

Вестник Томского государственного
архитектурно-строительного университета.
2024. Т. 26. № 2. С. 93–103.

ISSN 1607-1859 (для печатной версии)
ISSN 2310-0044 (для электронной версии)

Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo
arkhitekturno-stroitel'nogo universiteta –
Journal of Construction and Architecture.
2024; 26 (2): 93–103.

Print ISSN 1607-1859
Online ISSN 2310-0044

НАУЧНАЯ СТАТЬЯ

УДК 622.692.4: 539.43

DOI: 10.31675/1607-1859-2024-26-2-93-103

EDN: EVYRTU

СИСТЕМНЫЙ АНАЛИЗ КОНКУРИРУЮЩИХ РИСКОВ ОТКАЗА ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ НА ОСНОВЕ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ

Олег Александрович Курасов¹, Петр Владимирович Бурков^{1,2}

¹Национальный исследовательский

Томский политехнический университет, г. Томск, Россия

²Томский государственный архитектурно-строительный университет,
г. Томск, Россия

Аннотация. *Актуальность.* Важность вопроса применения статистических методов для оценки конкурирующих рисков на участках наземной части газопроводов для принятия решений в области обеспечения надежности и безопасности, а также планирования обслуживания и ремонтных работ не вызывает сомнений.

Целью исследования является численное применение методики непараметрического прогнозирования для оценки конкурирующих рисков отказа сложных технических систем.

Методы исследования. Приведены два статистических подхода к решению проблемы различных нарушений целостности. В первом используется непараметрическое прогнозирование. Основное внимание уделяется возможному разрыву исследуемого участка трубопровода из-за конкретной угрозы целостности на фоне множества альтернативных угроз (конкурирующих рисков). Второй метод содержит анализ, учитывающий всю сеть газопроводов. Основное внимание уделяется изучению инцидентов с разрывами, что позволяет получить реалистичные данные о надежности полного жизненного цикла усредненного участка трубопровода в конкретном регионе исследования.

Результаты. Описано численное применение методики непараметрического прогнозирования для конкурирующих рисков. На основании информации базы данных об отказах выведены нижняя и верхняя вероятности (границы), а также функции живучести для различных конкурирующих причин отказа для будущего участка наземной части газопровода, который выйдет из строя в результате разрыва.

Ключевые слова: непараметрическое прогнозирование, надежность, квантильная регрессия, риск, трубопровод, живучесть

Для цитирования: Курасов О.А., Бурков П.В. Системный анализ конкурирующих рисков отказа технических систем на основе непараметрического прогнозирования // Вестник Томского государственного архитектурно-строительного университета. 2024. Т. 26. № 2. С. 93–103. DOI: 10.31675/1607-1859-2024-26-2-93-103. EDN: EVYRTU

ORIGINAL ARTICLE

COMPETING RISKS ANALYSIS OF ENGINEERING SYSTEM FAILURE BASED ON NONPARAMETRIC PREDICTION

Oleg A. Kurasov¹, Petr V. Burkov^{1,2}¹National Research Tomsk Polytechnic University, Tomsk, Russia²Tomsk State University of Architecture and Building, Tomsk, Russia

Abstract. Purpose: The aim of this work is to analyze competing risks of engineering system failure using nonparametric prediction.

Methodology: Two statistical methods are used to tackle the problem of the pipeline integrity. Nonparametric prediction is applied in the first one. The main attention is paid to the possible failure of the pipeline section due to a specific threat in terms of competing risks. The second method contains the analysis of the entire pipeline system. The focus is on rupture incidents, that provides the real data on the lifecycle of the pipeline section.

Research findings: Nonparametric prediction is used to analyze competing risks of the pipeline failure. The lower and upper probability boundaries and survivability functions and competing risks of the pipeline section failure are introduced for a future ground section of the pipeline, which can be failed as a result of rupture.

Keywords: non-parametric forecasting, reliability, quantile regression, risk, pipeline

For citation: Kurasov O.A., Burkov P.V. Competing risks analysis of engineering system failure based on nonparametric prediction. Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo arkhitekturno-stroitel'nogo universiteta – Journal of Construction and Architecture. 2024; 26 (2): 93–103. DOI: 10.31675/1607-1859-2024-26-2-93-103. EDN: EVYRTU

Введение

При статистическом анализе отказов трубопроводы обычно рассматриваются как ремонтнопригодные системы.

После выхода системы из строя преобладает метод восстановления ее работоспособности путем ремонта или замены отдельных компонентов, а не полной замены всей системы. Понятие «соответствующая интенсивность отказов» относится к совокупности отказов, происходящих за определенный промежуток времени, а не является производным от единого распределения времени до отказа. В настоящей статье рассматриваются время наработки на отказ для газотранспортных систем и подход, основанный на использовании невосстанавливаемых технических систем. Особенностью базы данных Управления по безопасности трубопроводов и опасным материалам (PHMSA) является предоставление доступа к исходным данным, включая даты прокладки и монтажа трубопроводов, связанных с зарегистрированными инцидентами. Поэтому с помощью логических рассуждений можно сделать выводы о продолжительности периода, предшествовавшего разрушению трубопровода.

Предполагается, что разорванные трубы являются невосстанавливаемыми сегментами, функционирующими в рамках восстанавливаемой системы, т. е. всей трубопроводной сети. Это предположение считается реалистичным, т. к. после разрыва такой участок трубы удаляется и заменяется новым, с учетом, что разрыв, как правило, оказывает негативное воздействие. Даже если участок трубы был отремонтирован или восстановлен до первоначального состояния

перед разрывом в рамках плана технического обслуживания и ремонта, при разрыве он становится нефункциональным. Другими словами, с точки зрения разрыва срок службы участка трубы будет случайной величиной, определяемой временем до отказа. Предполагается, что для группы одинаковых сегментов труб время их «жизни» является независимым и одинаково распределенным. Таким образом, можно исследовать их надежность от разрыва для целого ряда возможных и конкурирующих причин отказов.

В статье представлены два статистических подхода, направленных на решение проблемы различных нарушений целостности. Обе методики применяют подход к невозстанавливаемым системам и получают свои значения на основе реальных инцидентов, зафиксированных в базе данных PHMSA. В первой методике используется непараметрическое прогнозирование (НПП) – статистический подход, основанный на анализе живучести и теории надежности. Процесс количественной оценки интервальных вероятностей, которые также называются неточными вероятностями, предполагает использование верхних и нижних границ, как это предусмотрено в НПП. Основное внимание уделяется возможному разрыву исследуемого участка трубопровода из-за конкретной угрозы целостности на фоне множества альтернативных угроз (конкурирующих рисков). Вторая статистическая методика предполагает применение параметрической гибридной эмпирической модели опасности в сочетании с нелинейной квантильной регрессией, представляющей собой надежный метод обработки данных, для проведения анализа надежности и ее прогнозирования. Она позволяет сделать выводы о надежности полного жизненного цикла усредненного участка трубопровода в конкретном регионе исследования.

Постановка задачи, методы исследования

Статистическая модель НПП эффективно работает с конкурирующими рисками и позволяет получить представление о надежности исследуемой совокупности трубопроводов при недостатке информации, а также при сосуществовании нескольких причин отказов [1, 2]. НПП, предполагающее независимость причин отказа, позволяет применять статистические методы для прогнозирования будущих наблюдений на основе имеющихся данных. Методология, используемая в данном исследовании, основана на постулате Хилла [3] и представляет собой четко определенную условную вероятность для наблюдаемой будущей случайной величины. Вероятность зависит от математической концепции взаимозаменяемости и наблюдаемых значений связанных случайных величин. Кроме того, она генерирует интервальные вероятности, которые в научной литературе признаются неточными вероятностями. Это говорит о том, что для оценки неопределенности необходимо использовать диапазон вероятностей от меньших значений к большим (нижнюю и верхнюю границы). Таким образом, функции живучести также оцениваются в определенных границах. Метод НПП позволяет делать выводы о фактическом времени наработки на отказ отдельного элемента трубопровода, который будет заменен в будущем, а также работать с правым цензурированием, обеспечивая выводы по каждой отдельной причине отказа или конкурирующему риску. Применение НПП адаптировано к специфике анализа надежности тех-

нических систем (трубопроводов), и на основе исторических данных об отказах делаются реальные выводы для полного жизненного цикла трубопроводной системы.

Основной задачей первой статистической методики является определение достоверной вероятности разрыва, классифицированной по конкретным причинам. Для изучения массива данных об инцидентах с разрывами с применением НПП используется теория конкурирующих рисков. Сбор такой информации имеет большое значение для своевременного получения полного представления о рисках и их последствиях. В данной работе демонстрируется применение НПП к базе данных PHMSA для оценки функции живучести при разрывах наземных газопроводов. При этом рассматривается только совокупность разрывов, а не вся трубопроводная сеть. В результате делаются выводы о будущем участке, на котором произойдет разрыв из-за конкретной причины отказа, и получаются нижняя и верхняя вероятности (границы) этого события. Полученные функции живучести представляют собой дополнительные вероятности разрыва трубопровода для этого будущего участка в данный момент времени.

В случаях, когда участок трубопровода подвержен разрыву по нескольким вероятным причинам, а не по одной, концепция конкурирующих рисков является надежным методом расчета вероятности в реальных ситуациях [4]. Декомпозиция вероятности разрыва участка трубы позволяет операторам получить более полное представление о рисках, связанных с различными сценариями отказа. Эти решения могут касаться выбора плана технического обслуживания, оптимального распределения ресурсов и понимания долгосрочных последствий механизмов отказа.

В настоящей статье проведен обзор НПП для конкурирующих рисков. $A(x)$ является байесовской, поверенной процедурой доверия/толерантности [5]. Предложенная концепция обладает такими характеристиками, как простота, согласованность и правдоподобность, что соответствует признанным методологиям статистического анализа. Рассмотрим непрерывные и взаимозаменяемые случайные величины $Y_{B1}, \dots, Y_{Bx}, Y_{Bx+1}$. Величины $Y_{B1}, \dots, Y_{Bx}$ предполагаются наблюдаемыми и обозначаются как упорядоченные значения $-\infty < y_{B1} < \dots < y_{Bx} < \infty$ ($y_{B0} = -\infty$). Вероятно, что среди наблюдаемых значений нет связей, а если они есть, то связанные наблюдения различаются на тривиальные величины.

Для Y_{Bx+1} , которая представляет собой будущую наблюдаемую случайную величину, обусловленную наблюдениями x , $A(x)$ является:

$$\begin{aligned} P(Y_{B_{x+1}} \in (y_{\omega-1}, y_{\omega})) &= \frac{1}{x+1}, \quad \omega = 1, \dots, x; \\ P(Y_{B_{x+1}} \in (Y_{B_x}, \infty)) &= \frac{1}{x+1}. \end{aligned} \quad (1)$$

Статистический метод НПП основан на предположении Хилла $A(x)$, которое представляет собой идею о взаимозаменяемости постобработки данных [1, 2]. Выводы, сделанные на основе переменной $A(x)$, обладающей как прогностическими, так и непараметрическими свойствами, дают значительные преимущества в условиях недостатка или нежелательности дополнительной информации. Это особенно актуально при анализе последствий дополни-

тельных допущений, лежащих в основе различных статистических подходов. Точная калибровка этих выкладок [6] дает веские основания для их применения в контексте частотной статистики. С другой стороны, в теории интервальной оценки вероятности вместо точных вероятностей интересующих событий используются границы вероятностей, обладающих свойствами устойчивой согласованности, о чем говорит $A(x)$ [7, 8].

В работе [9] авторы предложили преобразовать переменную $A(x)$ в переменную правого цензурирования $A(x)$ или $rc\text{-}A(x)$ для учета его влияния на время события, когда имеется лишь ограниченная информация, указывающая на то, что событие еще не произошло. В $rc\text{-}A(x)$ используется дополнительное предположение о том, что остаточное время жизни отдельного сегмента трубопровода, прошедшего правое цензурирование, можно заменить остаточным сроком службы всех других элементов, которые еще не вышли из строя или не подверглись цензуре на момент цензурирования. Для получения подходящей формы $rc\text{-}A(x)$ для НПП о конкурирующих рисках необходимо использовать обозначение, которое определяет вероятностную функцию массы, приписываемую интервалам, не накладывая дополнительных ограничений на распределение внутри этих интервалов. Далее представлена M -функция, которая служит обозначением для частичной спецификации вероятностных распределений.

Значение M -функции для Y_B на интервале (a_B, b_B) , обозначаемое как $M_{YB}(a_B, b_B)$, представляет собой массу вероятности, приписываемую значению Y_B внутри этого интервала. Поскольку все значения M -функции для Y_B на всех интервалах должны в сумме равняться единице, то каждое значение M -функции должно находиться в интервале $[0, 1]$, и $A(x)$ можно выразить как $M_{YB}X+1(x_\omega, x_{\omega+1}) = 1/(x+1)$, для $\omega = 0, \dots, x-1$ и $M_{YB}X+1(y_{Bx}, \infty) = 1/(x+1)$. Предположение «правое цензурирование $A(x)$ » или $rc\text{-}A(x)$ частично задает распределение вероятностей на основе НПП для неотрицательной случайной величины X_{x+1} , исходя из u_B времени событий и v_B времени правого цензурирования. В частности, оно частично задается ($\omega = 0, \dots, u_B$; и $k_B = 1, \dots, l_{B\omega}$, с $t_0 = 0$ и $t_{uB+1} = \infty$):

$$M_{X_{x+1}}(t_\omega, t_{\omega+1}) = \frac{1}{x+1} \prod \{r_B : c_{r_B} < t_\omega\} \frac{\tilde{x}_{c_{r_B}} + 1}{\tilde{x}_{c_{r_B}}}; \quad (2)$$

$$M_{X_{x+1}}(c_{k_B}^\omega, t_{\omega+1}) = \frac{1}{(x+1)\tilde{x}_{c_{k_B}^\omega}} \prod \{r_B : c_{r_B} < c_{k_B}^\omega\} \frac{\tilde{x}_{c_{r_B}} + 1}{\tilde{x}_{c_{r_B}}}. \quad (3)$$

Это неявно предполагает независимое (неинформативное) цензурирование как предположение постобработки данных, связанное с возможностью обмена, для всех единиц, о которых известно, что они подвержены риску в любой момент времени t . Если цензурирования нет, то $rc\text{-}A(x)$ идентично $A(x)$. Термины $\tilde{x}_{c_{r_B}}$ и $\tilde{x}_{c_{k_B}^\omega}$ описывают количество единиц в наборе рисков до

момента времени c_{r_B} и $c_{k_B}^\omega$ соответственно. В данной статье используется определение $\tilde{x}_0 = x + 1$. Суммирование всех значений M -функции, присвоенных интервалам этой формы (которые имеют положительные значения

M -функции и в сумме равны единице по всем этим интервалам) и имеющих тот же $x_{\omega+1}$, что и правая конечная точка, дает следующую вероятность:

$$P(X_{x+1} \in (x_{\omega}, x_{\omega+1})) = \frac{1}{x+1} \prod \{r_B : c_{r_B} < t_{\omega}\} \frac{\tilde{x}_{c_{r_B}} + 1}{\tilde{x}_{c_{r_B}}}, \quad (4)$$

где x_{ω} , $x_{\omega+1}$ – два последовательных времени отказа.

Ниже будет описана альтернативная методика статистического анализа, которая может быть использована для оценки общей надежности конкретного участка трубопровода в рамках более крупной трубопроводной сети. Трубы классифицируются как неремонтируемые сегменты, функционирующие внутри ремонтируемой системы, охватывающей всю трубопроводную сеть.

Для иллюстрации предлагаемой модели применяются данные базы PHMSA за период 2002–2022 гг. по инцидентам с разрывами наземных газотранспортных трубопроводов. Данные по инцидентам за период 2002–2022 гг. считаются достаточно репрезентативными для текущего состояния и применения ремонтных работ на наземных газопроводах. База данных PHMSA включает в себя значительное количество наземных газопроводов, что обуславливает разнообразие их характеристик, таких как различие материалов, состояние грунта и несоответствие диаметров. Обнаруживается также несоответствие между базой данных, содержащей инциденты, и базой данных, включенной в годовой отчет. Последняя содержит информацию о трубопроводах и их километраже. Несоответствие данных в большой степени подрывает доверие к статистическому анализу.

В работах [10, 11] была проанализирована база данных PHMSA и проведена оценка соответствующих показателей отказов для получения базовых вероятностей отказов и проведения общесистемных оценок риска трубопроводов. Рассматривались причины и режимы отказов при инцидентах на трубопроводах [12, 13]. Формат данных об инцидентах до 2010 г. отличается от последующего, поэтому сведения за эти два периода пришлось сгруппировать. Аналогичная стратегия группировки (агрегирования) применяется и в данном случае. Для уменьшения неопределенности, присущей статистическому анализу базы данных PHMSA, используется гибридная эмпирическая модель опасности в сочетании с нелинейной квантильной регрессией – надежным методом обработки данных. Предполагается, что предложенная комбинированная модель позволяет получить достоверный диапазон ожидаемых показателей надежности рассматриваемой инфраструктуры газопроводов для полного срока службы в 100 лет, в отличие от подхода интенсивности отказов (ROCOF), который дает возможность получить среднегодовые показатели отказов только для исследуемого периода времени, т. е. 20 лет для периода 2002–2022 гг.

Обсуждение результатов исследований

Считается, что газопроводы, как и многие другие типичные крупномасштабные инженерные сооружения (технические системы), подчиняются некоторым схожим закономерностям в отношении интенсивности отказов или опасности. Одной из наиболее часто встречающихся в литературе моделей опасности для крупных инженерных сооружений является модель U-образного распределения [14, 15]. В данном исследовании она принята для всего

жизненного цикла газопровода, состоящего из трех фаз (рис. 1). Фаза 1 представляет собой фазу зарождающихся отказов или «ранних отказов» (мгновенный выход из строя), интенсивность которых уменьшается со временем. Фаза 2 представляет собой случайные отказы, и вероятность отказа постоянна. Фаза 3 называется фазой износа, или деградации, когда количество отказов и, соответственно, интенсивность отказов со временем возрастают. Для описания этих смешанных распределений можно успешно применять множество моделей. В данном исследовании для фазы 2 используется экспоненциальное распределение с постоянной интенсивностью отказов λ_B , а для фазы 3 – смешанное экспоненциальное распределение и распределение Вейбулла, уравнения (5) и (6).

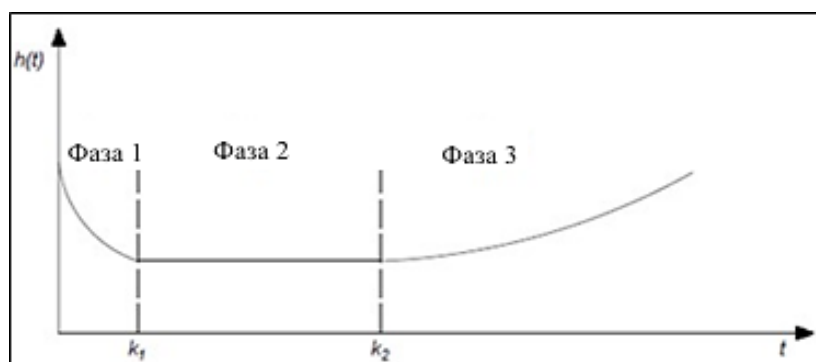


Рис. 1. U-образное распределение [13]

Fig. 1. U-shaped distribution [13]

В современных условиях фазой 1 для газотранспортных трубопроводов можно пренебречь. Широко распространено мнение, что возникновение катастроф на начальных этапах эксплуатации может быть связано в основном с недостатками строительных и/или производственных процессов, человеческим фактором и случайными причинами. Однако следует отметить, что газопроводы часто являются крупномасштабными инфраструктурными объектами с длительным сроком эксплуатации. В свете этого продолжительность и масштабы начального этапа следует считать незначительными. В результате рассматриваемая картина опасностей включает только фазы 2 и 3 (рис. 2).

$$h(t) = \lambda_B \text{ для } k_1 \leq t \leq k_2; \quad (5)$$

$$h(t) = \lambda_B + \left(\frac{\beta_2}{\alpha_2} \right) \left(\frac{t - k_2}{\alpha_2} \right)^{\beta_2 - 1} \text{ для } t \geq k_2, \alpha_2 > 0, \beta_2 > 1. \quad (6)$$

В контексте рассматриваемого трубопровода переменная t обозначает возраст трубопровода, а $h(t)$ – функцию опасности. Параметр λ_B используется для обозначения постоянной интенсивности отказов, а α_2 и β_2 – для обозначения параметров масштаба и формы распределения Вейбулла соответственно. Параметры k_1 и k_2 представляют собой начальную и конечную стадии фазы 2 соответственно.

После того как функции опасности получены, на их основе можно вывести функции надежности. Уравнения (7) и (8) дают непрерывные кривые надежности, соответствующие непрерывным кривым опасности. Функции надежности, соответствующие уравнениям (5) и (6), таковы:

$$R_{s_1}(t) = e^{-\lambda_B t} \text{ для } k_1 \leq t \leq k_2; \quad (7)$$

$$R_{s_2}(t) = e^{-\lambda_B t} + e^{-\left(\frac{t-k_2}{\alpha_2}\right)^{\beta_2}} \text{ для } t \geq k_2, \alpha_2 > 0, \beta_2 > 1. \quad (8)$$

Уравнения (5) – (8) влекут за собой предположение, что случайные отказы происходят как на этапе 2, так и на этапе 3, но на этапе 3 происходит ускоряющаяся деградация структуры с течением времени, и это описывается распределением Вейбулла.

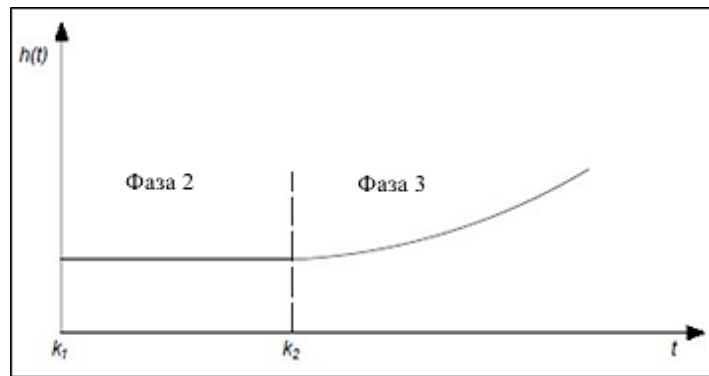


Рис. 2. U-образное распределение для газопроводов [13]

Fig. 2. U-shaped distribution for pipelines [13]

В пределе малых временных интервалов Δt дискретный коэффициент опасности измеряет частоту отказов в следующий момент времени для тех слоев населения, которые (при условии) дожили до момента времени t :

$$h_i = \frac{N_s(t_{i-1}) - N_s(t_i)}{\Delta t \cdot N_s(t_{i-1})}, \quad i = 1, 2, 3, \dots, \quad (9)$$

где $N_s(t_{i-1})$ и $N_s(t_i)$ – количество функциональных слоев населения в моменты времени t_{i-1} и t_i соответственно.

Уравнение (9) также называется интенсивностью критических отказов (силой смертности) и является свойством распределения времени до отказа [16]. Данный подход считается адекватным для получения функции опасности отказов газопроводов, поскольку они могут быть разделены на сегменты с одинаковыми или близкими характеристиками. Кроме того, этот подход позволяет эффективно работать с дефицитом данных с левой или правой цензурой, оценивая дискретную опасность только в те моменты, когда данные об отказах доступны и имеются в распоряжении.

Принятый подход к оценке параметров состоит из двух частей. Первая часть представляет собой эвристический метод и касается параметров λ_B и k_2 .

В частности, параметр k_2 может быть определен по дискретной гистограмме опасности, которая строится на основе уравнения (9). Считается, что параметр k_2 легко определяется при наличии полных и непротиворечивых данных, однако в силу статистических неопределенностей и флуктуаций это не всегда так и обычно требует экспертной оценки. Кроме того, λ_B является постоянной экспоненциального распределения отказов и представляет собой фазу случайного отказа. Значение λ_B может быть получено как среднее значение дискретных значений опасности, относящихся к этой фазе, т. е. фазе 2. Оно может быть определено как

$$\lambda_B = \frac{1}{N_k} \sum_{1 \leq i \leq N_k} h_i, \quad (10)$$

где $k = k_2 - k_1$.

Наконец, параметры α_{FT} и β_{FT} необходимо оценить по фазе износа, т. е. по фазе 3, с помощью робастного графического метода оценивания параметров.

Заключение

Методология, представленная в статье, использует подход НПП для вывода логических заключений из набора данных о сроках службы поврежденных трубопроводов. Подход, описанный в настоящем исследовании, был применен к набору данных, предоставленных PHMSA. Набор данных состоял из инцидентов с разрывами, произошедших на наземных газотранспортных трубопроводах в период с 2002 по 2022 г. Анализ эпизодов разрывов проводился с использованием подхода НПП. Время до разрыва сегментов трубопровода определялось расчетным путем.

На основе анализа исторических данных об отказах было показано, что применение НПП дает преимущества при прогнозировании будущих случаев разрывов сегментов трубопровода, вызванных конкретной причиной отказа. Результат достигается за счет получения вероятностных оценок и функций живучести, которые могут быть неточными, но, тем не менее, информативными для каждого случая.

СПИСОК ИСТОЧНИКОВ

1. Coolen F.P.A., Coolen-Schrijner P., Yan K.J. Nonparametric predictive inference in reliability // Reliability Engineering & System Safety. 2002. V. 78.2. P. 185–193. DOI: 10.1016/S0951-8320(02)00162-X
2. Maturi Tahani. Nonparametric predictive inference for multiple comparisons : Diss. UK. Durham University, 2010. 166 p.
3. Hill B.M. Parametric models for A_N : splitting processes and mixtures // Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological). 1993. V. 55. I. 2. P. 423–433.
4. Hinchliffe S.R., Lambert P.C. Flexible parametric modelling of cause-specific hazards to estimate cumulative incidence functions // BMC medical research methodology. 2013. V. 13 (1). P. 1–13.
5. Hill B.M. De Finetti's Theorem, Induction, and $A(n)$ or Bayesian nonparametric predictive inference (with discussion) // Bayesian Statistics. 1988. № 3. P. 211–241.
6. Lawless J.F., Fredette M. Frequentist prediction intervals and predictive distributions // Biometrika. 2005. V. 92. P. 529–542. DOI: 10.1093/biomet/92.3.529
7. Walley P. Statistical reasoning with imprecise probabilities. London : Chapman and Hall, 1991. 706 p.

8. Weichselberger K. The theory of interval-probability as a unifying concept for uncertainty // *International Journal of Approximate Reasoning*. 2000. V. 24 (2). P. 49–170.
9. Coolen F.P.A., Yan K.J. Nonparametric predictive inference with right-censored data // *Journal of Statistical Planning and Inference*. 2004. V. 126.1. P. 25–54.
10. Kiefner J.F., Mesloh R.E., Kiefner B.A. Analysis of DOT reportable incidents for gas transmission and gathering system pipelines, 1985 through 1997 // *Pipeline Research Council International : catalogue*. 2001. L51830E.
11. Lam C., Zhou W. Statistical analyses of incidents on onshore gas transmission pipelines based on PHMSA database // *International Journal of Pressure Vessels and Piping*. 2016. V. 145. P. 29–40.
12. Hilgenstock Achim, et al. Using or creating incident databases for natural gas transmission pipelines // *2nd Pipeline Technology Conference 2007*. EITEP Institute, 2011.
13. Popov G., Bolobov V., Zhuikov I., Zlotin V. Development of the Kinetic Equation of the Groove Corrosion Process for Predicting the Residual Life of Oil-Field Pipelines // *Energies*. 2023. V.16 (20). P. 7067.
14. Sun Yong, Colin Fidge, Lin Ma. Reliability prediction of long-lived linear assets with incomplete failure data // *2011 International Conference on Quality, Reliability, Risk, Maintenance, and Safety Engineering*. IEEE, 2011. P. 143–147.
15. Shafiee M., Finkelstein M., Chukova S. Burn-in and imperfect preventive maintenance strategies for warranted products // *Proceedings of the institution of mechanical engineers, part O: journal of Risk and reliability*. 2011. V. 225.2. P. 211–218. DOI: 10.1177/1748006X11398584
16. Charles E. Ebeling. An introduction to reliability and maintainability engineering. Waveland Press, 2019. 658 p.

REFERENCES

1. Coolen F.P.A., Coolen-Schrijner P., Yan K.J. Nonparametric predictive inference in reliability. *Reliability Engineering & System Safety*. 2002; 78.2: 185–193. DOI: 10.1016/S0951-8320(02)00162-X
2. Maturi Tahani. Nonparametric predictive inference for multiple comparisons. DSc Thesis. Durham University, 2010. 166 p.
3. Hill B.M. Parametric models for AN: Splitting processes and mixtures. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*. 1993; 55 (2): 423–433.
4. Hinchliffe S.R., Lambert P.C. Flexible parametric modelling of cause-specific hazards to estimate cumulative incidence functions. *BMC Medical Research Methodology*. 2013; 13 (1): 1–13.
5. Hill B.M. De Finetti's theorem, induction, and A(n) or Bayesian nonparametric predictive inference (with discussion). *Bayesian Statistics*. 1988; (3). Pp. 211–241.
6. Lawless J.F., Fredette M. Frequentist prediction intervals and predictive distributions. *Biometrika*. 2005; 92: 529–542. DOI: 10.1093/biomet/92.3.529
7. Walley P. Statistical reasoning with imprecise probabilities. London: Chapman and Hall, 1991. 706 p.
8. Weichselberger K. The theory of interval-probability as a unifying concept for uncertainty. *International Journal of Approximate Reasoning*. 2000; 24 (2): 49–170.
9. Coolen F.P.A., Yan K.J. Nonparametric predictive inference with right-censored data. *Journal of Statistical Planning and Inference*. 2004; 126.1: 25–54.
10. Kiefner J.F., Mesloh R.E., Kiefner B.A. Analysis of DOT reportable incidents for gas transmission and gathering system pipelines, 1985 through 1997. In: *Pipeline Research Council International Catalogue*. 2001. L51830E.
11. Lam C., Zhou W. Statistical analyses of incidents on onshore gas transmission pipelines based on PHMSA database. *International Journal of Pressure Vessels and Piping*. 2016; 145. P. 29–40.
12. Hilgenstock Achim, et al. Using or creating incident databases for natural gas transmission pipelines. In: *Proc. 2nd Pipeline Technology Conference 2007*. EITEP Institute, 2011.
13. Popov G., Bolobov V., Zhuikov I., Zlotin V. Development of the kinetic equation of the groove corrosion process for predicting the residual life of oil-field pipeline. *Energies*. 2023;16 (20): 7067.
14. Sun Yong, Colin Fidge, Lin Ma. Reliability prediction of long-lived linear assets with incomplete failure data. In: *Proc. 2011th Int. Conf. on Quality, Reliability, Risk, Maintenance, and Safety Engineering*. IEEE, 2011. Pp. 143–147.

15. Shafiee M., Finkelstein M., Chukova S. Burn-in and imperfect preventive maintenance strategies for warranted products. *Journal of Risk and Reliability*. 2011; 225.2: 211–218. DOI: 10.1177/1748006X11398584
16. Charles E. Ebeling. An introduction to reliability and maintainability engineering. Waveland Press, 2019. 658 p.

Сведения об авторах

Курасов Олег Александрович, аспирант, Национальный исследовательский Томский политехнический университет, 634050, г. Томск, пр. Ленина, 30, oak18@tpu.ru

Бурков Пётр Владимирович, докт. техн. наук, ст. научный сотрудник, Томский государственный архитектурно-строительный университет, 634003, г. Томск, пл. Соляная, 2; профессор, Национальный исследовательский Томский политехнический университет, 634050, г. Томск, пр. Ленина, 30, burkovpv@mail.ru

Authors Details

Oleg A. Kurasov, Research Assistant, National Research Tomsk Polytechnic University, 30, Lenin Ave., 634050, Tomsk, Russia, oak18@tpu.ru

Petr V. Burkov, DSc, Professor, Senior Research Assistant, Tomsk State University of Architecture and Building, 2, Solyanaya Sq., 634003, Tomsk, Russia; National Research Tomsk Polytechnic University, 30, Lenin Ave., 634050, Tomsk, Russia, burkovpv@tpu.ru

Вклад авторов

Все авторы сделали эквивалентный вклад в подготовку публикации.
Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Authors contributions

The authors contributed equally to this article.
The authors declare no conflicts of interests.

Статья поступила в редакцию 12.11.2023
Одобрена после рецензирования 28.11.2023
Принята к публикации 01.03.2024

Submitted for publication 12.11.2023
Approved after review 28.11.2023
Accepted for publication 01.03.2024