

ОБНОВЛЕНИЕ МОДЕЛЕЙ КОРРОЗИИ МОРСКИХ СУДОВ НА ОСНОВЕ БАЙЕСОВСКОГО ВЫВОДА С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ГАМИЛЬТОНОВСКОГО МЕТОДА МОНТЕ-КАРЛО

С. А. Огай, Ч. Т. Ле

Морской государственный университет имени адмирала Г. И. Невельского,
Владивосток, Российская Федерация

Темой исследования является разработка достоверных моделей коррозии, имеющая решающее значение для точной оценки состояния конструкций, оптимизации графиков технического обслуживания, а также обеспечения безопасности и увеличения срока службы морских судов. Отмечается, что коррозия морских судов носит стохастический характер, и традиционные модели коррозии, как правило, определяются путем анализа достаточно обширных наборов данных о коррозии, собранных с различных судов во время плановых осмотров. При этом прямое применение традиционных моделей коррозии имеет ограничения, поскольку коррозия конкретного судна может отличаться от общей тенденции из-за специфических условий эксплуатации и окружающей среды. Поэтому в данном исследовании предлагается методология динамической калибровки традиционной модели коррозии на основе байесовского вывода (англ. Bayesian inference) и алгоритма выборки по методу Монте-Карло с Марковскими цепями (англ. Markov Chain Monte Carlo) — Гамильтоновский метод Монте-Карло (англ. Hamiltonian Monte Carlo) с использованием данных измерений остаточных толщин. После калибровки модели глубина коррозии для компонентов конкретного судна в различные моменты времени в течение срока эксплуатации прогнозируется с помощью моделирования Монте-Карло (англ. Monte Carlo Simulation). Предлагаемая методология позволяет учитывать погрешности измерений, пробелы в данных и, что наиболее важно, непрерывно обновлять параметры модели по мере поступления новых данных измерений остаточных толщин, тем самым повышая точность прогноза с течением времени. Ввиду отсутствия реальных данных измерений остаточных толщин в исследовании используются предполагаемые значения для судов, возраст которых составляет не менее 15 лет с целью моделирования «тяжелого» коррозионного сценария для настила верхней палубы балкера. Данное предположение основано на условиях эксплуатации балкеров в агрессивной морской коррозионной среде, что обеспечивает обобщаемость и соответствие наихудшему сценарию. Прогнозируемое значение средней глубины коррозии главной палубной плиты для судна, возраст которого составляет 15 лет, определенное с помощью откалиброванной модели, отклоняется от измеренных данных примерно на 10,87 %, что свидетельствует о приемлемой точности и подтверждает практическую применимость предложенной методологии для прогнозирования индивидуальной коррозии судна.

Ключевые слова: данные измерений, остаточная толщина, коррозия, морское судно, модель коррозии, глубины коррозии, байесовский вывод, Гамильтоновский метод Монте-Карло, моделирование методом Монте-Карло, метод Монте-Карло с марковскими цепями.

Для цитирования:

Огай С. А. Обновление моделей коррозии морских судов на основе байесовского вывода с использованием Гамильтоновского метода Монте-Карло / С. А. Огай, Ч. Т. Ле // Вестник Государственного университета морского и речного флота имени адмирала С. О. Макарова. 2026. Т. 18. № 2. С. 318–334. DOI: 10.21821/2309-5180-2026-18-2-318-334. — EDN QBYFIT.

BAYESIAN UPDATING OF CORROSION MODELS OF MARINE SHIPS USING HAMILTONIAN MONTE CARLO

S. A. Ogay, Tr. T. Le

Maritime State University named after Admiral G. I. Nevelskoy, Vladivostok, Russian Federation

The development of reliable corrosion models is crucial for accurate assessment of structural condition, optimization of maintenance schedules, and ensuring safety and extension of the service life of marine ships. It

is noted that corrosion of marine ships is stochastic in nature, and traditional corrosion models are typically established through the analysis of extensive corrosion datasets collected from various ships during routine surveys. However, the direct application of traditional corrosion models has limitations, as the corrosion of a specific ship may deviate from the general trend due to its specific operational and environmental conditions. Therefore, this study proposes a methodology for dynamic calibration of traditional corrosion models based on Bayesian inference and the Markov Chain Monte Carlo (MCMC) method, specifically the Hamiltonian Monte Carlo (HMC) method, using residual thickness measurement data. After calibration, corrosion depth for the components of a specific ship is predicted at various points during its service life using Monte Carlo simulation. The proposed methodology accounts for measurement uncertainties, data gaps, and continuously updates model parameters as new residual thickness data become available, thereby improving prediction accuracy over time. Due to the lack of real residual thickness measurement data, the study uses assumed values corresponding to a ship age of 15 years to simulate a severe corrosion scenario for the main deck plate of a bulk carrier. This assumption is based on operating conditions of bulk carriers in an aggressive marine environment and ensures consistency with a worst-case scenario. The predicted average corrosion depth of the main deck plate at 15 years, obtained using the calibrated model, deviates from the assumed data by approximately 10.87 %, indicating acceptable accuracy and confirming the applicability of the proposed methodology for predicting ship-specific corrosion.

Keywords: measurement data, residual thickness, corrosion, marine ships, corrosion model, corrosion depth, Bayesian inference, Hamiltonian Monte Carlo, Monte Carlo simulation, Markov Chain Monte Carlo.

For citation:

Ogay, Sergei A. and Tr. T. Le. "Bayesian updating of corrosion models of marine ships Hamiltonian Monte Carlo." *Vestnik Gosudarstvennogo universiteta morskogo i rechnogo flota imeni admirala S. O. Makarova* 18.2 (2026): 318–334. DOI: 10.21821/2309-5180-2026-18-2-318-334.

Введение (Introduction)

Морские суда в течение длительного времени работают в условиях коррозионно агрессивной морской среды с высокой влажностью. Коррозия является неизбежным явлением после ввода судна в эксплуатацию, и связанные с ней проблемы играют важную роль в обеспечении безопасности корпусных конструкций судна. Коррозионный износ существенно снижает общую и местную прочность корпусных конструкций, что создает риск тяжелых аварий и значительных экономических потерь [1]. Для предотвращения этих рисков необходимо разрабатывать модели коррозии, способные точно прогнозировать глубину коррозии во времени и оценивать степень ущерба от коррозионного износа (далее — коррозии). Следовательно, разработка достоверных моделей имеет решающее значение для точной оценки состояния конструкций, оптимизации графиков технического обслуживания, а также обеспечения безопасности и увеличения срока службы судов.

Исследование и развитие моделей коррозии осуществлялось от простых линейных до более сложных. С. R. Southwell и соавторы [2] предложили линейные и полулинейные модели для прогнозирования глубины коррозии во времени. Однако эти модели не учитывают влияние защитных покрытий, что приводит к завышенным оценкам глубины коррозии и чрезмерно консервативным результатам. В связи с этим R. E. Melchers [3] разработал стабильные тройные линейные модели и степенные модели для прогнозирования глубины коррозии, объясняющие нелинейные изменения скорости коррозии во времени, подчеркивая ведущую роль диффузии кислорода и активности анаэробных бактерий на различных стадиях коррозионного процесса. С. Guedes Soares и соавторы [4] предложили нелинейную модель, разделяющую процесс коррозии на три стадии: 1) отсутствие коррозии при наличии эффективного защитного покрытия; 2) нелинейный рост коррозии со временем после повреждения покрытия; 3) прекращение процесса деградации из-за образования продуктов коррозии на поверхности металла при достижении стабилизационной глубины коррозии.

Данная модель использовалась для прогнозирования глубины коррозии во времени для настила верхней палубы балластных и грузовых танков танкера [5] и данных замеров остаточных толщин, полученных Американским бюро судоходства (англ. *American Bureau of Shipping* (ABS)) [6]. S. Qin и соавторы [7] предложили аналогичную нелинейную модель, разделяющую процесс коррозии на три стадии: отсутствие коррозии при полной эффективности системы антикоррозионной защиты; нелинейное увеличение скорости коррозии в процессе образования и развития

питтингов; замедление коррозии вследствие формирования защитного слоя продуктов коррозии на металлической поверхности. М. В. Китаев и соавторы [8] предложили нелинейную модель, разделяющую процесс коррозии на две стадии: коррозия не возникает при целостности защитного покрытия; нелинейный рост скорости коррозии после повреждения целостности защитного покрытия. Эта модель применялась для прогнозирования глубины коррозии листов наружной обшивки в носовой части ледового пояса судна, работающего в Дальневосточном бассейне, с данными замеров остаточных толщин, собранными, обработанными и обобщенными в системе DEFHULL (англ. *Defects of Hulls*) [9]. Коэффициенты предложенных нелинейных моделей в исследованиях [4, 7, 8] оценивались с помощью метода наименьших квадратов.

Ограничения традиционных моделей коррозии часто приводят к их упрощению, и возможность существования других *кандидатных моделей* может быть упущена при выборе представительной модели. По этой причине в коррозионное моделирование был внедрен вероятностный подход. N. Yamamoto и соавторы [10, 11] исследовали деградацию защитных покрытий и коррозию корпусов, предложив вероятностную модель для описания этих явлений во времени. Процесс коррозии разделен на три последовательные стадии: 1) деградация защитного покрытия; 2) возникновение питтингов; 3) развитие питтингов. Для количественной оценки развития каждой стадии были введены простые вероятностные модели. Параметры каждой из них оценивались с помощью метода максимального правдоподобия. J. K. Paik и соавторы [12, 13] предложили вероятностную модель для прогнозирования скорости коррозии элементов продольных несущих конструкций балкеров и однокорпусных танкеров.

Процесс коррозии разделен на две последовательные стадии: 1) срок службы (долговечность) защитного покрытия моделируется случайной величиной, подчиненной нормальному распределению; 2) стадия развития коррозии после потери защитного покрытия описывается распределением Вейбулла. Статистические параметры распределения Вейбулла оценивались методом наименьших квадратов с использованием вероятностной бумаги распределения Вейбулла. S. Qin и соавторы [7] разработали новую вероятностную модель, представив параметры своей нелинейной модели как случайные величины с нормальным распределением; среднее значение и стандартное отклонение оценивались посредством минимизации функции ошибки для данных, симулирующих непрерывные измерения коррозии на образцах стальных пластин с защитными покрытиями, погруженных в морскую воду. J. K. Paik и соавторы [14, 15] модифицировали свою модель [12, 13], разделив процесс коррозии на три последовательные стадии: 1) срок службы (или долговечность) защитного покрытия моделируется случайной величиной, подчиненной логнормальному распределению; 2) переходная стадия между потерей защитного покрытия и инициацией коррозии описывается экспоненциальным распределением; 3) стадия развития коррозии.

Случайные параметры для стадии развития коррозии оценивались методами статистического анализа данных, собранных для элементов продольных несущих конструкций балкеров, однокорпусных и двухкорпусных танкеров. J. Guo и соавторы [16] предложили полувероятностную модель для оценки, зависящей от времени предельной прочности настила верхней палубы старых танкеров с учетом коррозии. В нелинейных формулах дано описание временной зависимости коррозионного износа через среднее значение и стандартное отклонение, а в зависящих от времени функциях плотности вероятности (ФПВ) — количественное описание неопределенностей. J. K. Paik и соавторы [17] предложили усовершенствованную пятишаговую методику разработки эмпирической модели с применением вероятностного подхода для описания коррозии в балластных танках танкеров и балкеров.

Данные измерений остаточных толщин использовались для построения ФПВ Вейбулла статистическими методами для различных моментов времени жизненного цикла судна, при этом параметры формы и масштаба моделировались как функции времени методом аппроксимации кривых. D. K. Kim и соавторы [18] разработали нелинейную зависящую от времени модель для анализа данных измерений остаточных толщин балластных танков танкеров и балкеров с применением современных методов обработки данных.

Вероятностные методы, включая статистический анализ, использовались для выбора оптимальной ФПВ. Параметры выбранного распределения выражались как временные функции *методом аппроксимации кривых*. С использованием девятишагового алгоритма успешно получено эмпирическое уравнение для прогноза глубины коррозии в балластных танках. Обе модели [17, 18] улучшили учет неопределенностей и сложностей коррозионных процессов. Однако в использованных данных отсутствовала информация о состоянии защитных покрытий, а защитное действие покрытий предполагалось несущественным.

Коррозия морских судов носит стохастический характер. Представленные ранее модели коррозии определены посредством анализа обширных наборов данных, собранных с различных судов в ходе периодических освидетельствований, что позволяет прогнозировать общие тенденции возникновения и развития коррозии. Однако прямое применение этих моделей ограничено, поскольку коррозия конкретного судна может отличаться от общей тенденции из-за специфики эксплуатационных условий и режимов. Следовательно, для точного прогнозирования коррозионного состояния конкретных судов требуется калибровка этих моделей.

C. Guedes Soares и соавторы [19–21] предложили метод калибровки с учетом корректирующих коэффициентов условий эксплуатации путем мониторинга параметров среды на судне. Однако коррозия судовых конструкций обусловлена комплексом сложных факторов окружающей среды: ледовые условия, соленость морской воды, уровень pH, температура воды и воздуха, концентрация растворенного кислорода, биологическое обрастание, степень загрязненности воды, скорость течения, влажность и концентрация кислорода в атмосфере [22]. Поэтому более практичным является метод калибровки моделей на основе данных измерений остаточных толщин, полученных при периодических освидетельствованиях, так как эти данные непосредственно отражают реальный коррозионный процесс.

В данном исследовании представлен метод калибровки модели, ранее предложенной J. K. Paik и соавторами [14, 15], основанный на байесовском выводе (англ. *Bayesian Inference*) и алгоритме выборки по методу Монте-Карло с марковскими цепями (англ. *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC)). После калибровки модели глубина коррозии для компонентов конкретного судна в различные моменты времени в течение срока эксплуатации прогнозируется с помощью моделирования Монте-Карло (англ. *Monte Carlo Simulation*).

Цель данного исследования заключается в создании надежной модели, учитывающей погрешности измерений, пробелы (пропуски) в данных и факторы неопределенности, что повышает точность и достоверность прогнозирования глубины коррозии.

Методы и материалы (Methods and Materials)

Эмпирическая модель коррозии. Модель коррозии, предложенная J. K. Paik и соавторами [14, 15] для прогнозирования глубины коррозии продольных силовых элементов балкеров, а также однокорпусных и двухкорпусных танкеров, принята в данном исследовании в качестве базовой. Процесс коррозии подразделяется на три последовательные стадии: 1) стадию срока службы (долговечности) защитного покрытия; 2) переходную стадию от стадии долговечности покрытия до возникновения коррозии; 3) стадию развития коррозии (рис. 1).

Долговечность защитного покрытия обычно зависит от типа системы покрытий, деталей его нанесения (например, подготовка поверхности, количество слоев, толщина пленки, контроль влажности и солености при нанесении и т. д.), а также обслуживания и других факторов. Срок службы покрытия, обозначаемый как T_c , измеряемый в годах, считается случайной величиной, подчиняющейся логнормальному распределению.

Переходное время является периодом между потерей эффективности защитного покрытия и началом коррозии на достаточно большой и измеримой площади. Переходное время, обозначаемое как T_r , измеряемое в годах, считается случайной величиной и подчиняется экспоненциальному распределению. На стадии развития коррозии ее глубина описывается степенной функцией времени T , отсчитываемого с момента возникновения коррозии:

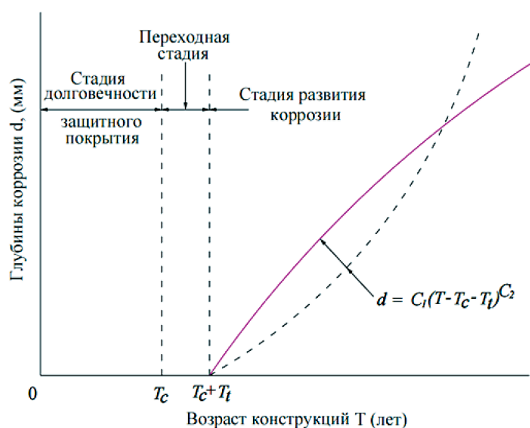


Рис. 1. Схема процесса коррозии морских конструкций
Fig. 1. Corrosion process diagram of marine structures

$$d(T) = C_1 (T - T_c - T_i)^{C_2}, \quad (1)$$

где $d(T)$ — глубина коррозии, измеряемая в мм; T — возраст судна, измеряемый в годах; C_2 — коэффициент модели.

Байесовский вывод. Частотный подход является статистическим методом оценивания, основанным на частоте событий. Иными словами, частотный подход определяет вероятность как долгосрочную частоту возникновения события. Этот метод требует достаточно большого объема выборки и многократных испытаний для получения достоверных статистических оценок. Однако для крупногабаритных инженерных конструкций, таких как морские суда, сбор обширных данных измерений остаточных толщин требует значительных усилий и времени, причем каждый день простоя судна сопряжен с экономическими убытками. В отличие от частотного подхода байесовский вывод позволяет получать оценки даже при ограниченном объеме выборки за счет использования априорных знаний (например, из обобщенных моделей или экспертных оценок) и итеративно обновлять оценки по мере поступления новых данных.

Рассмотрим прогностическую модель M , параметры которой трактуются как случайные величины, отражающие ее неопределенность и образующие вектор θ . Теорема Байеса (англ. *Bayes' theorem*), являющаяся основой байесовского вывода, позволяет преобразовать априорную плотность $f(\theta)$ в апостериорную плотность $f(\theta|D)$ с учетом данных D , что выражается уравнением

$$f(\theta|D) = \frac{f(D|\theta)f(\theta)}{f(D)}, \quad (2)$$

где $f(D|\theta)$ — функция правдоподобия $\Lambda(\theta|D)$; $f(D)$ — маргинальное правдоподобие, выполняющее роль нормирующей константы, обеспечивающей $\int f(\theta|D)d\theta = 1$, что выражено уравнением

$$f(D) = \int_{\theta} f(D|\theta)f(\theta)d\theta. \quad (3)$$

Непосредственное вычисление интеграла в уравнении (3) часто оказывается невыполнимым в общем случае, что стимулировало развитие различных методов выборки для байесовского вывода. В данном исследовании используется усовершенствованный алгоритм выборки по методу МСМС — Гамильтоновский метод Монте-Карло (НМС), который ускоряет сэмплирование в многомерных пространствах и эффективно находит области высокой вероятности в целевом распределении.

Метод НМС. Приведем общее описание шагов МС для сэмплирования параметров θ с целевым распределением $f(\theta|D)$, определяемым уравнением (2) [23]:

Шаг 1 — *инициализация*. Выбирается начальное значение параметра $\theta^{(0)}$. Импульс p генерируется независимо от θ из многомерного нормального распределения: $p \sim N(0, M)$, где M — матрица массы, обычно выбираемая как единичная матрица I .

Шаг 2 — *моделирование гамильтоновой динамики*. Совместная плотность распределения $f(\rho, \theta)$ определяется гамильтонианом:

$$H(\theta | \rho) = -\log f(\rho, \theta) = K(\rho) + U(\theta), \quad (4)$$

где $U(\theta) = -\log f(\theta | D)$ — потенциальная энергия; $K(\rho) = \frac{1}{2} \rho^T M^{-1} \rho$ — кинетическая энергия.

Параметры θ и импульс ρ эволюционируют согласно уравнениям Гамильтона:

$$\frac{d\rho}{dt} = -\frac{\partial H(\theta, \rho)}{\partial \theta} = -\frac{\partial U(\theta)}{\partial \theta} = \nabla_{\theta} \log f(\theta | D); \quad (5)$$

$$\frac{d\theta}{dt} = \frac{\partial H(\theta, \rho)}{\partial \rho} = \frac{\partial K(\rho)}{\partial \rho} = M^{-1} \rho. \quad (6)$$

где $\nabla_{\theta} \log f(\theta | D)$ — градиент логарифма апостериорной плотности $\log f(\theta | D)$.

Уравнения Гамильтона аппроксимируются с помощью метода «прыжок лягушки» (*англ. Leapfrog method*), который генерирует физически корректные состояния (θ, ρ) для гамильтоновой цепи. Алгоритм «прыжок лягушки» использует дискретный шаг интегрирования $\int$, применяемый поочередно для импульса ρ и параметров θ , при этом полный шаг обновления выполняется между двумя полушагами обновления ρ :

$$\rho(t + \int/2) = \rho(t) + (\int/2) \nabla_{\theta} \log f(\theta | D)|_{\theta=\theta(t)}; \quad (7)$$

$$\theta(t + \int) = \theta(t) + \int M^{-1} \rho(t + \int/2); \quad (8)$$

$$\rho(t + \int) = \rho(t + \int/2) + (\int/2) \nabla_{\theta} \log f(\theta | D)|_{\theta=\theta(t+\int)}. \quad (9)$$

После выполнения L шагов, моделирующих динамику в течение времени $\int L$, конечное состояние системы обозначается как (θ^*, ρ^*) .

Шаг 3 — *критерий Метрополиса*. Если бы интегратор «прыжок лягушки» работал идеально, не потребовалось бы дополнительных случайных шагов, кроме генерации начального импульса ρ . Однако на практике для коррекции ошибок численного интегрирования добавляется шаг Метрополиса, гарантирующий соответствие предложенного состояния гамильтониану $H(\theta, \rho)$.

Вероятность принятия α нового состояния (θ^*, ρ^*) , полученного преобразованием из (θ, ρ) , определяется выражением

$$\alpha = \min\{1, \exp[H(\theta, \rho) - H(\theta^*, \rho^*)]\}. \quad (10)$$

Если $\alpha \geq 1$, то новое состояние (θ^*, ρ^*) принимается безусловно. Если $\alpha < 1$, то новое состояние принимается с вероятностью α , а с оставшейся вероятностью $1 - \alpha$ отклоняется, сохраняя текущее состояние (θ, ρ) .

Шаг 4 — *итерация*. Процесс повторяется многократно до сходимости выборки.

Для диагностики сходимости цепей Маркова используется ряд методов, включая подходы, разработанные J. Geweke¹, Gelman и Rubin [24, 25], а также Raftery и Lewis [26]. Среди них диагностика Gelman-Rubin (G-R), являющаяся одним из наиболее распространенных инструментов оценки сходимости в методах МСМС.

Приведем общее описание диагностики G-R. Рассмотрим N параллельных цепей Маркова с разными начальными скалярными значениями $\theta^{(0)}$. Для каждой цепи n сохраняются выборки $\theta_n^{(1)}, \dots, \theta_n^{(K)}$. Межцепная B и внутрицепная дисперсии W вычисляются по формулам:

$$B = \frac{K}{N-1} \sum_{n=1}^N (\bar{\theta}_n - \bar{\theta}_*)^2; \quad (11)$$

¹ Geweke J. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments / J. Geweke // Staff Report 148, Federal Reserve Bank of Minneapolis. — 1991. — Pp. 169–188.

$$W = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \left[\frac{1}{K-1} \sum_{k=1}^K \left(\theta_n^{(k)} - \bar{\theta}_n \right)^2 \right], \quad (12)$$

где $\bar{\theta}_n = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \theta_n^{(k)}$ — среднее цепи n ; $\bar{\theta} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \bar{\theta}_n$ — общее среднее всех цепей.

Оценка маргинальной апостериорной дисперсии $\hat{V}$ вычисляется по формуле

$$\hat{V} = \frac{K-1}{K} W + \frac{N+1}{KN} B. \quad (13)$$

Статистика G-R $\hat{R}$ контролирует сходимость через отношение

$$\hat{R} = \sqrt{\frac{\hat{V}}{W}}. \quad (14)$$

При $\hat{R} \cong 1$ диагностика G-R делает вывод о сходимости выборки.

Байесовское обновление модели коррозии. Байесовский вывод применяется для обновления параметров модели на основе данных замеров остаточных толщин, собранных в ходе периодических освидетельствований морских судов. Сначала необходимо сформулировать априорные представления, т. е. предположения о возможном статистическом распределении анализируемых параметров. Эти представления могут базироваться на граничных условиях или предшествующем аналитическом опыте. Затем с использованием байесовского вывода апостериорное распределение параметров обновляется по мере поступления новых данных, интегрируемых в модель.

Важным аспектом является возможность последовательных итераций: новое априорное распределение формируется из апостериорного, полученного на предыдущем шаге. Это позволяет уточнять распределение параметров даже при ограниченных данных, достигая более точного прогноза глубины коррозии на различных этапах эксплуатационного жизненного цикла судна.

Параметры модели коррозии представляют собой эпистемологические неопределенности, которые могут быть снижены путем сбора дополнительных данных и повышения их точности. Этапы обновления параметров на основе байесовского вывода с использованием НМС представлены на рис. 2.

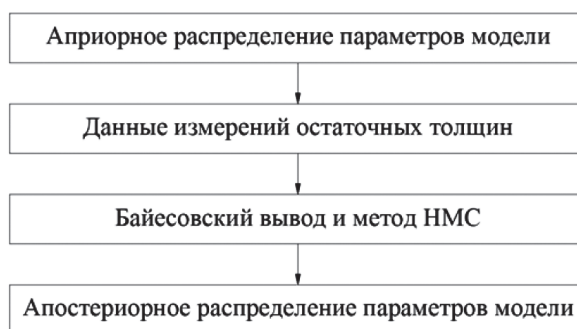


Рис. 2. Схема основных этапов обновления параметров модели коррозии

Fig. 2. Diagram of the main stages of updating corrosion model parameters

Применение предложенного метода для обновления параметров модели коррозии. В данном исследовании представлен иллюстративный пример обновления параметров модели коррозии, описываемой уравнением (1). Обновление выполнено на основе данных измерений остаточных толщин настила верхней палубы конкретного балкера, полученных в течение 15 лет эксплуатации. Предложенный метод одинаково применим ко всем остальным конструктивным элементам балкеров и танкеров.

Априорное распределение параметров. В данном исследовании априорное распределение параметров модели, выраженной уравнением (1), определено следующим образом:

1. Коэффициент C_1 считается случайной величиной, подчиняющейся распределению Вейбулла со средним значением $\mu_{C_1} = 0,1188$ и коэффициентом вариации $CV[C_1] = 0,9217$ на основе результатов исследования J. K. Paik и соавторов [14], ФПВ которого выражен уравнением

$$f(C_1; \lambda_{C_1}, k_{C_1}) = \frac{k_{C_1}}{\lambda_{C_1}} \left(\frac{C_1}{\lambda_{C_1}} \right)^{k_{C_1}-1} \exp \left[- \left(\frac{C_1}{\lambda_{C_1}} \right)^{k_{C_1}} \right], \quad (15)$$

где λ_{C_1} , k_{C_1} — параметры масштаба и формы распределения, определяемые на основе μ_{C_1} и $CV[C_1]$ путем решения системы уравнений:

$$\mu_{C_1} = \lambda_{C_1} \Gamma \left(1 + \frac{1}{k_{C_1}} \right); \quad (16)$$

$$CV[C_1] = \frac{\sqrt{\Gamma \left(1 + \frac{2}{k_{C_1}} \right) - \left[\Gamma \left(1 + \frac{1}{k_{C_1}} \right) \right]^2}}{\Gamma \left(1 + \frac{1}{k_{C_1}} \right)}. \quad (17)$$

В результате решения системы уравнений методом бисекции получены значения $k_{C_1} = 1,0860$ и $\lambda_{C_1} = 0,1226$.

2. Согласно результатам исследования J. K. Paik и соавторов [14], среднее значение срока службы покрытия составляет $\mu_{T_c} = 7,5$. В данном исследовании предполагается, что срок службы покрытия T_c является случайной величиной, подчиняющейся логнормальному распределению со средним значением $\mu_{T_c} = 7,5$ и коэффициентом вариации $CV[T_c] = 0,4$; ФПВ этого распределения выражен уравнением

$$f(T_c; \mu_{\ln T_c}, \sigma_{\ln T_c}) = \frac{1}{T_c \sigma_{\ln T_c} \sqrt{2\pi}} \exp \left[- \frac{(\ln T_c - \mu_{\ln T_c})^2}{2\sigma_{\ln T_c}^2} \right], \quad (18)$$

где $\mu_{\ln T_c}$, $\sigma_{\ln T_c}$ — соответственно среднее значение и стандартное отклонение логарифма $\ln T_c$, связанные с известными значениями μ_{T_c} и $CV[T_c]$ соотношениями:

$$\mu_{\ln T_c} = \ln \frac{\mu_{T_c}}{\sqrt{CV[T_c]^2 + 1}}; \quad (19)$$

$$\sigma_{\ln T_c} = \sqrt{\ln(1 + CV[T_c]^2)}. \quad (20)$$

В результате решения системы уравнений получим следующие значения: $\mu_{\ln T_c} = 1,9407$; $\sigma_{\ln T_c} = 0,3853$.

3. Переходное время T_i принимается равным нулю, и процесс коррозии начинается сразу после потери эффективности защитного покрытия, как предложено J. K. Paik и соавторами [14].

4. Коэффициент C_2 принимается равным единице, что подразумевает постоянную годовую скорость коррозии независимо от времени, согласно предложению J. K. Paik и соавторов [14].

Модель коррозии выражается уравнением

$$d(T) = C_1 (T - T_c), \quad (21)$$

где $d(T)$ — глубина коррозии, измеряемая в мм; T — возраст судна, измеряемый в годах.

В табл. 1 представлены априорные параметры модели C_1 и T_c .

Таблица 1

Априорные параметры модели

Table 1

Prior parameters of the model

Параметры	Среднее значение	Стандартное отклонение	Коэффициент вариации	Априорное распределение
C_1	0,1188	0,1095	0,9217	Вейбулла ($\lambda_{C_1} = 0,1226, k_{C_1} = 1,0860$)
T_c	7,5	3,0	0,4	Логнормального ($\mu_{\ln T_c} = 1,9407, \sigma_{\ln T_c} = 0,3853$)

Все априорные параметры модели определены на основе обоснованных предположений и литературных данных [14]. Таким образом, коэффициент C_1 подчиняется распределению Вейбулла, а срок службы покрытия T_c — логнормальному распределению с заданными статистическими характеристиками (см. табл. 1). Предложенная вероятностная модель (21) и заданные априорные распределения являются основой для последующего обновления параметров с использованием байесовского вывода.

Данные измерений остаточных толщин и функция правдоподобия. Если прогнозируемая глубина коррозии $d^{(i)}$ определяется уравнением (21), а $D^{(i)}$ представляет собой глубину коррозии, измеренную ультразвуковым толщиномером, то всегда существует погрешность $\epsilon^{(i)}$ между прогнозируемым и измеренным значениями. Данная погрешность обусловлена ошибками измерений и моделирования и выражается уравнением

$$\epsilon^{(i)} = d^{(i)} - D^{(i)}. \quad (22)$$

Для n независимых измерений толщин в различных точках, выполненных во время периодического освидетельствования при возрасте судна T , погрешности $\epsilon^{(i)}$ предполагаются статистически независимыми и подчиняющимися нормальному распределению $N(0, \sigma^2)$. Функция правдоподобия $\Lambda(C_1, T_c | \{D^{(i)}\}_{i=1}^n)$, описывающая набор измеренных данных, задается уравнением

$$\Lambda(C_1, T_c | \{D^{(i)}\}_{i=1}^n) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{(d^{(i)} - D^{(i)})^2}{2\sigma^2}\right]. \quad (23)$$

В данном исследовании, ввиду отсутствия данных измерений толщины настила верхней палубы, для имитации сильной степени коррозии используются прогнозные значения. Это допущение основано на режимах эксплуатации балкера в агрессивной морской среде, что обеспечивает обобщаемость и соответствие наихудшему сценарию. В частности, при периодическом освидетельствовании судна, возраст которого составляет 15 лет, выполнено n независимых измерений толщин в различных точках настила верхней палубы. После исключения измерений, превышающих значение исходной толщины, средняя глубина коррозии определяется в виде

$$D = \frac{\sum_{i=1}^n D_i}{n}. \quad (24)$$

Для представления состояния сильной коррозии настила верхней палубы средняя глубина коррозии D принимается равной 1,9 мм, что на 113,24 % превышает прогнозируемое значение средней глубины коррозии d , определяемое уравнением (21). Кроме того, стандартное отклонение σ принято равным 0,5. Тогда функция правдоподобия принимает следующий вид:

$$\Lambda(C_1, T_c | D) = \frac{1}{0,5\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(d-1,9)^2}{2 \cdot 0,5^2} \right] \quad (25)$$

где d — прогнозируемое значение средней глубины коррозии, определяемое уравнением (19), если возраст судна $T = 15$ лет.

Байесовский вывод и метод НМС. Процесс начинается с этапа инициализации алгоритма, на котором начальные значения C_1 и T_c выбираются из их априорных распределений (см. табл. 1). Затем на каждой итерации независимо от текущих значений параметров генерируется вспомогательный вектор импульсов ρ из многомерного нормального распределения $N(0, M)$, где матрица массы M обычно выбирается как единичная I .

Текущие значения параметров C_1 , T_c и вектора импульсов ρ совместно обновляются с использованием численного интегратора «прыжок лягушки» с дискретным шагом по времени Δ и числом шагов L в соответствии с гамильтоновой динамикой. Затем применяется критерий Метрополиса для решения о переходе в новое состояние (ρ^*, C_1^*, T_c^*) или сохранении текущего.

В результате генерируются цепь Маркова зависимых выборок значений C_1 и T_c , соответствующая апостериорной плотности. Процесс повторяется до достижения стационарности цепи Маркова и сходимости распределения выборок к апостериорному распределению. Для оценки сходимости используется статистика G-R $\hat{R}$.

Результаты и их обсуждение (Results and discussion)

Апостериорное распределение параметров модели. Для обеспечения достоверности результатов в данном исследовании было получено 20000 выборок после фазы адаптации в 10 000 шагов с целевой вероятностью принятия 0,9 для каждого параметра C_1 и T_c . Четыре параллельные цепи НМС иницировались из независимых начальных точек в пространстве параметров.

Для оценки сходимости были визуализированы апостериорные распределения с помощью графиков следов (рис. 3, а) и графиков плотности распределения (рис. 3, б), а также сводные апостериорные характеристики параметров, включая значения статистики G-R $\hat{R}$ сведены в табл. 2.

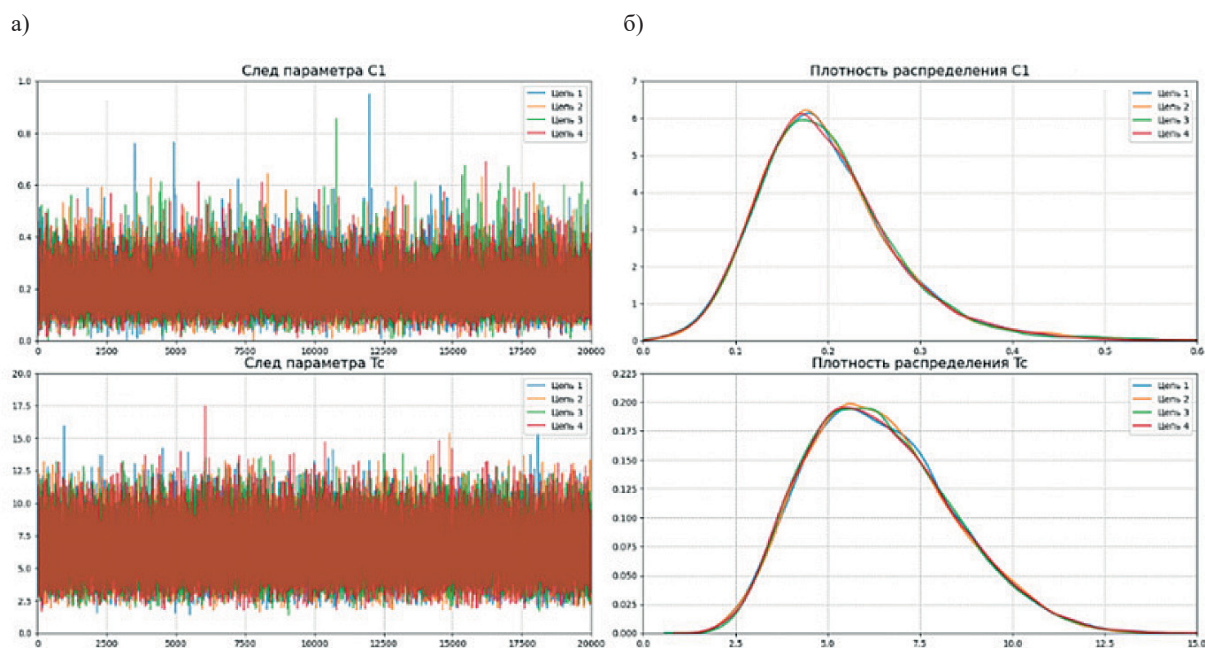


Рис. 3. Графики следов (а) и графики плотности распределения (б) для апостериорных распределений параметров C_1 и T_c
Fig. 3. Trace plots (a) and posterior density plots (b) for posterior distributions of parameters C_1 and T_c

Таблица 2

Апостериорные параметры модели

Table 2

Posterior model parameters

Параметры	Среднее значение	Стандартное отклонение	Коэффициент вариации	Апостериорное распределение	$\hat{R}$
C_1	0,1990	0,0770	0,3869	Гамма ($\alpha_{C_1} = 6,6533, \theta_{C_1} = 0,0299$)	1,0
T_c	6,3860	1,9720	0,3088	Гамма ($\alpha_{T_c} = 10,2704, \theta_{T_c} = 0,6218$)	1,0

Графики следов отображают значения параметров, полученные в ходе сэмплирования. Как показано на рис. 3, а, траектории цепей демонстрируют хорошее перемешивание, отсутствие выраженных трендов и эффективное исследование пространства параметров во всех четырех цепях для C_1 и T_c . Графики плотности вероятности сглажены с использованием метода ядерного оценивания плотности. На рис. 3, б кривые плотности для C_1 и T_c визуально неразличимы и не имеют видимого разделения между цепями, что указывает на сходимость цепей к единому апостериорному распределению несмотря на различные начальные точки. Кроме того, вычисленное значение статистики G-R $\hat{R}$ для C_1 и T_c равно единице (см. табл. 2), что подтверждает отличное перемешивание цепей и их сходимость к единому апостериорному распределению.

Всего для каждого параметра C_1 и T_c было получено по 80 000 выборок с четырех цепей, на основе которых построены гистограммы (рис. 4). Основной целью являлось сопоставление эмпирических распределений с известными теоретическими вероятностными распределениями с использованием критерия согласия Пирсона χ^2 (англ. *Chi — Squared Test*).

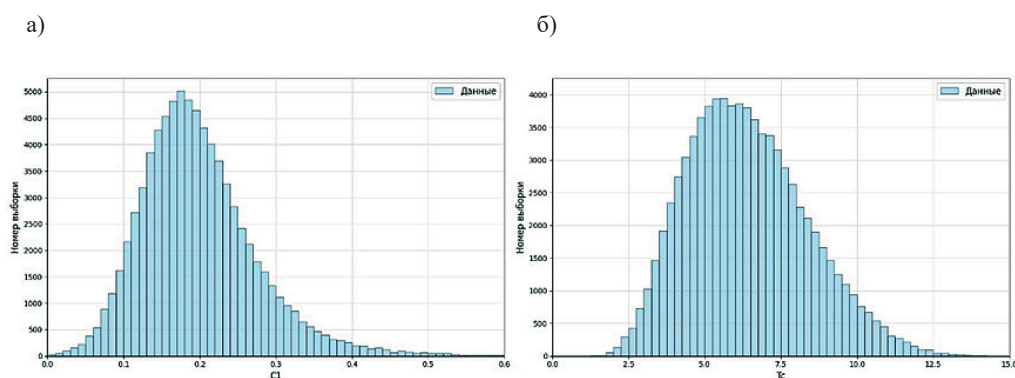


Рис. 4. Гистограммы апостериорных выборок параметров C_1 (а) и T_c (б)

Fig. 4. Histograms of posterior samples of parameters C_1 (a) and T_c (b)

Были оценены следующие распределения: нормальное, Вейбулла, логнормальное, логистическое, гамма и экспоненциальное. При этом наилучшее соответствие показало гамма-распределение.

Априорные и апостериорные распределения параметров C_1 и T_c представлены на рис. 5, откуда видно, что апостериорная плотность распределения смещается в область больших значений для параметра C_1 , соответствующего годовой скорости коррозии. Этот результат является ожидаемым, поскольку измеренная средняя глубина коррозии превысила значение, прогнозируемое исходной базовой моделью (см. уравнение (21)). В то же время модель демонстрирует низкую чув-

ствительность к параметру, поскольку форма его апостериорного распределения практически не изменилась. Согласно данным табл. 1 и 2, коэффициенты вариации для параметров C_1 и T_c уменьшились после обновления апостериорных распределений, что свидетельствует о снижении неопределенности оценок параметров.

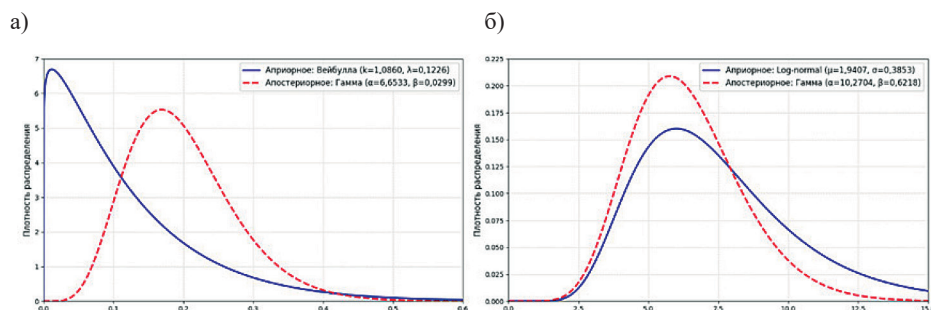


Рис. 5. Плотности априорных и апостериорных распределений параметров C_1 (а) и T_c (б)
Fig. 5. Densities of prior and posterior distributions of parameters C_1 (a) and T_c (b)

Прогнозирование глубины коррозии на основе апостериорных параметров модели. Для получения апостериорного распределения глубины коррозии на 15-летний срок эксплуатации и прогнозирования на периоды 20, 25 и 30 лет применяли метод апостериорного прогнозирования с использованием моделирования Монте-Карло. В рамках метода выполняли случайную выборку пар значений параметров C_1 и T_c из их апостериорных распределений для формирования набора $(C_1^{(i)}, T_c^{(i)})$. Далее для каждой отобранной пары параметров $(C_1^{(i)}, T_c^{(i)})$ вычисляли прогнозируемую глубину коррозии $d^{(i)}$ согласно модели (см. уравнение (21)).

Адекватность эмпирического распределения прогнозируемых значений $d^{(i)}$ оценивали посредством критерия согласия Пирсона χ^2 . Для достижения статистической значимости объем выборки составил 10^6 пар $(C_1^{(i)}, T_c^{(i)})$. Проверяли соответствие нескольких теоретических распределений: нормального, Вейбулла, логнормального, логистического, гамма и экспоненциального. Установлено, что во всех временных точках (15, 20, 25 и 30 лет) распределение глубины коррозии наилучшим образом описывается гамма-распределением. Визуализация результатов приведена на рис. 6.

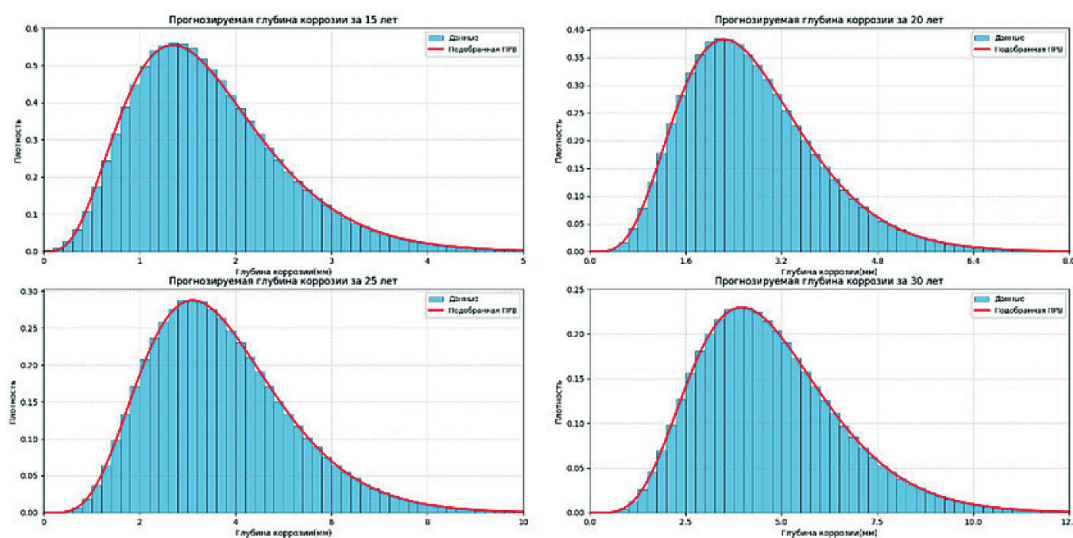


Рис. 6. Плотности апостериорных распределений глубины коррозии для сроков эксплуатации 15, 20, 25 и 30 лет, полученные с использованием апостериорных параметров модели

Fig. 6. Posterior density distributions of corrosion depth for service lives of 15, 20, 25, and 30 years obtained using posterior model parameters

В табл. 3 приведены параметры апостериорных распределений и прогнозируемые значения глубины коррозии для указанных сроков эксплуатации. Согласно данным табл. 3, прогнозируемое среднее значение глубины коррозии на 15-летний срок эксплуатации, рассчитанное по модели с апостериорными параметрами, составляет 1,7139 мм. Относительное отклонение от фактических данных (1,9 мм) составляет 10,87 %. Следует отметить, что с увеличением количества измерений обновленные прогнозные значения приближаются к фактическим данным.

Таблица 3

Параметры апостериорных распределений и точечные оценки глубины коррозии

Table 3

Parameters of posterior distributions and point estimates of corrosion depth

Возраст судна	15	20	25	30
50-й процентиль	1,5948	2,5472	3,4977	4,4492
50-й процентиль + + 2 стандартных отклонения	3,1722	4,8125	6,4960	8,1871
Среднее значение	1,7139	2,7093	3,7051	4,6986
Среднее значение + + 2 стандартных отклонения	3,2913	4,9746	6,7035	8,4365
90-й процентиль	2,7677	4,2205	5,7091	7,1917
95-й процентиль	3,1818	4,8074	6,4746	8,1453
97,5-й процентиль	3,5697	5,3592	7,1842	9,0236
Апостериорное распределение	Гамма $\left(\alpha_d = 4,6656; \right.$ $\left. \theta_d = 0,3673 \right)$	Гамма $\left(\alpha_d = 5,7873; \right.$ $\left. \theta_d = 0,4681 \right)$	Гамма $\left(\alpha_d = 6,1625; \right.$ $\left. \theta_d = 0,6012 \right)$	Гамма $\left(\alpha_d = 6,3608; \right.$ $\left. \theta_d = 0,7387 \right)$

В исследовании предполагается, что при наличии множества измерений они могут быть представлены единым усредненным измерением. В этом случае функция правдоподобия задается одномерным уравнением (25). Напротив, если каждое измерение требует отдельной функции правдоподобия, то для n измерений потребуется n вычислений функции правдоподобия, определяемых уравнением (23). Такой подход формирует более реалистичный сценарий, обеспечивая асимптотическое сближение прогнозируемых значений глубины коррозии обновленной модели с фактическими данными по мере увеличения объема измерений, что повышает достоверность модели.

В данном исследовании байесовский вывод и алгоритм выборки НМС реализованы на Python с использованием библиотеки PyMC [27]. Данный подход автоматизирует вычисление градиентов, оптимизацию размера шага $\int$ и числа шагов L , обеспечивая высокую вероятность принятия сэмплов. Для метода апостериорного прогнозирования с использованием моделирования Монте-Карло и верификации теоретических распределений по критерию Пирсона χ^2 применены библиотеки SciPy [28], что гарантирует статистическую достоверность результатов.

Заключение (Conclusion)

Прогностические модели коррозии обычно разрабатываются на основе данных, полученных с различных судов, поскольку процесс коррозии носит случайный характер. Несмотря на то, что обобщенные модели способны предсказывать общие тенденции возникновения и развития коррозии, их применимость к конкретному судну ограничена отклонением коррозионных условий от усредненных трендов, обусловленным спецификой эксплуатационной среды и режимов навигации. Данное исследование сфокусировано на прогнозировании глубины коррозии корпусных конструкций балкеров с использованием данных измерений остаточных толщин и обобщенной модели, предложенной J. K. Paik и соавторами.

Прогностическая модель позволяет учитывать погрешность измерений, пробелы в данных и другие факторы неопределенности. Прогнозируемое значение средней глубины коррозии в конкрет-

ный момент времени (15 лет) отклоняется от фактических данных примерно на 10,87 %. Ограничением работы является выполнение анализа на основе допущений о данных измерений остаточных толщин настила верхней палубы балкера в условиях эксплуатации высокоагрессивной морской среды.

Верификация результатов является критически важным этапом. Предлагается применять представленную методологию к реальным данным измерений остаточных толщин с последующим апостериорным обновлением параметров модели посредством байесовского вывода и НМС. На основе обновленных параметров прогнозирование глубины коррозии на различных этапах жизненного цикла судна осуществляется методом апостериорного прогнозирования с использованием сэмплирования Монте-Карло. Полученные прогнозы подлежат валидации путем сопоставления с результатами измерений толщин в ходе будущих периодических освидетельствований. Достоверность методологии подтверждается соответствием апостериорной коррозионной модели новым эмпирическим данным и ее превосходством в точности прогнозирования над базовой моделью.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бурнашева Н. В. Влияние коррозионного износа на прочность корпусных конструкций морских судов / Н. В. Бурнашева, М. А. Кудрин // Труды Крыловского государственного научного центра. — 2020. — № 4(394). — С. 76–81. — EDN PKWRTN. DOI: 10.24937/2542-2324-2020-4-394-76-81.
2. Southwell C. R. Estimating of service life of steel in seawater / C. R. Southwell, J. D. Bultman, J. C. Hummer. — New Jersey: Noyes Data Corporation, 1979. — Pp. 374–387.
3. Melchers R. E. Probabilistic modelling of immersion marine corrosion / R. E. Melchers // Structural Safety and Reliability. — 1998. — Vol. 3. — Pp. 1143–1149.
4. Guedes Soares C. Non-linear time dependent model of corrosion for the reliability assessment of maintained structural component / C. Guedes Soares, Y. Garbatov // Structural Safety and Reliability. — Vol. 2. — 1998. — Pp. 929–936.
5. Garbatov Y. Nonlinear Time Dependent Corrosion Wastage of Deck Plates of Ballast and Cargo Tanks of Tankers / Y. Garbatov, C. Guedes Soares, G. Wang // Journal of Offshore Mechanics and Arctic Engineering. — 2006. — Vol. 129. — Is. 1. — Pp. 48–55. DOI: 10.1115/1.2426987.
6. American Bureau of Shipping (ABS). ABS Database of Corrosion Wastage for Oil Tankers. — 2002. — ABS RD 2002–2007.
7. Qin S. Effect of corrosion models on the time-dependent reliability of steel plated elements / S. Qin, W. Cui // Marine Structures. — 2003. — Vol. 16. — Is. 1. — Pp. 15–34. DOI: 10.1016/S0951-8339(02)00028-X.
8. Кутаев М. В. Прогнозирование технического состояния ледового пояса судов в эксплуатации / М. В. Кутаев, О. Э. Суров, В. А. Кулеш, И. А. Новосельцев // Труды Крыловского государственного научного центра. — 2025. — № 1(411). — С. 63–70. — EDN KDBOGK.
9. Кулеш В. А. Система DEFHULL — инновационная технология управления технической эксплуатацией флота / В. А. Кулеш, О. Э. Суров, А. В. Житников // Вестник Дальневосточного государственного технического университета. — 2010. — № 3(5). — С. 23–34. — EDN OYJHMX.
10. Yamamoto N. A Study on the Degradation of Coating and Corrosion of Ship's Hull Based on the Probabilistic Approach / N. Yamamoto, K. Ikegami // Journal of Offshore Mechanics and Arctic Engineering. — 1998. — Vol. 120. — Is. 3. — Pp. 121–128. DOI: 10.1115/1.2829532.
11. Yamamoto N. A new model for predicting thickness loss due to both corrosion wear and mechanical wear / N. Yamamoto, A. Bollero, C. Won Son, H. Koyama, J. Choi, Y. Lv // Marine Structures. — 2024. — Vol. 97. — Pp. 103659. DOI: 10.1016/j.marstruc.2024.103659.
12. Kee Paik J. Probabilistic corrosion rate estimation model for longitudinal strength members of bulk carriers / J. Kee Paik, S. Kyu Kim, S. Kon Lee // Ocean Engineering. — 1998. — Vol. 25. — Is. 10. — Pp. 837–860. DOI: 10.1016/S0029-8018(97)10009-9.
13. Paik J. K. A probabilistic corrosion rate estimation model for longitudinal strength members of tanker structures / J. K. Paik, Y. E. Park // Journal of the Society of Naval Architects of Korea. — 1998. — Vol. 35. — Is. 2. — Pp. 83–93.
14. Paik J. A Time-Dependent Corrosion Wastage Model for Bulk / J. Paik, A. Thayamballi, Y. I. Park, J. Hwang // International Journal of Maritime Engineering. — 2003. — Vol. 145(A2). — Is. 27. — Pp. 61–87. DOI: 10.3940/RINA.IJME.2003.A2.18031.

15. Paik J. K. A Time-Dependent Corrosion Wastage Model for the Structures of Single-and Double-Hull Tankers and FSOs and FPSOs / J. K. Paik, J. M. Lee, J. S. Hwang, Y. H. Park // *Marine Technology and SNAME News*. — 2003. — Vol. 40. — Is. 03. — Pp. 201–217. DOI: 10.5957/mtl.2003.40.3.201.
16. Guo J. Time-varying ultimate strength of aging tanker deck plate considering corrosion effect / J. Guo, G. Wang, L. Ivanov, A. N. Perakis // *Marine Structures*. — 2008. — Vol. 21. — Is. 4. — Pp. 402–419. DOI: 10.1016/j.marstruc.2008.03.002.
17. Paik J. K. Advanced method for the development of an empirical model to predict time-dependent corrosion wastage / J. K. Paik, D. K. Kim // *Corrosion Science*. — 2012. — Vol. 63. — Pp. 51–58. DOI: 10.1016/j.corsci.2012.05.015.
18. Kim D. K. An advanced technique to predict time-dependent corrosion damage of onshore, offshore, nearshore and ship structures: Part II = Application to the ship's ballast tank / D. K. Kim, H. L. Lim, N-K. Cho // *International Journal of Naval Architecture and Ocean Engineering*. — 2020. — Vol. 12. — Pp. 645–656. DOI: 10.1016/j.ijnaoe.2020.07.002.
19. Guedes Soares C. Corrosion wastage model for ship crude oil tanks / C. Guedes Soares, Y. Garbatov, A. Zayed, G. Wang // *Corrosion Science*. — 2008. — Vol. 50. — Is. 11. — Pp. 3095–3106. DOI: 10.1016/j.corsci.2008.08.035.
20. Guedes Soares C. Influence of environmental factors on corrosion of ship structures in marine atmosphere / C. Guedes Soares, Y. Garbatov, A. Zayed, G. Wang // *Corrosion Science*. — 2009. — Vol. 51. — Is. 9. — Pp. 2014–2026. DOI: 10.1016/j.corsci.2009.05.028.
21. Guedes Soares C. Effect of environmental factors on steel plate corrosion under marine immersion conditions / C. Guedes Soares, Y. Garbatov, A. Zayed // *Corrosion Engineering, Science and Technology*. — 2011. — Vol. 46. — Is. 4. — Pp. 524–541. DOI: 10.1179/147842209X12559428167841.
22. Богород И. Я. Коррозия и защита морских судов / И. Я. Богород, Е. В. Искра, В. А. Климов, Ю. Л. Кузьмин. — Л.: Судостроение, 1973. — 392 с.
23. Neal R. M. MCMC using Hamiltonian dynamics / R. M. Neal // *Handbook of Markov Chain Monte Carlo*. — New York: Chapman and Hall/CRC, 2011. — Pp. 113–162. DOI: 10.1201/b10905.
24. Brooks S. P. General methods for monitoring convergence of iterative simulations / S. P. Brooks, A. Gelman // *Journal of Computational and Graphical Statistics*. — 1998. — Vol. 7. — Is. 4. — Pp. 434–455.
25. Gelman A. Inference from iterative simulation using multiple sequences / A. Gelman, D. B. Rubin // *Statistical Science*. — 1992. — Vol. 7. — Is. 4. — Pp. 457–472. DOI: 10.1214/ss/1177011136.
26. Raftery A. E. How many iterations in the Gibbs sampler? / A. E. Raftery, S. M. Lewis // *Bayesian Statistics 4 Handbook*. — Oxford: Oxford University Press, 1992. — Pp. 763–773.
27. Abril-Pla O. PyMC: a modern, and comprehensive probabilistic programming framework in Python / O. Abril-Pla, V. Andreani, C. Carroll, L. Dong, C. J. Fonnesbeck, M. Kochurov, R. Kumar, J. Lao, C. C. Luhmann, O. A. Martin, M. Osthege, R. Vieira, T. Wiecki, R. Zinkov // *PeerJ Computer Science*. — 2023. — Vol. 9. — Is. e1516. — Pp. 1–35. DOI: 10.7717/peerj-cs.1516.
28. Virtanen P. SciPy 1.0: fundamental algorithms for scientific computing in Python / P. Virtanen, R. Gommers, T. E. Oliphant, M. Haberland, T. Reddy, D. Cournapeau, E. Burovski, P. Peterson, W. Weckesser, J. Bright, et al // *Nature methods*. — 2020. — Vol. 17. — Is. 3. — Pp. 261–272. DOI: 10.1038/s41592-019-0686-2.

REFERENCES

1. Burnasheva, N. V. and M. A. Kudrin. “Influence of corrosive wear on hull strength of sea-going ships.” *Transactions of The Krylov State Research Centre* 4(394) (2020): 76–81. DOI: 10.24937/2542-2324-2020-4-394-76-81.
2. Southwell, C. R., J. D. Bultman and J. C. Hummer. *Estimating of service life of steel in seawater*. New Jersey: Noyes Data Corporation, 1979: 374–387.
3. Melchers, R. E. “Probabilistic modelling of immersion marine corrosion.” *Structural Safety and Reliability* 3 (1998): 1143–1149.
4. Guedes Soares, C. and Y. Garbatov. “Non-linear time dependent model of corrosion for the reliability assessment of maintained structural component.” *Structural Safety and Reliability* 2 (1998): 929–936.
5. Garbatov, Y., C. Guedes Soares and G. Wang. “Nonlinear Time Dependent Corrosion Wastage of Deck Plates of Ballast and Cargo Tanks of Tankers.” *Journal of Offshore Mechanics and Arctic Engineering* 129.1 (2006): 48–55. DOI: 10.1115/1.2426987.

6. American Bureau of Shipping (ABS). *ABS Database of Corrosion Wastage for Oil Tankers*. 2002. ABS RD 2002–2007.
7. Qin, S. and W. Cui. “Effect of corrosion models on the time-dependent reliability of steel plated elements.” *Marine Structures* 16.1 (2003): 15–34. DOI: 10.1016/S0951–8339(02)00028-X.
8. Kitaev, M. V., O. E. Surov, V. A. Kulesh and I. A. Novosel'tsev. “Forecasting the technical condition of ice belt of ships in service.” *Transactions of The Krylov State Research Centre* 1(411) (2025): 63–70.
9. Kulesh, V. A., O. E. Surov and A. V. Zhitnikov. “System DEFHULL, innovative management technology of fleet technical operation.” *Fefu: School of Engineering Bulletin* 3(5) (2010): 23–34.
10. Yamamoto, N. and K. Ikegami. “A Study on the Degradation of Coating and Corrosion of Ship's Hull Based on the Probabilistic Approach.” *Journal of Offshore Mechanics and Arctic Engineering* 120.3 (1998): 121–128. DOI: 10.1115/1.2829532.
11. Yamamoto, N., Y. Lv et al. “A new model for predicting thickness loss due to both corrosion wear and mechanical wear.” *Marine Structures* 97 (2024): 103659. DOI: 10.1016/j.marstruc.2024.103659.
12. Kee Paik, J., S. Kyu Kim and S. Kon Lee. “Probabilistic corrosion rate estimation model for longitudinal strength members of bulk carriers.” *Ocean Engineering* 25.10 (1998): 837–860. DOI: 10.1016/S0029-8018(97)10009-9.
13. Paik, J. K., Y. E. Park. “A probabilistic corrosion rate estimation model for longitudinal strength members of tanker structures.” *Journal of the Society of Naval Architects of Korea* 35.2 (1998): 83–93.
14. Paik, J., A. Thayamballi, Y. I. Park and J. Hwang. “A time-dependent corrosion wastage model for bulk carrier structures.” *International Journal of Maritime Engineering* 145(A2).27 (2003): 61–87. DOI: 10.3940/RINA. IJME. 2003.A2.18031.
15. Paik, J. K., J. M. Lee, J. S. Hwang and Y. II. Park. “A Time-Dependent Corrosion Wastage Model for the Structures of Single-and Double-Hull Tankers and FSOs and FPSOs.” *Marine Technology and SNAME News* 40.03 (2003): 201–217. DOI: 10.5957/mtl.2003.40.3.201.
16. Guo, J., G. Wang, L. Ivanov and A. N. Perakis. “Time-varying ultimate strength of aging tanker deck plate considering corrosion effect.” *Marine Structures* 21.4 (2008): 402–419. DOI: 10.1016/j.marstruc.2008.03.002.
17. Paik, J. K. and D. K. Kim. “Advanced method for the development of an empirical model to predict time-dependent corrosion wastage.” *Corrosion Science* 63 (2012): 51–58. DOI: 10.1016/j.corsci.2012.05.015.
18. Kim, D. K., H. L. Lim and N-K. Cho. “An advanced technique to predict time-dependent corrosion damage of onshore, offshore, nearshore and ship structures: Part II = Application to the ship's ballast tank.” *International Journal of Naval Architecture and Ocean Engineering* 12 (2020): 645–656. DOI: 10.1016/j.ijnaoe.2020.07.002.
19. Guedes Soares, C., Y. Garbatov, A. Zayed and G. Wang. “Corrosion wastage model for ship crude oil tanks.” *Corrosion Science* 50.11 (2008): 3095–3106. DOI: 10.1016/j.corsci.2008.08.035.
20. Guedes Soares, C., Y. Garbatov, A. Zayed and G. Wang. “Influence of environmental factors on corrosion of ship structures in marine atmosphere.” *Corrosion Science* 51.9 (2009): 2014–2026. DOI: 10.1016/j.corsci.2009.05.028.
21. Guedes Soares C., Y. Garbatov and A. Zayed. “Effect of environmental factors on steel plate corrosion under marine immersion conditions.” *Corrosion Engineering, Science and Technology* 46.4 (2011): 524–541. DOI: 10.1179/147842209X12559428167841.
22. Bogorod I. Ya., E. V. Iskra, V. A. Klimov, Yu. L. Kuz'min. *Korroziya i zashchita morskikh sudov*. L.: Sudostroenie, 1973.
23. Neal, R. M. “MCMC using Hamiltonian dynamics.” *Handbook of Markov Chain Monte Carlo*. New York: Chapman and Hall/CRC, 2011: 113–162. DOI: 10.1201/b10905.
24. Brooks S. P., A. Gelman. “General methods for monitoring convergence of iterative simulations.” *Journal of Computational and Graphical Statistics* 7.4 (1998): 434–455.
25. Gelman A., D. B. Rubin. “Inference from iterative simulation using multiple sequences.” *Statistical Science* 7.4 (1992): 457–472. DOI: 10.1214/ss/1177011136.
26. Raftery A. E., S. M. Lewis. “How many iterations in the Gibbs sampler?” *Bayesian Statistics 4 Handbook*. Oxford: Oxford University Press, 1992: 763–773.
27. Abril-Pla O., V. Andreani, C. Carroll, L. Dong, C. J. Fonnesbeck, M. Kochurov, R. Kumar, J. Lao, C. C. Luhmann, O. A. Martin, M. Osthege, R. Vieira, T. Wiecki, R. Zinkov. “PyMC: a modern, and comprehensive probabilistic programming framework in Python.” *PeerJ Computer Science* 9.e1516 (2023): 1–35. DOI: 10.7717/peerj-cs.1516.
28. Virtanen P., R. Gommers, T. E. Oliphant, M. Haberland, T. Reddy, D. Cournapeau, E. Burovski, P. Peterson, W. Weckesser, J. Bright, et al. “SciPy 1.0: fundamental algorithms for scientific computing in Python.” *Nature methods* 17.3 (2020): 261–272. DOI: 10.1038/s41592-019-0686-2.

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ

Огай Сергей Алексеевич —

доктор технических наук, доцент,
профессор кафедры теории и устройства судна
Морской государственной университет имени
адмирала Г. И. Невельского
690059, Российская Федерация, г. Владивосток,
ул. Верхнепортовая, 50а,
e-mail: *Ogay@msun.ru*.

Ле Чонг Тхинь —

аспирант кафедры теории и устройства судна
Морской государственной университет имени
адмирала Г. И. Невельского
690059, Российская Федерация, г. Владивосток,
ул. Верхнепортовая, 50а,
e-mail: *letrongthinhdvtva@gmail.com*

INFORMATION ABOUT THE AUTHORS

Ogay, Sergei A. —

Grand PhD in Technical Sciences, Associate Professor,
Professor of the Department
of Ship Theory and Design
Admiral G. I. Nevelskoy Maritime State University
50a, Verkhneportovaya Str., Vladivostok, 690059,
Russian Federation
e-mail: *Ogay@msun.ru*

Le Trong Thinh —

Postgraduate Student of the Department of Ship
Theory and Design
Admiral G. I. Nevelskoy Maritime State University
50a, Verkhneportovaya Str., Vladivostok, 690059,
Russian Federation
e-mail: *letrongthinhdvtva@gmail.com*

Статья поступила в редакцию: 09 февраля 2026 г.

Received: Feb. 9, 2026.