

В.Ю. Волоховский, А.Я. Каган, А.Н. Воронцов, (Московский энергетический институт (Технический университет))

Прогнозирование долговечности стальных канатов на основе диагностики их состояния в процессе эксплуатации

1. Предварительные замечания

Стальные канаты шахтных грузоподъемных машин, подъемных кранов и других механизмов являются сложными по структуре и ответственными по своему назначению конструкциями, работающими в достаточно тяжелых условиях. Так как разрушение каната может быть сопряжено не только с экономическими потерями, но и с человеческими жертвами, то требования, которые предъявляются к надежности функционирования канатов грузоподъемных машин и механизмов в процессе эксплуатации, являются весьма жесткими [1]. Численно-аналитический анализ работоспособности стальных канатов с учетом реальных условий их эксплуатации вследствие трудоёмкости расчёта характеристик напряженно-деформированного состояния при заданных нагрузках и условиях работы затруднён [2]. Уменьшение несущей способности каната представляет собой длительный процесс, обусловленный совокупностью большого числа различных эксплуатационных факторов (абразивный и коррозионный износ, усталостное разрушение и т.п.). Построение расчётных механических моделей, позволяющих адекватно интерпретировать результаты магнитной дефектоскопии стальных канатов и оценивать их остаточную несущую способность, сопряжено со значительными трудностями [3,4]. Численная реализация соответствующих вычислительных алгоритмов требует большого расхода ресурсов ЭВМ. Получение же экспериментальных данных по параметрам, влияющим на работоспособность стальных канатов, сопряжено со сбором и обработкой большого объёма информации, причём не всегда доступной и в достаточной мере достоверной. Поэтому актуальной задачей является создание ме-

тодик прогнозирования долговечности стальных канатов на основе данных периодического диагностирования их состояния с использованием методов магнитной дефектоскопии непосредственно в процессе эксплуатации [5].

2. Прогнозирование долговечности механических систем

Пусть состояние механической системы в процессе эксплуатации может быть полностью охарактеризовано при помощи скалярной функции $u(t)$. Аргумент $t \geq 0$ - неубывающий параметр, определяющий длительность эксплуатации (наработка); функция $u(t)$ - диагностический признак, определяющий снижение эксплуатационных свойств системы в результате износа и (или) накопления повреждений. Зависимость $u(t)$ предполагается неотрицательной, неубывающей, непрерывной и медленно меняющейся функцией наработки. Условие надёжного функционирования задаётся требованием

$$u(t) \leq u_*, \quad (1)$$

где u_* - заданное предельное значение. В начале эксплуатации, при $t = 0$, значение $u(0) = u_0$ удовлетворяет условиям $0 \leq u_0 \leq u_*$.

В процессе эксплуатации системы при дискретных значениях наработки t_i ($i = 0, 1, 2, \dots$; $t_0 = 0$; $t_i = t_{i-1} + h_i$; $h_i > 0$), назначаемым по некоторому заранее выбранному правилу, осуществляется диагностирование состояния системы. Производится определение текущих значений $u_i = u(t_i)$ диагностического признака $u(t)$. В зависимости от полученных результатов принимается решение либо о прекращении эксплуатации системы при наработке $t = t_i$, либо о ее продолжении вплоть до следующего значения наработки $t_{i+1} = t_i + h_i$. Величина приращения наработки $h_i > 0$ определяется с учётом имеющейся совокупности значений диагностического признака u_j при значениях $j \leq i$.

Обозначим через T - значение наработки t , определяемое условием $u(T)=u_*$. Пусть эксплуатация системы прекращается после n операций диагностирования, т.е. при $t=t_n$, где

$$t_n = \sum_{i=1}^n h_i . \quad (2)$$

Очевидно, что в общем случае, значения T и t_n не совпадают. Эти параметры имеют смысл нормативной и практической долговечности соответственно. Введём параметр $r = u(t_n) - u_*$, который характеризует «перегрузку» ($r > 0$) или «недогрузку» ($r < 0$) системы относительно допустимого значения u_* при завершении эксплуатации. Очевидно, что алгоритм определения величин шагов дискретизации h_i должен обеспечивать, по возможности, как минимальные значения числа n , так и величину параметра $|r|$.

Простейший вариант алгоритма диагностирования работоспособности системы заключается в следующем. Задается начальное значение шага дискретизации h_c и контрольный уровень $u_c < u_*$. Значение h_c выбирается на основе имеющейся информации о поведении аналогичных систем в реальных условиях эксплуатации или определяется нормативными документами. Величина контрольного уровня u_c может быть выбрана исходя из соотношения $u_c = (0.5 \div 0.7)u_*$. На начальном этапе эксплуатации принимается $h_i = h_c$, т.е. $t_i = ih_c$ вплоть до номера k , при котором $u_{k-1} < u_c$ и $u_c < u_k < u_*$. Затем, для значений наработки $t = t_i$, ($i \geq k$) величины h_{i+1} назначаются на основании прогнозирования длительности интервалов $\tau_i = T - t_i$. Для этой цели используется линейная аппроксимация функции $u(t)$ на отрезке $t_{i-1} \leq t \leq T$. Легко видеть, что представив $t = t_i + \tau$, $\tau \geq 0$, получим $u(\tau) = u_i + \varphi_i \tau$, где $\varphi_i = (u_i - u_{i-1}) / (t_i - t_{i-1}) = (u_i - u_{i-1}) / h_i$. Из условия $u(\tau_i) = u_*$ вытекает:

$$\tau_i = (u_* - u_i) / \varphi_i . \quad (3)$$

В дальнейшем принимается, что $t_{i+1} = t_i + h_{i+1}$ (причём $h_{i+1} = \tau_i$, если $\tau_i < h_i$ или $h_{i+1} = h_i$, если $\tau_i \geq h_i$). Эксплуатация системы прекращается при наработке $t = t_n$, для которой $u(t_n) \geq u_*$, или если спрогнозированное значение $h_{n+1} \leq \varepsilon_h$, где заданное значение $\varepsilon_h \ll h_c$.

Недостатком изложенного выше алгоритма является, то что вследствие неизбежных погрешностей аппроксимации возможно заметное несовпадение значений t_n и T , т.е. «перегрузка» системы при $t_n > T$, $r > 0$ или неполное использование ее работоспособности («недогрузка») при $t_n < T$, $r < 0$. Модифицированный алгоритм прогнозирования долговечности системы основан на следующих соображениях. В структуру алгоритма вводятся дополнительные параметры u_z и α , причём $u_c < u_z \leq u_*$, $u_c/u_* \leq \alpha \leq 1$. После достижения диагностическим признаком контрольного уровня u_c (при $u_i > u_c$) параметр τ_i определяется по формуле

$$\tau_i = (u_z - u_i) / \varphi_i. \quad (4)$$

При этом формула (4) дает меньшее значение параметра τ_i , чем формула (3). Далее вычисляется $\tilde{\tau}_i = \alpha \tau_i$, т.е. $\tilde{\tau}_i < \tau_i$, и принимается $h_{i+1} = \tilde{\tau}_i$, если $\tilde{\tau}_i < h_i$ или $h_{i+1} = h_i$, если $\tilde{\tau}_i \geq h_i$.

Задача оптимального выбора параметров h_c , u_c , u_z , α алгоритма прогнозирования долговечности может быть сформулирована в виде оптимизационной задачи

$$n = \min, |r| \leq r_* \quad (5)$$

или

$$|r| = \min, n \leq n_* \quad (6)$$

Здесь r_* , n_* - допустимые значения параметров r и n , определяемые требованиями нормального функционирования системы.

Как правило, в реальных условиях $u(t)$ является случайной функцией наработки и, следовательно, для конкретного экземпляра системы параметры T, t_n, n, r – реализации соответствующих случайных величин. Поэтому при их анализе возникает необходимость использования методов теории вероятности и математической статистики. Введём в рассмотрение вероятность безотказной работы системы $p = P\{r \leq 0\}$. В результате получим оптимизационную задачу

$$P\{n \geq n_*\} = \min; p \geq p_* \quad (7)$$

или

$$p = \max; P\{n \geq n_*\} \leq p_{**} \quad (8)$$

Значения вероятностей p_*, p_{**} удовлетворяют условиям $(1 - p_*) \ll 1, p_{**} \ll 1$. Однако, для решения всех вышеупомянутых оптимизационных задач необходимо располагать достаточно подробной и достоверной априорной информацией.

3. Методика прогнозирования долговечности стальных канатов по данным магнитной дефектоскопии

Изложенный выше подход может быть использован для прогнозирования долговечности стальных канатов в процессе их эксплуатации на основе данных магнитной дефектоскопии. В качестве исходного диагностического признака может быть использована функция $S(x, t)$ - относительная потеря площади поперечного сечения каната по металлу (x - продольная координата; $0 \leq x \leq L$, где L - длина контролируемого участка каната; t - наработка). Функция $S(x, t)$ удовлетворяет условиям $S(x, t) \geq 0, S(x, t + \tau) \geq S(x, t)$ при $\tau > 0$. Условие надёжного функционирования задаётся требованием

$$S(x, t) \leq S_* \quad (9)$$

Функция $S(x, t)$ - случайная функция обоих аргументов. Реализации функций $S_i(x) = S(x, t_i)$ фиксируются при помощи магнитных дефектоскопов во время плановых контрольных обследований канатов с наработкой $t = t_i$. Как правило,

реализации функций $S_i(x)$, имеют значительные флуктуации. Поэтому в качестве модифицированного диагностического признака предлагается использовать функции $u(t_i)$, которые получаются посредством сглаживания по продольной координате x реализаций $S_i(x) = S(x, t_i)$. Для этой цели контролируемый участок каната длиной L разбивается на m отрезков Δ_k ($k = 1, 2, \dots, m$) одинаковой длины $l = L/m$ и вводится векторная функция $\vec{v}(t) = [v_k(t)]$, компоненты которой определяются выражением

$$v_k(t) = \frac{1}{l} \int_{x \in \Delta_k} S(x, t) dx. \quad (10)$$

В качестве $u(t)$ принимается

$$u(t) = \max_k v_k(t) \quad (11)$$

Условие (9) заменяется условием

$$u(t) \leq u_* \quad (12)$$

где $u_* \leq S_*$.

Вычисления, связанные с определением значения h_{i+1} при прогнозировании долговечности каната, осуществляются в следующем порядке. Сначала для дискретных значений наработки t_i по формуле (10) находятся значения компонент

$v_{ki} = v_k(t_i) = \frac{1}{l} \int_{x \in \Delta_k} S(x, t_i) dx$ вектора $\vec{v}_k(t_i)$. Затем вычисляются значения

$\varphi_{k,i} = (v_{k,i} - v_{k,i-1})/h_i$, $\tau_{k,i} = (u_* - v_{k,i})/\varphi_i$ ($k = 1, 2, \dots, m$). После этого принимается $\tau_i = \max_k \tau_{k,i}(t)$, $\tilde{\tau}_i = \alpha \tau_i$, что и позволяет установить значение h_{i+1} .

4. Тестирование вычислительного алгоритма прогнозирования долговечности канатов

Тестирование методики прогнозирования долговечности каната осуществлялось посредством численного эксперимента, основанного на применении

метода Монте-Карло [6]. Математическая модель функции $S(x,t)$ задавалась следующим образом:

$$S(x,t) = \int_0^t \psi(x,\tau) d\tau + S_0(x),$$

$$\psi(x,t) = \frac{1}{t_c} \left[\int_0^L G(x,\xi) S(\xi,t) d\xi + q(x) f^2(t) \right], \quad S_0(x) = z^2(x). \quad (13)$$

Здесь $z(x)$, $f(t)$ - гауссовские центрированные однородные случайные функции соответствующих аргументов, $q(x)$, $G(x,\xi)$ - детерминистические функции, определяемые выражениями:

$$q(x) = 1 - \lambda x/L, \quad G(x,\xi) = \begin{cases} \frac{1}{\xi_*} \cos^2 \left[\frac{\pi(x-\xi)}{2\xi_*} \right], & |x-\xi| \leq \xi_* \\ 0, & |x-\xi| > \xi_* \end{cases}, \quad (14)$$

Для корреляционных функций $R_z(\xi), R_f(\tau)$ однородных случайных функций $z(x)$, $f(t)$ использовались представления:

$$R_z(\xi) = \sigma_z^2 \exp(-\alpha_z |\xi|) \cos(\beta_z \xi), \quad \xi = |x - x'|;$$

$$R_f(\tau) = \sigma_f^2 \exp(-\alpha_f |\tau|) (1 + \alpha_f |\tau|), \quad \tau = |t - t'|. \quad (15)$$

Вычисления производились при следующих численных значениях исходных данных: $L = 24m$; $u_* = 0.16$; $u_c = 0.09$; $\xi_* = 1.2m$; $t_c = 100.0$; $\lambda = 0.16$; $\varepsilon_n = 0.51$; $m = 12$; $\sigma_z = 0.035$; $\alpha_z = 0.5 \text{ } 1/m$; $\beta_z = 1.6 \text{ } 1/m$; $\sigma_f = 0.0025$; $\alpha_f = 0.3$. Число модельных реализаций функции $S(x,t)$ при использовании метода Монте-Карло принималось равным $N = 500$. Варьировались значения параметров u_z, h_c и α . Оценивались значения вероятности безотказной работы p , математических ожиданий μ_n, μ_t, μ_r , среднеквадратических отклонений $\sigma_n, \sigma_t, \sigma_r$ и среднеквадратических значений $\beta_n = (\mu_n^2 + \sigma_n^2)^{1/2}$, $\beta_t = (\mu_t^2 + \sigma_t^2)^{1/2}$, $\beta_r = (\mu_r^2 + \sigma_r^2)^{1/2}$ случайных величин n, t, r . Некоторые численные результаты приведены в табл. 1,2 и на рис. 1-3.

В табл. 1 даны оценки вероятностных характеристик в зависимости от начального шага дискретизации h_c при фиксированном $u_z = 0.15$ и значениях $\alpha = 0.7$, $\alpha = 0.8$, $\alpha = 0.9$. Результаты, которые представлены в табл. 2, соответствуют случаю когда $h_c = 6.0$ и $\alpha = 0.8$, а варьируемым параметром является u_z .

Таблица 1

	$(u_* = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.7)$					$(u_* = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.8)$					$(u_* = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.9)$				
h_c	4.0	6.0	8.0	10.0	12.0	4.0	6.0	8.0	10.0	12.0	4.0	6.0	8.0	10.0	12.0
p	0.994	0.994	0.980	0.964	0.956	0.996	0.990	0.958	0.960	0.928	0.986	0.976	0.956	0.930	0.898
$\mu_r \cdot 10^2$	-0.99	-0.97	-0.94	-0.91	-0.86	-0.95	-0.91	-0.86	-0.84	-0.78	-0.89	-0.88	-0.81	-0.75	-0.68
$\sigma_r \cdot 10^2$	0.20	0.21	0.28	0.33	0.40	0.19	0.25	0.35	0.37	0.46	0.24	0.27	0.37	0.40	0.52
$\beta_r \cdot 10^2$	1.01	0.99	0.98	0.97	0.94	0.97	0.95	0.93	0.92	0.90	0.93	0.92	0.89	0.86	0.86
μ_t	79.5	79.2	79.2	79.2	79.5	79.5	79.5	79.7	80.0	80.0	79.2	80.0	80.0	80.2	80.2
σ_t	8.6	8.5	8.7	8.6	8.6	8.6	8.8	8.9	8.8	8.6	8.5	8.8	8.6	8.5	8.8
β_t	80.0	79.7	79.7	79.7	80.0	80.0	80.0	80.2	80.5	80.5	79.7	80.5	80.4	80.7	80.7
μ_n	20.6	14.2	11.0	9.1	7.9	20.5	14.1	10.8	8.9	7.7	20.3	14.0	10.7	8.8	7.5
σ_n	2.2	1.5	1.3	1.1	1.0	2.2	1.5	1.2	1.0	1.0	2.2	1.5	1.2	1.0	1.0
β_n	20.8	14.3	11.1	9.2	7.9	20.6	14.2	10.9	9.0	7.7	20.5	14.1	10.8	8.8	7.5

Таблица 2

	$(u_* = 0.16; h_c = 6.0; \alpha = 0.8)$				
u_z	0.140	0.145	0.150	0.155	0.160
p	1.000	1.000	0.990	0.934	0.482
μ_r	-0.0189	-0.0142	-0.0091	-0.0042	0.0009
σ_r	0.0023	0.0026	0.0025	0.0026	0.0029
β_r	0.0191	0.0143	0.0095	0.0049	0.0030
μ_t	77.3	78.5	79.5	81.2	84.0
σ_t	8.3	8.8	8.8	8.9	8.7
β_t	77.8	79.0	80.0	81.7	84.4
μ_n	13.7	13.8	14.1	14.4	14.8
σ_n	1.6	1.6	1.5	1.5	1.5
β_n	13.8	13.9	14.2	14.5	14.9

Анализ полученных результатов подтверждает эффективность предложенного алгоритма при разумном задании его параметров. В частности, среднеквадратическое значение долговечности $\beta_t \approx 80$ практически не меняется при варьировании параметров. Среднеквадратическое значение β_n числа диагнозов

мало отличается от отношения β_r/h_c и слабо зависит от остальных параметров. Значения p и β_r более чувствительны к изменению параметров алгоритма прогнозирования, однако почти во всех рассмотренных вариантах $p \approx 1$ и $\beta_r \ll u_*$. Даже в наиболее неблагоприятной ситуации, при значениях параметров $u_z = u_* = 0.16$; $h_c = 6.0$; $\alpha = 0.8$ (см. табл.2), хотя вероятность безотказной работы и мала ($p < 0.5$) отношение $\beta_r/u_* \approx 0.02$, т.е. перегрузка системы в момент прекращения эксплуатации достаточно мала.

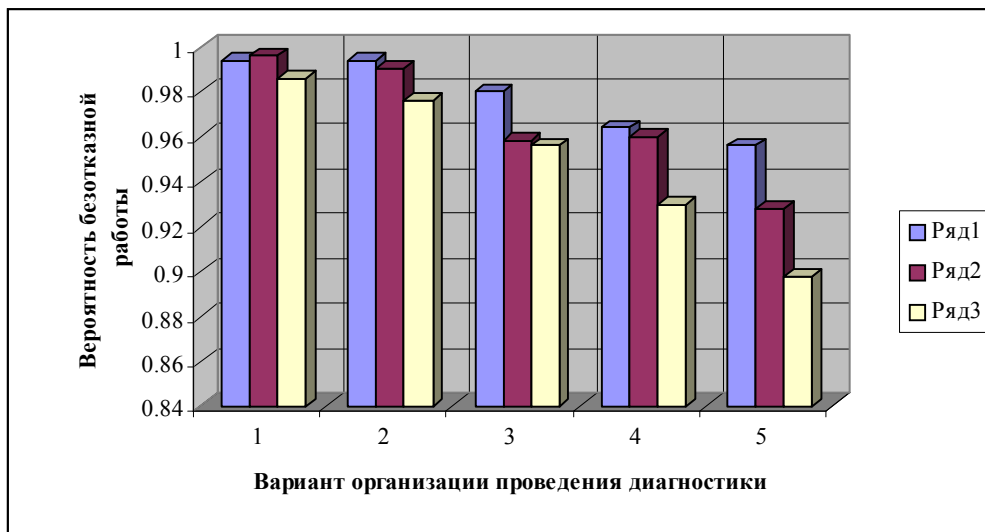


Рис.1. Сопоставление величин вероятностей безотказной работы при различных вариантах организации проведения диагностики и значениях параметров (варианты 1, 2, 3, 4, 5 соответствуют значениям $h_c = 4,6,8,10,12$; ряд 1 - ($u_* = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.7$), ряд 2 - ($u_* = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.8$), ряд 3 - ($u_* = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.9$)).

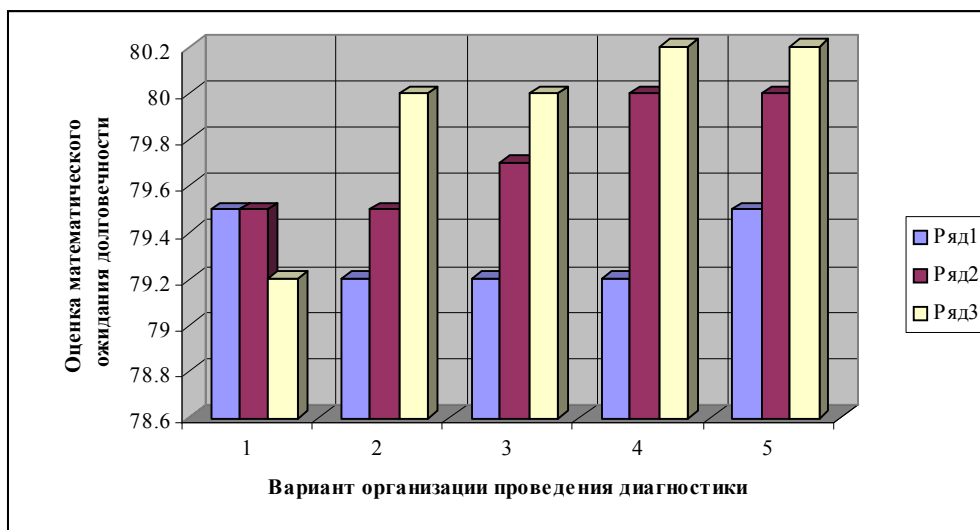


Рис. 2. Сопоставление оценок математического ожидания долговечности системы при различных вариантах организации проведения диагностики и значениях параметров (варианты 1, 2, 3, 4, 5 соответствуют значениям $h_c = 4,6,8,10,12$; ряд 1 - ($u_* = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.7$), ряд 2 - ($u_* = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.8$), ряд 3 - ($u_* = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.9$)).

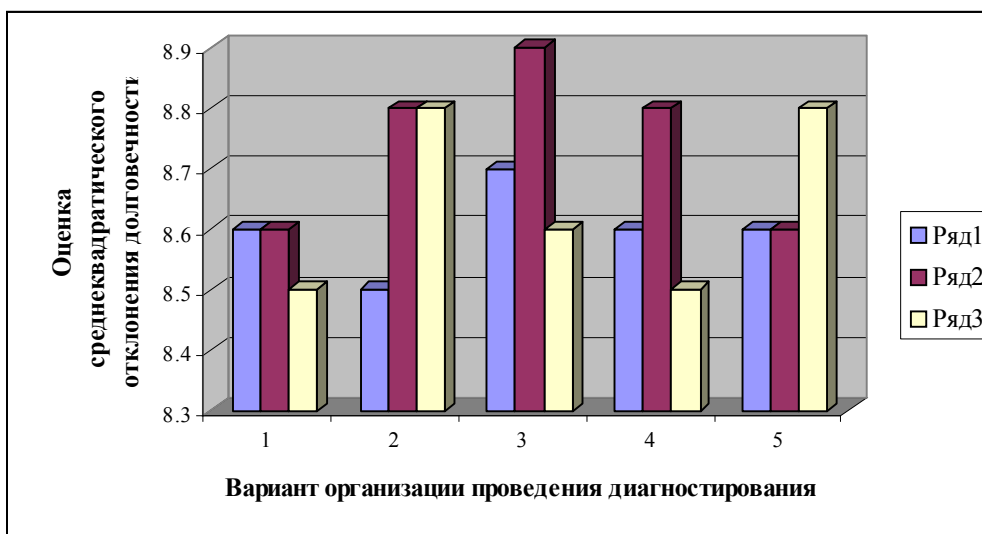


Рис.3. Сопоставление оценок среднеквадратических отклонений долговечности системы при различных вариантах организации проведения диагностики и значениях параметров (варианты 1, 2, 3, 4, 5 соответствуют значениям $h_c = 4,6,8,10,12$; ряд 1 - ($u_x = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.7$), ряд 2 - ($u_x = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.8$), ряд 3 - ($u_x = 0.16; u_z = 0.15; \alpha = 0.9$)).

Заключение

Как видно из приведенных результатов, предложенная методика прогнозирования долговечности канатов дает разумные оценки. В то же время ее практическая применимость возможна лишь при правильной организации сбора необходимой информации. Так как вероятностный анализ, основанный на обработке малых выборок, недостаточно надежен, то очевидна необходимость проведения работ по целенаправленному сбору представительного экспериментального материала, касающегося данных контрольных замеров работоспособности канатов. Желательно, чтобы диагностика проводилась регулярно и через примерно одинаковые интервалы наработки.

Литература

1. Руководящий документ. Канаты стальные. Контроль и нормы браковки. РД РОСЭК 012-97.
2. Глушко М.Ф. Стальные подъемные канаты. - Киев: Техника, 1966.
3. Volokhovskiy V.Yu., Vorontsov A.N., Sukhorukov V.V. Assessment of steel rope strength based on non-destructive testing data. //OIPEEC Bulletin, 2001, N 82. P.27-33.

4. Волоховский В.Ю., Воронцов А.Н., Каган А.Я. Вероятностная оценка прочности стальных канатов по данным магнитной дефектоскопии. //Вестник МЭИ, 2002, №5. С. 5 – 10.
5. Котельников В.С., Сухоруков В.В. Дефектоскопия канатов грузоподъемных машин. //Безопасность труда в промышленности, 1998, №5. С. 34-37.
6. Соболев И.М. Численные методы Монте-Карло. - М.: Наука, 1973.