и ряд статистических данных [1] показывают, что отказы асинхронных двигателей по вине защиты от действия коротких замыканий и перегрузочных режимов составляют 15–25 проц. от общей их аварийности. Влияние отдельных характеристик защиты и потоков аварий на эксплуатационную надежность двигателя — $H(t)_{ЭК}$ целесообразно исследовать с помощью математической модели.

Исходными данными для построения модели являются плотность распределения времени срабатывания защиты — $f(t)$, параметры пуассоновских потоков 3- и 2-фазных коротких замыканий — Φ_3 ; Φ_2 , потока перегрузок Φ_1 и некоторые параметры двигателей. Значения потоков берутся из статистических данных работы электроприводов анализируемого парка двигателей. Функция $f(t)$ определяется в результате обработки испытания защит.

Решим следующие две основные задачи:

1. Определение вероятности отказа двигателей по вине защиты — Q_3 от потоков аварий одного типа.
2. Определение Q_3 при воздействии нескольких типов аварийных режимов.

Рассмотрим модель для первой задачи. При известной плотности распределения износа изоляции двигателей — $f(V)$ аварийность по вине защиты за расчетное время выразится формулой

$$Q_3 = \int_1^{\infty} f(V) dV. \quad (1)$$

В результате действия одного аварийного режима происходит износ изоляции обмотки статора — $V(t)$ или соответственно расходование ресурса — Δr . Величина $V(t)$ определяется по формуле

$$V(t) = \frac{2,94 \cdot 10^{-6} T_0 \exp(-b \vartheta_4)}{b \Theta_M} \left\{ 4 \exp\left(\frac{b \Theta_M}{2}\right) + \exp(b \Theta_M) \right\}, \quad (2)$$

где T_0 — постоянная времени обмотки статора или всей машины,

b — коэффициент для изоляции класса А, равный 0,0866,

ϑ_4 — допустимое превышение температуры изоляции обмотки статора,

Θ_M — максимальное превышение температуры в результате аварийного режима продолжительностью t_i .

Можно принять, что время срабатывания системы защиты распре-

делено по нормальному закону (n, \bar{t}, σ_t) . При фиксированном значении t_i и начальном ресурсе r_{0i} двигатель может выдержать n_i аварийных режимов

$$n_i = \frac{r_{0i}}{\Delta r_i}. \quad (3)$$

На основании испытаний на срок службы можно считать распределение начальных ресурсов парка асинхронных двигателей нормальным $(n, \bar{r}_0, \sigma_{r_0})$.

Аналитическое определение плотности вероятности $f(n_i)$ практически невозможно из-за сложной формы функции (2). Поэтому имеет смысл определить $f(n_i)$ методом статистических испытаний. Примерный вид $f(n_i)$ изображен на рис. 1.

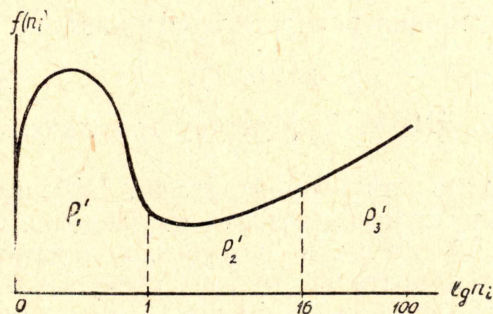


Рис. 1.

Кривую $f(n_i)$ можно представить состоящей из 3-х частей. Каждая часть ограничивает площадь соответственно P'_1, P'_2, P'_3 . Площадь P'_1 равна доле машин, имеющих в запасе ресурс не более чем на один аварийный режим. При возникновении аварийного режима у этих машин отказ наступает с вероятностью, равной единице. Вероятность прихода аварийного режима равна

$$P_1'' = 1 - e^{-\lambda}, \quad (4)$$

где $\lambda = \Phi T$ — среднее значение потока аварий на один двигатель за T лет эксплуатации.

Доля отказавших машин на участке $n_i \leq 1$

$$P_1 = P_1' \cdot P_1'' = P_1' (1 - e^{-\lambda}). \quad (5)$$

При увеличении параметра потока аварий в год Φ или времени работы T $P_1 \rightarrow P_1'$ т. е. этот участок быстро «выжигается». Практически при $\lambda = 3 \rightarrow P_1 = 0,95 P_1'$. При дальнейшем увеличении λ доля отказавших машин увеличивается незначительно.

Вероятность отказа машин с запасом $n_i > 16$ практически равна нулю. Как показали расчеты, вероятностью отказа двигателей на участке $1 \leq n_i \leq 16$ при $\lambda \leq 1,5$ можно пренебречь. При $\lambda > 1,5$ надо учитывать вероятность прихода на двигатель двух — $P''_{n=2}$; трех — $P''_{n=3}$ и т. д. потоков аварий на один двигатель.

Принимая распределения потока аварий по закону Пуассона

$$P''_{n=i} = \frac{\lambda^{ni} e^{-\lambda}}{n_i!} + \frac{\lambda^{ni+1} e^{-\lambda}}{(n_i+1)!} + \dots, \quad (6)$$

находим долю отказавших машин на участке $n_i > 1$

$$P_2 = P'_{n=2} \cdot P''_{n=2} + P'_{n=3} \cdot P''_{n=3} + \dots \quad (7)$$

где $P'_{n=2}$; $P'_{n=3}$ — соответственно доля машин, имеющих в запасе ресурс на два и три аварийных режима. Значения $P'_{n=1}$, $P'_{n=2}$ определяются по формуле

$$P'_{n=1} = \frac{N_1}{m}; \quad P'_{n=2} = \frac{N_2}{m}, \quad (8)$$

где N_1 , N_2 — число реализаций данной кратности израсходования ресурса из m числа статистических испытаний.

Процесс моделирования задач № 1 и № 2 на ЭЦВМ «Минск-1» приведен на блок-схеме рис. 2. Время срабатывания защиты t_i и ресурс r_i при каждом испытании или для каждого двигателя K_i определяются по формулам

$$t_i = \bar{t} \pm \xi_t \sigma_t, \quad (9)$$

$$r_i = \bar{r} \pm \xi_r \sigma_r, \quad (10)$$

где ξ — случайная величина распределена по закону.

$$(n, 0, 1).$$

При расчете на ЭЦВМ ξ формируется датчиком случайных чисел [2].

Рассмотрим модель для второй задачи. Принимаем парк двигателей $K > 500$. Исходя из пуассоновского распределения аварийных режимов, определяем те двигатели, на которые попадают аварии. Находим для каждого из этих двигателей по (10) ресурс и по (9) время срабатывания защиты или продолжительности аварии (перегрузки). Вычисляем у этих двигателей по (2) износы, а затем суммируем у каждого двигателя износы от всех аварийных потоков. Определяем отношение ресурса двигателя к полученному им износу — $p_i = r_i : \varepsilon V(t_i)$. Подсчитываем количество двигателей — K_B , у которых $p_i \leq 1$. Определяем вероятность отказа двигателей данного парка по вине защиты

$$Q_3 = \frac{K_B}{K}. \quad (11)$$

Данная модель построена в предположении некоррелированности данного экземпляра защиты двигателя при разных типах аварий. В случае наличия таких связей это может быть учтено введением в модель соответствующих коэффициентов корреляции.

В табл. 1 в качестве примера приведены результаты расчета на «Минск-1» вероятности отказа по вине защиты в гипотетическом парке асинхронных двигателей от 3-фазных коротких замыканий при разных параметрах защиты, потоков аварий, ресурса их и времени эксплуатации. Начальная скорость нарастания температуры при заторможенном роторе принята $5,8^\circ\text{C}/\text{сек}$.

Анализ данных табл. 1 показывает, что Q_3 наиболее сильно зависит от среднего квадратического отклонения срабатывания защиты, в меньшей степени от его математического ожидания, а разброс начального ресурса двигателя мало влияет на Q_3 .

Полученные математические модели для определения влияния защиты на $H(t)_{\text{ЭК}}$ позволят исследовать фактическое состояние этого вопроса, что необходимо для выбора оптимальной системы защита — двигатель.

ЛИТЕРАТУРА

1. ВНИИЭМ, техническая информация № ОАБ. 143.834, 1935.
2. Н. П. Бусленко. Метод статистических испытаний, ФМ, 1962.

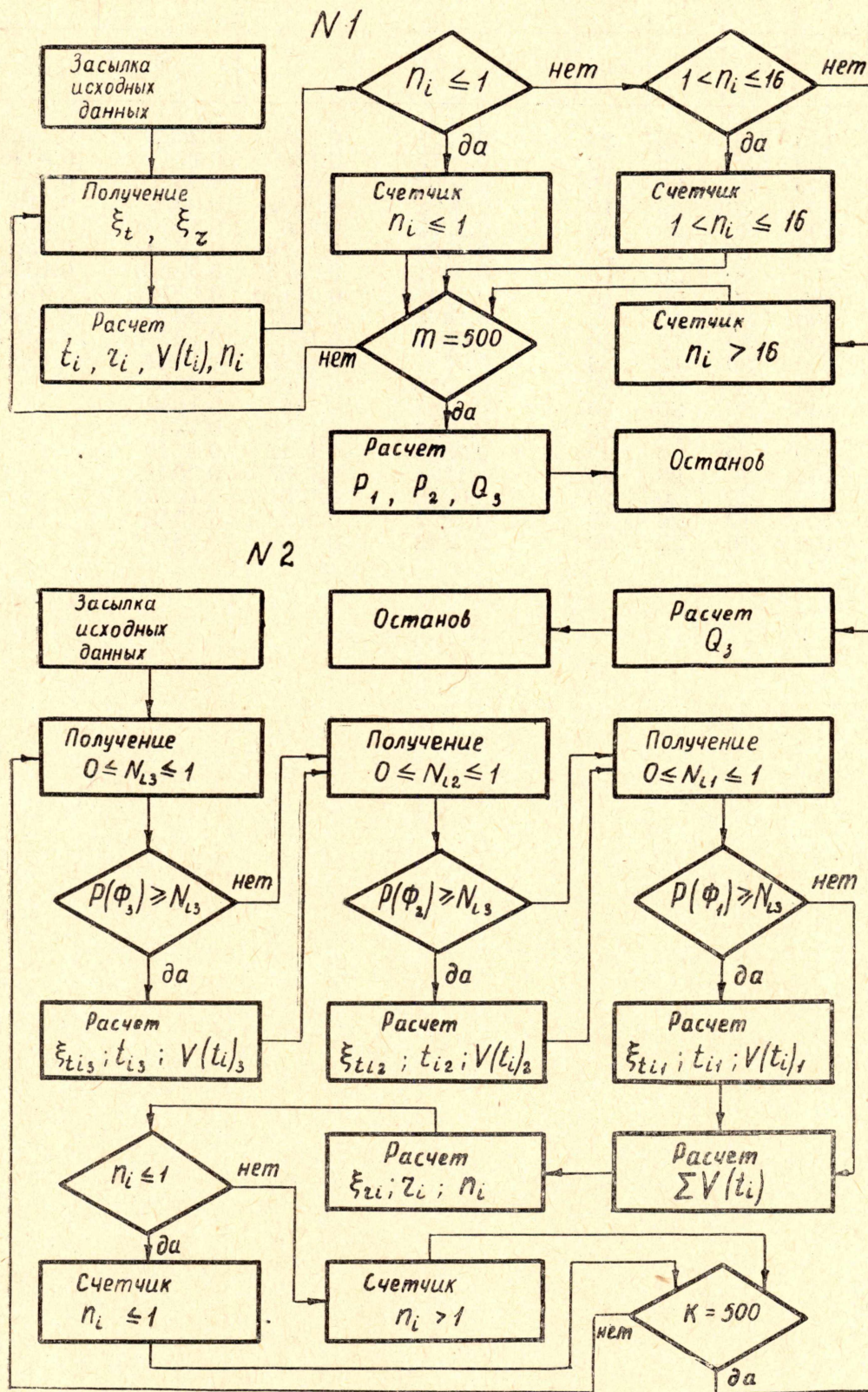


Рис. 2. Блок-схемы моделирования на ЭЦВМ задач № 1 и № 2.

Таблица I

№ п/п	\bar{r}	σ_r	\bar{t}	σ_t	Q_3				
	%	%	сек	сек	λ	0,5	1	1,5	3
1	100	30	25	25	0,1121	0,1996	0,2522		0,2824
2	100	30	25	20	0,0875	0,1389	0,174		0,2246
3	100	30	25	15	0,0364	0,042	0,065		0,095
4	100	30	25	10	0,0032	0,0069	0,009		0,016
5	100	30	20	25	0,1278	0,206	0,248		0,318
6	100	30	20	20	0,0734	0,1474	0,1734		0,229
7	100	30	20	15	0,04813	0,08167	0,09013		0,1334
8	100	30	20	10	0,01026	0,01138	0,0171		0,01458
9	100	30	15	25	0,1473	0,2507	0,2692		0,3436
10	100	30	15	20	0,0993	0,162	0,197		0,2414
11	100	30	15	15	0,07	0,1178	0,1384		0,163
12	100	50	25	25	0,1018	0,1769	0,2312		
13	100	50	20	20	0,074	0,1134	0,1652		
14	100	40	25	25	0,1128	0,1908	0,243		
15	100	40	20	20	0,0811	0,1212	0,1744		
16	100	20	25	25	0,1191	0,1996	0,2541		
17	100	20	20	20	0,0843	0,1261	0,1805		
18	100	10	25	25	0,1207	0,2014	0,2542		
19	100	10	20	20	0,0843	0,1264	0,1817		