

ВЕРОЯТНОСТНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ОЦЕНКИ ПРОЧНОСТИ И РЕСУРСА СТАЛЬНЫХ КАНАТОВ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ДЕФЕКТОСКОПИИ

Д.А. Слесарев, А.Н. Воронцов

Предложена методика вероятностной оценки прочностных показателей стальных канатов на основании данных магнитной дефектоскопии. Изложен метод определения вероятностных характеристик диагностической информации: пропуска существующего дефекта гетерогенной структуры каната и ложного обнаружения дефекта. Полученные вероятностные оценки ошибок дефектоскопии использованы для расчетов рискованного и консервативного сценариев изменения прочности и остаточного ресурса талевого каната в процессе наработки.

Ключевые слова: магнитная дефектоскопия, стальной канат, диагностическая информация, вероятность, пропуск дефекта, ложное обнаружение, запас прочности, ресурс.

ВВЕДЕНИЕ

Конечная цель дефектоскопии большинства объектов контроля заключается в оценке их текущих прочностных характеристик. В случае стальных канатов подобными характеристиками являются остаточная несущая способность и ресурс, которые можно определить по изменению запаса прочности в процессе эксплуатации. Результаты дефектоскопии (в виде количественного описания обнаруженных дефектов) носят вероятностный характер. С другой стороны, методы расчета прочности и ресурса конструкций, отражающие изменчивые условия эксплуатации, опираются на статистические модели механики. Эти два обстоятельства в совокупности обуславливают вероятностный характер диагностируемых прочностных показателей каната. В статье описана методика вероятностной интерпретации оценок прочности и остаточного ресурса стальных канатов на основе результатов их дефектоскопии с учетом статистической природы ряда факторов.

ВЕРОЯТНОСТНЫЕ ОЦЕНКИ ОШИБОК ДЕФЕКТОСКОПИИ

Обработка дефектограмм при решении задач дефектоскопии базируется на стандартной модели сигнала измерительного преобразователя $s(x)$ [1]

$$s(x) = s_f(\mathbf{a}, x - x_0) + r(x), \quad (1)$$

где $s_f(\mathbf{a}, x)$ описывает сигнал от дефекта; \mathbf{a} — вектор параметров сигнала, зависящих от размеров и положения дефекта; x_0 — координата дефекта; $r(x)$ — помеха. Обработку дефектограмм с целью обнаружения дефектов можно рассматривать как задачу проверки гипотезы о наличии сигнала от дефекта $s_f(x)$ в сигнале измерительного преобразователя $s(x)$ [2]. Такую гипотезу можно обозначить H_1 против альтернативной гипотезы H_0 , соответствующей отсутствию сигнала от дефекта $s_f(x)$ во входном сигнале $s(x)$. Выбор между гипотезами H_0 и H_1 проводят на основе априорной информации о распределении вероятности помехи $r(x)$, свойств сигнала от дефекта

Дмитрий Александрович Слесарев, канд. техн. наук, доцент, директор по проектированию ООО «Интрон Плюс», Москва. Тел. +7(495)229-37-47, факс +7(495)510-17-69. E-mail: dslesarev@intron.ru

Александр Николаевич Воронцов, канд. техн. наук, доцент, ведущий специалист отдела разработки ООО «Интрон Плюс», Москва. Тел. +7(495)229-37-47, факс +7(495)510-17-69. E-mail: avorontsov@intron.ru

и параметрах самого сигнала $s(x)$. Для гипотезы H_1 определяют вероятность ошибки первого рода, соответствующей ложному обнаружению дефекта P' , а для гипотезы H_0 — вероятность ошибки второго рода, соответствующей пропуску дефекта P'' , причем в качестве дефекта рассматривается минимальный обнаруживаемый дефект. Вероятность обнаружения дефекта можно выразить как $P_d = 1 - P''$.

На рис. 1 показаны типовые дефектограммы потери сечения (ПС) и локальных дефектов (ЛД) талевого каната буровой установки с отмеченными на ней локальными дефектами. Алгоритм обработки дефектограммы с целью обнаружения дефектов строится на основе правила принятия оптимального решения, в качестве которого чаще всего используют критерий Неймана—Пирсона [2]

$$P'' = \min_{\delta} P'' \text{ при } P' \leq \alpha_0. \quad (2)$$

То есть выбирают такой алгоритм, который минимизирует вероятность пропуска дефекта при фиксированной (допустимой) вероятности ложного обнаружения. Таким образом, допустимая вероятность ложного обнаружения α_0 задается исходно.

Для определения интересующей нас вероятности пропуска дефекта P'' необходимо рассмотреть алгоритм, обеспечивающий решение задачи оптимального обнаружения. Традиционный подход основывается на применении линейного функционала [3]

$$y = \int_0^x s(x)\varphi(x)dx, \quad (3)$$

где $[0, X]$ — интервал регистрации сигнала, $\varphi(x)$ — некоторая весовая функция, которую следует определить в процессе синтеза алгоритма обнаружения.

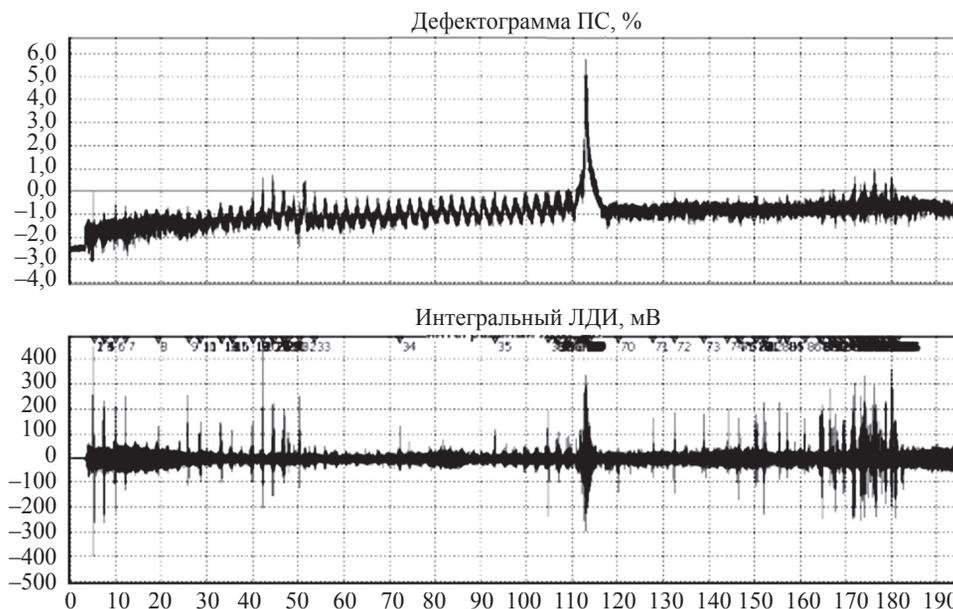


Рис. 1. Типовая дефектограмма потери сечения и локальных дефектов талевого каната буровой установки.

Для модели сигнала (1) выражение (3) можно переписать как

$$y = \int_0^x s_f(x, \mathbf{a})\varphi(x)dx + \int_0^x r(x)\varphi(x)dx = b(\mathbf{a}) + \eta. \quad (4)$$

В случае, если искомый сигнал $s_f(x)$ известен заранее (\mathbf{a} известен) и помеха на выходе η имеет монотонное распределение вероятности, решение задачи обнаружения сводится к сравнению значения функционала с пороговым значением Λ_{th}

$$y \gg \Lambda_{th}.$$

Пороговое значение Λ_{th} определяется согласно выбранному критерию с учетом допустимой вероятности ложного обнаружения P' . Значение амплитуды сигнала от дефекта b зависит от \mathbf{a} , в частности, от положения обрыва проволоки по сечению каната, зазора между концами и диаметра оборванной проволоки. Вероятность ложного обнаружения можно выразить как вероятность превышения помехой η некоторой доли от амплитуды сигнала от дефекта b

$$P' = P\{\eta > \Lambda' \cdot b\}, \quad (5)$$

где Λ' — относительный порог, который вычисляется как отношение порогового значения к величине сигнала от дефекта

$$\Lambda' = \Lambda_{th}/b.$$

Очевидно, что $\Lambda' \in [0, 1]$.

Связь порога Λ' с вероятностью ложного обнаружения P' определяется законом распределения мгновенного значения помехи η . В частности, если помеха распределена по нормальному закону с нулевым средним и дисперсией σ^2 , то

$$P' = \frac{1}{2} \left[1 - F_0 \left(\Lambda' \cdot \frac{b}{\sigma} \right) \right], \quad (6)$$

где $F_0(x)$ — функция ошибок (интеграл ошибок). Параметр $\rho = b/\sigma$ представляет собой отношение *сигнал/помеха*. Таким образом, минимальное значение вероятности ложного обнаружения ограничено соотношением сигнал/помеха

$$\min P' = \frac{1}{2} (1 - F_0(\rho)). \quad (7)$$

Для выбора порога необходимо учитывать распределения случайного значения амплитуды сигнала. Для определения вероятности пропуска дефекта следует рассмотреть минимальный обнаруживаемый дефект (пороговый дефект), характеризуемый некоторым вектором признаков a_{\min} . Допустим, закон распределения вероятности амплитуды сигнала от дефекта $p_b(\zeta)$ соответствует нормальному распределению со средним значением $\bar{b} = \max_x [\bar{s}_f(x, \bar{a}_{\min})]$ и некоторой дисперсией σ_f^2 . В этом случае изменение порога будет влиять как на вероятность ложного обнаружения P' , так и на вероятность пропуска дефектов P'' . С учетом нормаль-

ного распределения помехи и амплитуды сигнала от дефекта эти вероятности можно выразить так:

$$P' = \int_{\Lambda_{th}}^{\infty} p_b(\zeta) d\zeta = \frac{1}{2} \left[1 - F_0 \left(\frac{\Lambda_{th}}{\sigma_f} \right) \right], \quad (8)$$

$$P'' = \frac{1}{2} \left[1 - F_0 \left(\frac{\bar{b} - \Lambda_{th}}{\sigma_f} \right) \right], \quad (9)$$

если $\bar{b} > \Lambda_{th}$.

На рис. 2 приведен график зависимости P' от безразмерного параметра Λ_{th}/σ , имеющего смысл относительного порога (относительно среднеквадратического отклонения помехи). Данная зависимость построена на основе дефектограмм талевых канатов буровых установок, обследованных с помощью дефектоскопа Интрос МГ 20-40. Из этого графика следует, что при уровне порога, равного 3σ , вероятность ложного обнаружения составляет 50 %, а при уровне 5σ — менее 10 %. При этом вероятность пропуска дефекта в соответствии с выражением (9) можно определить, задавшись средним значением амплитуды полезного сигнала \bar{b} порогового дефекта и учитывая дисперсию этой величины σ_f^2 . Если перейти к относительному порогу Λ' , то выражение (9) можно переписать как

$$P'' = \frac{1}{2} \left[1 - F_0 \left(\frac{\bar{b}}{\sigma_f} (1 - \Lambda') \right) \right]. \quad (10)$$

Тогда искомая вероятность зависит от отношения \bar{b}/σ_f и относительного порога Λ' . Отношение \bar{b}/σ_f на практике можно определить на эталонных образцах каната с образцовыми дефектами. Для дефектоскопа Интрос МГ 20-40 такие значения были получены при обрыве одной внешней проволоки каната многопрядной конструкции для нескольких диаметров каната. Среднее отношение \bar{b}/σ_f составило 6,4. Численное моделирование показывает, что для внутреннего обрыва проволоки, расположенного по центру каната, амплитуда сигнала от дефекта уменьшается примерно на 15 %. С учетом этого, предполагая равновероятное появление обрыва в любом месте поперечного сечения каната, можно получить отношение \bar{b}/σ_f равное 5,1.

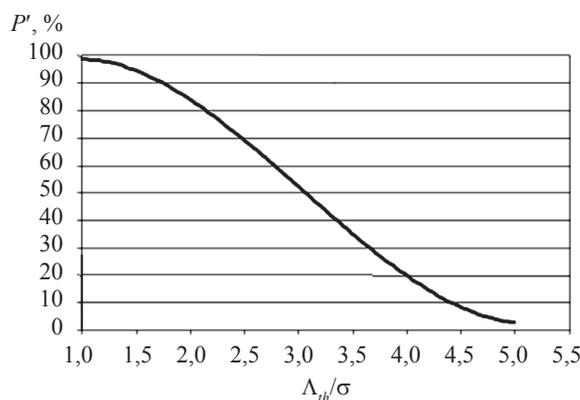


Рис. 2. Зависимость вероятности ложного обнаружения P' от относительного порога.

Выбор Λ_{th} и Λ' определяется отношением ρ сигнал/помеха. Путем подбора соответствующей весовой функции $\varphi(x)$ в (3) при обработке дефектограмм для порогового дефекта удается добиться $\rho \geq 6$, что не противоречит требованиям стандарта EN12927 [4]. В соответствии с (2) зададимся допустимой вероятностью ложного обнаружения $\alpha_0 = 0,15$, то есть $P' = 0,15$. Тогда относительное значение порога должно быть $\Lambda' = 0,7$. В таком случае, с учетом значения \bar{b}/σ_f в соответствии с (10), получим вероятность пропуска дефекта $P'' = 0,05$.

ВЕРОЯТНОСТНЫЕ ОЦЕНКИ ПРОЧНОСТИ И РЕСУРСА

Данные дефектоскопии и вероятности ошибок используют для оценочных расчетов изменения прочности и ресурса каната. Относительная потеря несущей способности (прочности) каната с дефектами характеризуется параметром

$$\chi = 1 - \tilde{n}/n,$$

где \tilde{n} , n — коэффициенты запаса прочности каната с дефектами и целого каната соответственно, определяемые с помощью структурной механической модели [5].

Диагностическими признаками локальных дефектов являются, как правило, один или два обрыва проволок в соответствующих сечениях. Эти показатели, наряду с измеренной потерей несущего металла, вызванной истиранием проволок и/или их коррозией, являются обобщенными показателями деградации. Они ничего не говорят о положении дефектов в конкретных прядях и группах проволок, поэтому картина износа, влияющая на значение параметра χ , моделируется методом Монте-Карло. По результатам моделирования строятся ряды распределений трех независимых случайных величин — потеря прочности χ_0 , χ_1 и χ_2 , вызванных абразивным (коррозионным) износом, одним и двумя обрывами проволок соответственно. Результирующие статистические вероятности (частоты) распределений потерь прочности χ_1 , χ_2 оцениваются с учетом вероятностей ложной диагностики P' или пропуска дефекта P'' .

Совокупное влияние износа и локальных обрывов проволок в сечениях ξ_1, \dots, ξ_N на потерю прочности каната в сечении с координатой x характеризуется случайной величиной

$$\chi(x) = \chi_0(x) + \sum_{j=1}^N \chi_{1(2)}(\xi_j) G(x - \xi_j). \quad (11)$$

Здесь $G(x - \xi)$ — эмпирическая функция влияния сил трения на восстановление несущей способности оборванных проволок при удалении от места обрыва.

На рис. 3 показаны результаты тестового расчета статистических распределений потери прочности (11) в двух случаях: при обнаружении десяти дефектов в окрестности контрольного сечения x и при ложном обнаружении одного из них, ближайшего к этому сечению. Ряды распределений $\chi(x)$ состояли из 1102 членов. В первом случае статистическое среднее потери прочности составило 0,153, во втором — 0,148. Построенные зависимости весьма близки к нормальному закону.

Рассмотренный подход использован для статистических оценок остаточного запаса прочности и ресурса талевого каната конструкции ГОСТ 16853(1)—88 диаметром 28 мм буровой установки. Канат работал в услови-

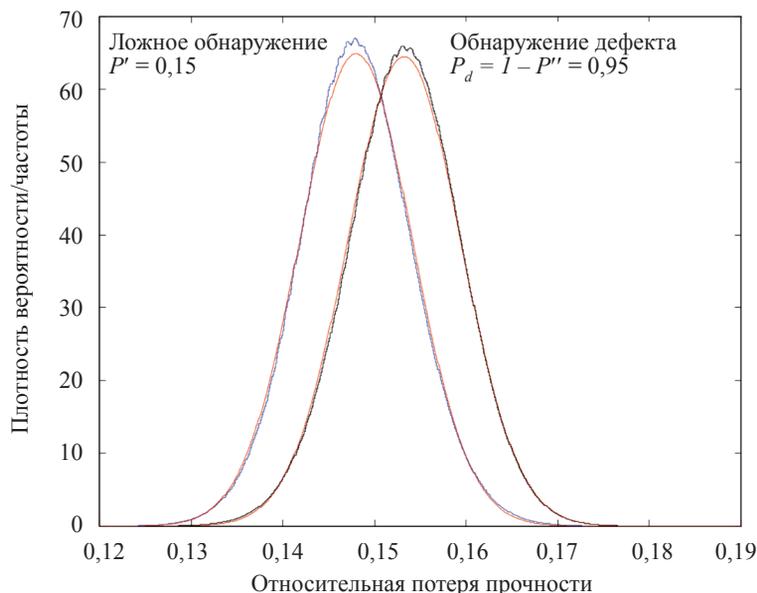


Рис. 3. Распределения потери прочности в двух вариантах неопределенности диагностической информации.

ях реверсивного изгиба на блоках с циклическим изменением напряженного состояния и контролировался пять раз с интервалами в неделю с 04.11.2014 по 04.12.2014 магнитным дефектоскопом Интрос МГ 20-40. Нарботка измерялась в тонно-километрах (ткм). Коэффициент запаса по напряжениям определялся из расчета на выносливость [6].

На рис. 4 показано изменение показателя прочности $\tilde{n}(x) = (1 - \chi(x))n$ вдоль участка контроля для трех последних инспекций каната. Приведенные значения являются выборочными средними, рассчитанными по результатам

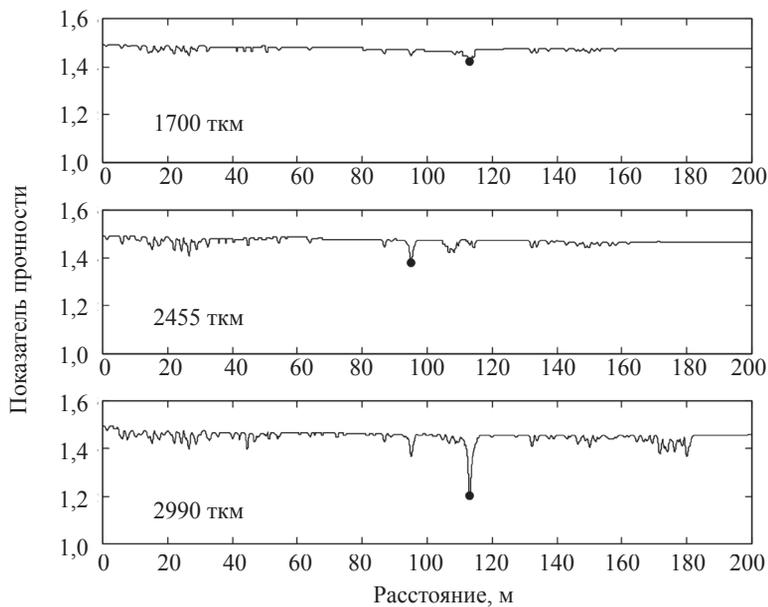


Рис. 4. Изменение показателя прочности вдоль контролируемого участка каната по результатам трех последних инспекций.

моделирования расположения дефектов в сечениях каната (предполагается, что коэффициент запаса n целого каната величина неслучайная). На графиках хорошо видна зона развития разрушения. За коэффициент запаса прочности (несущую способность) каната при его наработке t принимается минимальное значение показателя $\tilde{n}(x, t)$ на контролируемом участке.

Вероятные диапазоны коэффициентов запаса определяются по совокупности случайных факторов: положения дефектов в сечении, вероятности ложного обнаружения $P' = 0,15$ и вероятности пропуска дефекта $P'' = 0,05$.

На рис. 5 представлены кусочно-линейные аппроксимации статистических средних изменяющегося запаса прочности каната для двух вариантов ошибки дефектоскопии. Маркерами отмечены значения, полученные по правилу «трех сигма»: светлые кружки — в случае ложного обнаружения, темные — пропуска реального дефекта. Их разности характеризуют возможные интервалы неопределенности коэффициента запаса, рассчитанного по оперативной диагностической информации.

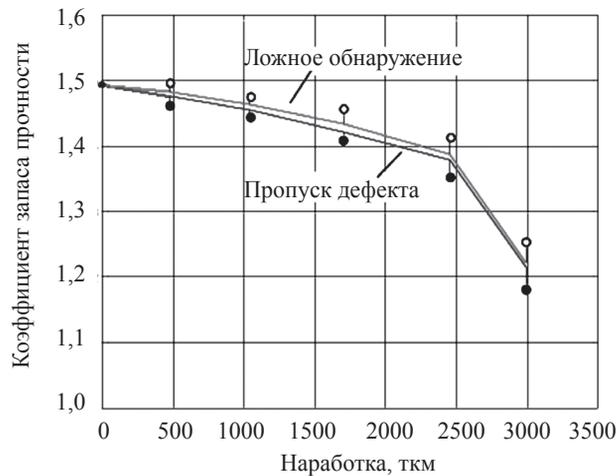


Рис. 5. Изменение несущей способности каната в ходе наработки.

Условие безопасного функционирования каната выражается требованием

$$\min_x \tilde{n}(x, t) \geq n_*, \quad (12)$$

где n_* — допустимый минимальный запас прочности (живучести) каната с дефектами, задаваемый на основе практического опыта или согласно нормативным показателям дефектности. Индивидуальный остаточный ресурс каната рассматривается как продолжительность его эксплуатации от момента последней инспекции до достижения предельного состояния [7], когда нарушается условие (12). Так как отсутствует представительный статистический материал, то для расчета ресурса каната ограничимся детерминистическим приближением на основе полученных оценок изменения прочности. Параметрами алгоритма прогноза являются текущая средняя скорость снижения прочности каната, интервалы между инспекциями, характер изменения скорости деградации каната, близость текущего коэффициента запаса $\tilde{n}(t)$ к допустимому значению n_* и ряд других факторов. Расчет ресурса проводят начиная со второй инспекции.

Изменение остаточного ресурса каната по отношению к допустимому значению $n_* = 1$ приведено на рис. 6. Осторожные оценки соответствуют нижним границам на рис. 5, рискованные оценки — верхним границам.

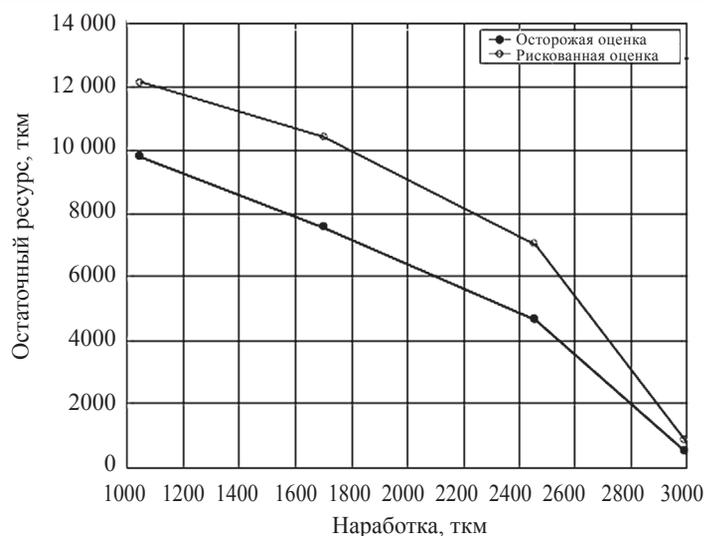


Рис. 6. Оценки остаточного ресурса каната по данным дефектоскопии.

По мере приближения к предельному состоянию обе оценки сближаются, что отражает наиболее вероятный сценарий, а именно, скорый отказ каната. Среднее значение ресурса после пятой инспекции равно примерно 700 ткм. По результатам последней диагностики канат был признан достаточно изношенным и его сняли с эксплуатации, не доведя до разрушения.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

При использовании результатов дефектоскопии для расчета текущих прочностных характеристик объекта контроля необходимо учитывать вероятностный характер измеряемых величин и самой прочностной модели. Наиболее полную информацию дают при этом интервальные оценки. В рассмотренном случае (при заданной вероятности пропуска дефекта и вероятности ложного обнаружения) оценка остаточного ресурса с достоверностью 99 % отклоняется от среднего значения не более, чем на $\pm 20\%$.

ООО «Интрон Плюс»
Москва

Поступила в редакцию
3 апреля 2015 г.

ЛИТЕРАТУРА

1. Слесарев Д. А. Обработка и анализ сигналов в неразрушающем контроле. Учебное пособие. — М.: Изд-во МЭИ, 2013. — 100 с.
2. Неразрушающий контроль. В 5 кн. Кн. 5. Интроскопия и автоматизация неразрушающего контроля. Практическое пособие. В.В. Сухоруков, Э.И. Вайнберг, Р.-Й.Ю. Кажис, А.А. Абакумов. — М.: Высшая школа, 1993. — 329 с.
3. Харкевич А. А. Борьба с помехами. — М.: Наука, 1965. — 275 с.
4. BS EN 12927-8: 2004, Safety Requirements for Cable Way Installation Designed to Carry Persons. Ropes. Magnetic Rope Testing (MRT), Part 8, BSI. — London, United Kingdom, 2004, p.19.
5. Vorontsov A., Volokhovskiy V., Slesarev D. Combined approach to damaged wire ropes life-time assessment based on NDT results and rope mechanics. — Journal of Physics: Conference series, 2011, v. 35, p. 9.
6. Когаев В. П. Расчеты на прочность при напряжениях, переменных во времени. — М.: Машиностроение, 1977. — 232 с.
7. Болотин В. В. Прогнозирование ресурса машин и конструкций. — М.: Машиностроение, 1984. — 312 с.