

УДК 519.876.5:622.692.4

**МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ДЛЯ ОЦЕНКИ ПЛОЩАДИ
ПОВРЕЖДЕНИЯ ИЗОЛЯЦИИ ПОДЗЕМНОГО ТРУБОПРОВОДА**

**NUMERICAL SCHEME FOR ANALYZING THE AREA OF INSULATION
DAMAGE OF THE UNDERGROUND PIPELINE**

Кравцов В.В., Старочкин А.В., Блинов И.Г., Лакман И.А.
ФГБОУ ВПО «Уфимский государственный нефтяной технический университет»,
г. Уфа, Российская Федерация

V.V. Kravtsov, A.V. Starochkin, I.G. Blinov, I.A. Lakman
FSBEI NPE Ufa state petroleum technological university,
Ufa, Russian Federation
e-mail: j.d.ivashov@gmail.com

Аннотация. Специализированными предприятиями за многие годы накоплена обширная база данных с результатами обследования состояния изоляционного покрытия. В данной работе авторы использовали данные фирмы ООО НПВП «Электрохимзащита» по 69 шурфам, полученные на различных нефтепроводах европейской и западно-сибирской территориях России (Сургут-Полоцк, Игольское-Таловое-Парабель, Тюмень-Юргамыш, Кириши-Приморск, Киенгоп-Н.Челны, Суторма-Холмогоры, Усть-Балык-Курган, Нижневартовск-Курган-Куйбышев, Туймазы-Омск-Новосибирск, Н Челны-Альметьевск, Тихорецк-Новороссийск, Усть-Балык-Курган-Альметьевск, Куйбышев-Тихорецк, Кириши-Приморск). В рабочих документах зафиксированы «возраст» трубопровода, диаметр, глубина заложения, тип изоляции, толщина изоляции, толщина стенки трубы, площадь дефекта, сопротивление грунта, суммарный потенциал, поляризационный потенциал, показания стрелочного или цифрового прибора установки УКИ-1М

Рассмотрена математическая модель для оценки состояния изоляции подземных трубопроводов, позволяющая определять площадь повреждения. Указаны значимые факторы, влияющие на состояние изоляционного покрытия подземных трубопроводов. Проведена проверка существенности данной математической модели.

Abstract. Specialized enterprises for many years accumulated a vast database with the results of a survey of insulation coating. In this study, we used data of ООО NSAIDs “Electrochemical” on 69 test pits obtained on various pipelines European and West Siberian territories of Russia (Surgut-Polotsk-Igolsko Talovoye-Parabel, Tyumen Yurgamysh, Kirishi-Primorsk, Kiengop-N. Chelny, Sutorma-Holmogory, Ust-Balik-

Kurgan, Nizhnevartovsk-Kuibyshev Coogan, Tuimazy-Omsk-Novosibirsk, H Chelny-Almetyevsk, Tihoretsk-Novorossiysk, Ust-Balik-Kurgan-Almetevsk, Kuibyshev-Tihoretsk, Kirishi-Primorsk). Working papers are fixed “age” of the pipeline diameter, depth of occurrence and type of insulation, insulation thickness, insulation thickness, the thickness of the pipe wall, the area of the defect, the resistance of the soil, the total potential, the polarization potential, the testimony of the dial or digital device installation USP-1M

A mathematical model for the assessment of the insulation of underground pipelines, which allows to determine the area of damage. Indicated the significant factors affecting the condition of the insulating coating of underground pipelines. Audited the significance of this mathematical model.

Ключевые слова: подземный трубопровод, повреждение изоляции, шурф, оценка состояния, математическая модель, погрешность.

Keywords: underground pipeline, insulation damage, bore pit, evaluation of condition, numerical scheme, measure of inaccuracy.

Практика бесконтактных измерений состояния изоляции действующего подземного трубопровода показывает, что показания измерительного прибора – искателя повреждений изоляции – позволяют определить наличие и расположение опасных участков трубопровода с разрушенным или отслоившимся покрытием, но не их геометрические размеры (что очень важно для планирования объема ремонтных работ) без вскрытия траншеи трубопровода. В настоящее время характер и степень повреждения изоляции определяют при непосредственных измерениях в шурфах, что существенно повышает трудоемкость работ.

Целью настоящей работы является разработка математической модели для оценки площади повреждения изоляции по показаниям прибора без вскрытия траншеи трубопровода.

Специализированными предприятиями за многие годы накоплена обширная база данных с результатами обследования состояния изоляционного покрытия. В данной работе авторы использовали данные фирмы ООО НПВП «Электрохимзащита» по 69 шурфам, полученные на различных нефтепроводах европейской и западно-сибирской территориях России (Сургут-Полоцк, Игольское-Таловое-Парабель, Тюмень-Юргамыш, Кириши-Приморск, Киенгоп-Н. Челны, Суторма-Холмогоры, Усть-Балык-Курган, Нижневартовск-Куган-Куйбышев, Туймазы-Омск-Новосибирск, Н. Челны—Альметьевск, Тихорецк-Новороссийск, Усть-Балык—Курган-Альметьевск, Куйбышев-Тихорецк, Кириши-Приморск). В рабочих документах зафиксированы «возраст» трубопровода, диаметр, глубина заложения, тип изоляции, толщина изоляции, толщина стенки трубы, площадь дефекта, сопротивление грунта, суммарный потенциал,

поляризационный потенциал, показания стрелочного или цифрового прибора установки УКИ-1М.

Эти данные были обработаны в программе Eviews 5, в которой содержится широкий спектр моделей и методов эконометрического анализа. Графические возможности пакета Eviews, обеспечивают основные форматы представления данных, необходимые для расчета.

Нами использован метод Censored и тобит-модели.

Зависимой переменной является S_d (площадь дефекта), а независимыми - φ_c (суммарный потенциал), φ_n (поляризационный потенциал) и Π (показания прибора УКИ).

Для такой зависимой переменной нельзя использовать методы стандартной регрессии (переменная имеет ограничение снизу) [1]. Поэтому использовали инструменты цензурированной регрессии, в частности – тобит-модели, имеющий следующий вид:

$$y = a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_p \cdot x_p + \varepsilon. \quad (1)$$

Предположим, что латентная переменная является линейной функцией от независимых переменных:

$$y^* = b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + b_3 \cdot x_3 + \varepsilon = X^T \cdot B + \varepsilon. \quad (2)$$

Тогда для распределения выбираем следующие вероятности:

$$\begin{aligned} P(c \geq 0) &= F(y^*); \\ P(c = 0) &= F(c - y^*). \end{aligned} \quad (3)$$

где F – функция распределения.

Селекцию моделей цензурирования (тобит-моделей) проводили на основании информационных критериев Акайке и Шварца для нормального (Φ), логистического (Λ) и экстремального (E) распределения (таблица 1).

Таблица 1. Результаты спецификации

	Нормальное распределение	Логистическое распределение	Экстремальное распределение
Статистика Акайке	2,950544	2,576914	2,498329
Статистика Шварца	2,980057	2,656427	2,627843

¹ Расчеты значений информационных критериев были выполнены в пакете Eviews 5.0.

Как видно, остатки подчиняются экстремальному распределению:

$$E(S_d) = e^{-b \cdot x} \cdot \frac{1}{x}. \quad (4)$$

Следовательно, можно построить многофакторную порядковую тобит-модель [2].

Оценку параметров данной модели осуществляли методом максимального правдоподобия [3] с помощью пакета Eviews (модель censored, censored of truncated date) [4]. Ниже представлены результаты оценивания (таблица 2), а также график стандартизации остатков (рисунок 1).

Таблица 2. Результаты оценивания модели

Процесс оценивания сошелся после 8 итераций				
	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	Вероятность
φ_c	0,567028	0,183884	3,0836160	0,0020
φ_{Π}	-0,916995	0,339541	-2,7100691	0,0069
Π	0,007461	0,000609	12,254880	0,0000
Логарифмическая функция правдоподобия	-1,191194	Критерий Акайке	2,498329	
Ограниченная логарифмическая функция правдоподобия.	-82,19236	Критерий Шварца	2,627843	
LR-статистика (2 степени свободы)	162,002	Псевдо-R2	0,701299	
Вероятность LR-статистики	0,000567	Критерий Ханна-Куина	2,549712	

После оценки модель (3.1) приобретает вид:

$$y^* = 0,567 \cdot x_1 - 0,917 \cdot x_2 + 0,008 \cdot x_3. \quad (5)$$

После подстановки обозначений, символизирующих факторы:

$$S_d = 0,567\varphi_c - 0,917 \varphi_{\Pi} + 0,08\Pi. \quad (6)$$

Оценку качества подгонки модели множественного выбора производили на основе двух показателей [3,4]:

- псевдо-коэффициента детерминации, определяемого по формуле:

$$R_{ps}^2 = 1 - \frac{n}{n + 2 \cdot (l - \bar{l})}. \quad (7)$$

где n – объем выборки, l – логарифмическая функция правдоподобия модели, \bar{l} – ограниченная логарифмическая функция правдоподобия.

- коэффициента Макфаддена, определяемого по формуле:

$$R_{MF}^2 = 1 - \frac{l}{\bar{l}} \quad (8)$$

Результаты расчета:

$$R_{ps}^2 = 1 - \frac{69}{69 + 2(-1,191194 + 82,19236)} = 1 - \frac{69}{231} = 0,701;$$

$$R_{MF}^2 = 1 - \frac{(-1,191194)}{(-82,19236)} = 1 - 0,0145 = 0,9855.$$

Для нашей модели псевдо-коэффициент детерминации, равный 0,701, и коэффициент Макфаддена, равный 0,9855, близки к 1, что свидетельствует о хорошем качестве подгонки модели под исходные данные.

Проверку гипотезы о существенности построенной модели проводим на основании теста отношения правдоподобия, для которого рассчитывается критическая статистика, как $LR = 2 \cdot (l - \bar{l})$ [2]. Вычисленное значение сравнивается с табличным значением χ^2 -распределения с числом степеней свободы равным числу независимых факторов без одного, на заданном уровне значимости. Если $LR > \chi^2_{табл}$, то гипотезу о существенности построенной модели принимаем на заданном уровне значимости. Для нашей модели статистика $LR=162,002$ превышает табличное значение χ^2 со степенями свободы 2 на уровне значимости 0,005 – 10,59663. Следовательно, найденная модель признается существенной.

Проверку гипотез о значимости объясняющих (независимых) факторов проводили на основе t-статистики, где для каждого из коэффициентов при факторах рассчитывали t-статистики $t_j = \frac{b_j}{m_{b_j}}$ (m_{b_j} – стандартная ошибка коэффициента b_j), которые затем сравнивали по модулю с табличными значениями распределения Стьюдента.

В нашем случае все факторы значимы, так как их t -статистики превышают по абсолютной величине $t_{\text{крит}}(60) = 2,000$ на уровне значимости $\alpha=0,05$: 3,08 (φ_c), 2,701 (φ_n), 12,25 (Π).

Отметим, что наименее статистически значимым фактором, оказывающим влияние на величину площади дефекта, является поляризационный потенциал.

Остатки модели ε являются одинаково распределенными случайными величинами с нулевым математическим ожиданием ($M(\varepsilon_i) = 0$). График остатков представлен на рисунке.

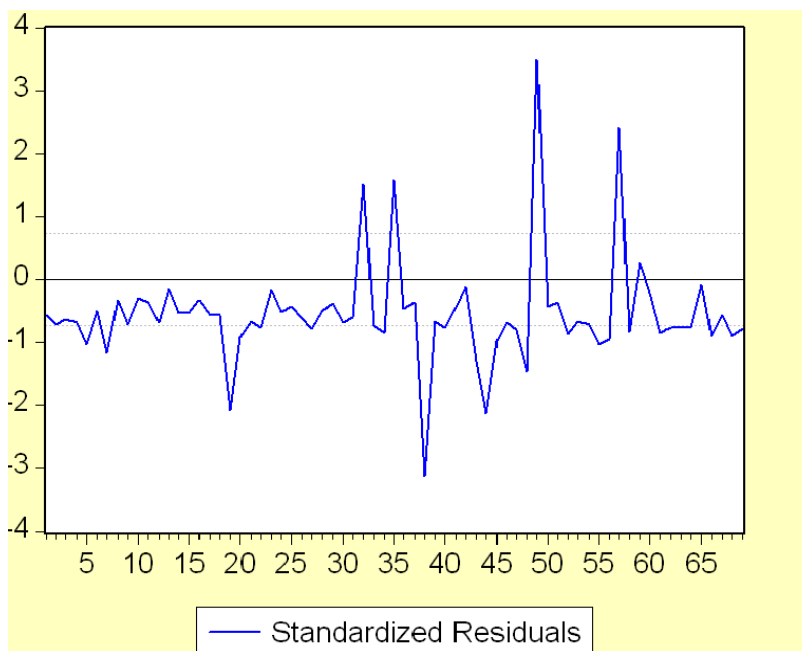


Рисунок 1. График стандартизации остатков модели

Найденные коэффициенты модели множественного выбора достаточно сложно интерпретировать с практической точки зрения, так как они не объясняют предельный эффект влияния объясняющих факторов на зависимую переменную. В этом случае обычно используют предельные эффекты каждого объясняющего фактора [2,4]. В нашем случае они определяются по формулам:

$$\frac{\partial M}{\partial x_j} = e^{-(b_1 \cdot x_1 - b_2 \cdot x_2 + b_3 \cdot x_3)} \cdot b_j. \quad (9)$$

Здесь $j=1, 2, 3$, а $E'(t) = \frac{1}{b} \cdot e^{-x_1 \cdot b_1 + x_2 \cdot b_2 - x_3 \cdot b_3}$ – плотность экстремального распределения.

Маржинальные эффекты для каждой из независимых переменных представлены в таблице 3. Расчет производили при средних значениях независимых факторов, то есть полученные величины являются средними маржинальными эффектами.

Таблица 3. Маржинальные эффекты

	Суммарный потенциал	Поляризационный потенциал	Показания прибора УКИ
M (x _j)	0,8094	-0,68398	0,67626

Эффективность факторов рассчитывали по формуле:

$$P(S_d) = \frac{\partial M}{\partial x_j} \cdot \frac{\bar{x}_i}{y_i} \quad (10)$$

Таким образом:

$$P(S_d) = 0,2844 \cdot \frac{(-1,6771)}{25,5738} = -0,0186;$$

$$P(S_d) = -0,460 \cdot \frac{(-1,01841)}{25,5738} = 0,0183;$$

$$P(S_d) = 0,00374 \cdot \frac{94,81159}{25,5738} = 0,0139.$$

Эффективности для каждой из независимых переменных представлены в таблице 4. Расчет производили при средних значениях независимых факторов, то есть полученные величины являются средними.

Таблица 4. Эффективность независимых переменных

	Суммарный потенциал	Поляризационный потенциал	Показания прибора УКИ
P (S _d)	-0,0186	0,0183	0,0139

Для проверки моделей путем сопоставления результатов расчета с непосредственными измерениями в шурфах воспользовались данными диагностического обследования на трубопроводах Усть-Балык – Уфа – Альметьевск и Киенгоп – Н.Челны (таблица 5).

Таблица 5. Данные для проверки модели

Наименование МН	Площадь дефекта, м ²	Суммарный потенциал, В	Поляризационный потенциал, В	Показания прибора УКИ-1М
Усть-Балык-Курган-Уфа-Альметьевск	0,0200	-0,97	-0,86	45
Киенгоп-Н.Челны	0,0068	-0,97	-0,90	30

Формулы для расчета приведены ниже:

$$E(S_{d1}) = e^{-(0,567028 \cdot (-0,97) + (-0,916995) \cdot (-0,86) + 0,007461 \cdot 45)} \cdot \frac{1}{(-0,97 + (-0,86) + 45)} = 0,013 ;$$

$$E(S_{d1}) = e^{-(0,567028 \cdot (-1,45) + (-0,916995) \cdot (-1,11) + 0,007461 \cdot 25)} \cdot \frac{1}{(-1,45 + (-1,1) + 25)} = 0,011 .$$

Абсолютную погрешность рассчитали по формуле:

$$\Delta S_{d1} = S_{дизм} - S_{дист} \quad (11)$$

Относительная погрешность, определенная по формуле $\delta = \frac{S_d}{S_{дист}} \cdot 100\%$:

$$\Delta S_{d1} = |0,055 - 0,02| = 0,0035 ;$$

$$\Delta S_{d2} = |0,011 - 0,01| = 0,001 ;$$

$$\delta_1 = \frac{0,0035}{0,02} \cdot 100\% = 17,5\% ;$$

$$\delta_2 = \frac{0,001}{0,01} \cdot 100\% = 10\% .$$

В коррозионных расчетах такие погрешности расчетов можно считать вполне приемлемым результатом.

Вывод

Полученная математическая модель может быть применена для оценочных расчетов площади повреждения в изоляции подземного трубопровода по данным диагностического обследования с помощью искателя повреждений изоляций УКИ-1М.

Литература

1. Елисеева И.И. Эконометрика. М.: Финансы и статистика, 2007. 344 с.
2. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Основы эконометрики. Теория вероятностей и прикладная статистика. М.: Юнити – Дана, 2001. 656 с.
3. Михальчук В.М., Михальчук А.В. Линейный регрессионный анализ результатов химического эксперимента в системе STATISTICA. Донецк: ДонНУ, 2002. 66 с.
4. Бышев В.А. Эконометрика. М.: Финансы и статистика, 2008. 480 с.

5. Evans U. P. The Corrosion and Oxidation of Metals, Edward Arnold,- London, 1966. P. 176.
6. Endo K. And Komai K. //Metalloberflache. 1968, Bd. 22. S. 378.
7. Frank W., Graf L.//Metallkde. 1975. №66. P. 555.
8. Herbsleb G., Engell H. //I. Electrochem. 1961. №65. P. 881
9. Klingert I. A., Lynn S., Tobias C. W. //Electrochem. acta. 1964. № 9. P. 297.
10. Wagner C., Traud W.: Z. //Electrochevic. 1938. №44. P.391.
11. West J. M.//Metal Science Journal.1973.V.7. P.169.

References

1. Eliseeva I.I. Jekonometrika. M.: Finansy i statistika, 2007. 344 s. [in Russian]
2. Ajvazjan S.A., Mhitarjan V.S. Osnovy jekonometriki. Teorija verojatnostej i prikladnaja statistika. M.: Juniti – Dana, 2001. 656 s. [in Russian]
3. Mihal'chuk V.M., Mihal'chuk A.V. Linejnyj regressionnyj analiz rezul'tatov himicheskogo jeksperimenta v sisteme STATISTICA. Doneck: DonNU, 2002. 66 s. [in Russian]
4. Byvshev V.A. Jekonometrika. M.: Finansy i statistika, 2008. 480 s. [in Russian]
5. Evans U. P. The Corrosion and Oxidation of Metals, Edward Arnold,- London, 1966. P. 176.
6. Endo K. And Komai K. // Metalloberflache. 1968, Bd. 22. S. 378.
7. Frank W., Graf L.// Metallkde. 1975. №66. P. 555.
8. Herbsleb G., Engell H. // I. Electrochem. 1961. №65. P. 881
9. Klingert I. A., Lynn S., Tobias C. W. //Electrochem. acta. 1964. № 9. P. 297.
10. Wagner C., Traud W.: Z. // Electrochevic. 1938. №44. P.391.
11. West J. M.// Metal Science Journal.1973. V.7. P. 169.

Сведения об авторах

Кравцов В.В., канд. техн. наук, профессор кафедры «Технология нефтяного аппаратостроения», ФГБОУ ВПО УГНТУ, г. Уфа, Российская Федерация
V.V. Kravtsov, Ph.D, prof. of chair “Technology of Petroleum Devices Structure”, FSBEI USPTU, Ufa, Russian Federation

Старочкин А.В., аспирант кафедры «Технологические машины и оборудование», ФГБОУ ВПО УГНТУ, г. Уфа, Российская Федерация
A.V. Starochkin, postgraduate student of chair “Machines and Devices of Chemical Production”, FSBEI USPTU, Ufa, Russian Federation

Блинов И.Г., канд. техн. наук, директор ООО НПВП «Электрохимзащита», г.Уфа, Российская Федерация
I.G. Blinov, Ph.D, chief executive officer of “ElectroChemProtection”, SPIE LLC, Ufa, Russian Federation

Лакман И.А., канд. техн. наук, доцент кафедры «Вычислительная математика и кибернетика», ФГБОУ ВПО УГАТУ, г. Уфа, Российская Федерация
I.A. Lakman, Ph.D., associate professor of chair “Computational Mathematics and Cybernetics”, FSBEI USATU, Ufa, Russian Federation

e-mail: j.d.ivashov@gmail.com