

УДК 621.791.01

РИСК-АНАЛИЗ КАК СРЕДСТВО ФОРМАЛИЗАЦИИ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ О ВНЕПЛАНОВОМ РЕМОНТЕ СВАРНЫХ КОНСТРУКЦИЙ

Академик НАН Украины В. И. МАХНЕНКО, Е. А. ВЕЛИКОИВАНЕНКО, канд. физ.-мат. наук, О. И. ОЛЕЙНИК, инж. (Ин-т электросварки им. Е. О. Патона НАН Украины)

Рассмотрена идеология формализации принятия решения относительно объема и срока ремонта по данным технической диагностики сварных конструкций на основе прогнозирования вероятности отказа обнаруженных дефектов на предстоящий период эксплуатации в сочетании с хорошо развитыми в смежных областях деятельности средствами риск-анализа.

Ключевые слова: риск-анализ, техническая диагностика, обнаруженные дефекты, вероятность отказа

В настоящее время для обеспечения безопасной эксплуатации ответственных конструкций все более широкое распространение получает концепция, основанная на «прогнозировании и предупреждении» вместо используемой старой концепции «обнаружение и устранение».

Согласно новой концепции прогнозирование ресурса безопасной эксплуатации осуществляется на основе соответствующей информации мониторинга нагруженности, результатов технической диагностики состояния конструкции при наличии геометрических дефектов (особенно несплошностей), а также данных о деградации механических свойств, ответственных за сопротивление различным видам разрушения, которые связаны с условиями эксплуатации. С этой целью используют соответствующие расчетные коды (алгоритмы), основанные на современных достижениях механики деформирования, разрушения, вычислительной математики и компьютерной техники.

Для обеспечения надежности расчетной оценки прогноза используется система коэффициентов безопасности по нагруженности конструкции, а также характеристикам материала, определяющим сопротивление разрушению, с помощью которой стремятся компенсировать погрешности результатов измерений, полученных при технической диагностике, вероятные колебания нагрузки и свойств материала сопротивляться разрушению. В последнее десятилетие достаточно широко известны применяемые для этих целей подходы, основанные на теории вероятности, а именно, когда на основе заданных законов случайно меняющихся характеристик (нагрузки, измеренных геометрических размеров дефектов, степени деградации сопротивления материала тому или иному виду

разрушения определяется вероятность отказа — нарушение целостности), после чего принимается решение относительно дальнейшей безопасной эксплуатации конструкции. Чаще всего принятие соответствующего решения основано на заданных допускаемых нормами вероятностях отказа для соответствующих конструкций в конкретных условиях эксплуатации [1]. Создание нормативной базы является достаточно трудоемкой и ответственной работой. Тем не менее, такие разработки известны не только в областях промышленности, где действуют весьма высокие требования надежности (типа авиастроение), но и в гражданском строительстве [2–4], трубопроводном транспорте [5, 6] и др. Естественно, расчет вероятности отказа связан с большим объемом вычислений, чем при детерминированном расчете сохранения целостности. Однако при современном уровне развития вычислительной техники этот недостаток не является существенным. В то же время благодаря вероятностному подходу можно при формализации решений использовать хорошо развитые в смежных областях деятельности (например, в банковской сфере) методы риск-анализа, а также другие методы и таким образом максимально исключить субъективизм в вопросах принятия решений по предупреждению аварийных ситуаций в течение прогнозируемого срока эксплуатации конструкций.

Рассмотрим этот вопрос более конкретно. Пусть обследуемый объект имеет $n = 1, 2, \dots, n, \dots, N$ независимых дефектов, по каждому из которых определена вероятность отказа $P_1, P_2, \dots, P_n, \dots, P_N$ на прогнозируемый период τ . При этом все $P_n < 1$, однако, можно выделить несколько значений P_1, P_2, \dots, P_k , для которых условие $P_n \ll 1$ не выполняется.

В этом случае вероятность $P_N(\tau)$ того, что, по крайней мере, за прогнозируемый период τ про-

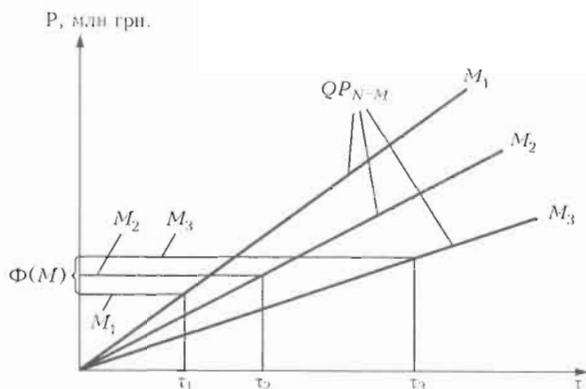


Рис. 1. Диаграмма риск-анализа, связывающая вероятные расходы на ремонт $QP_{N-M}(\tau)$ с объемом M , стоимостью отремонтированных дефектов $\Phi(M)$ в зависимости от времени τ до следующего обследования объекта: $M_1 < M_2 < M_3$; P — финансовые расходы

изойдет отказ по одному из дефектов определяется известной зависимостью

$$P_N(\tau) = 1 - \left[\prod_{n=1}^k (1 - P_n) \right] \exp \left(- \sum_{n=1}^N P_n \right) \quad (1)$$

где $\prod_{n=1}^k (1 - P_n)$ — оператор произведения величин $(1 - P_n)$, $n = 1, 2, \dots, k$.

При конкретных значениях $P_n(\tau)$ из (1) можно оценить вклад каждого из N дефектов в вероятность $P_N(\tau)$.

Рассмотрим только случай финансовых потерь, связанных с отказом для данного объекта. Обозначим через Q расходы на устранение последствий отказа для данного объекта, а через $(q_n + q_0)$ — расходы на устранение (ремонт) n -го дефекта q_n , где q_0 — расходы на ремонт, не зависящие от особенностей дефекта, их количества и других факторов, т. е. стоимость объема M ремонта дефектов выражается суммой

$$\Phi(M) = q_0 + \sum_{n=1}^M q_n \quad (2)$$

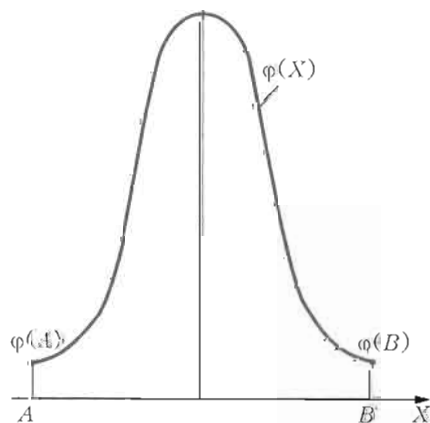


Рис. 2. Плотность распределения значений X

Поскольку риск финансовых потерь, связанных с устранением последствий появления дефектов, можно представить как произведение $QP_{N-M}(\tau)$, то сравнение $\Phi(M)$ с $QP_{N-M}(\tau)$ определяет необходимость ремонта и его объема M на время τ прогноза эксплуатации

$$\Phi(M) = QP_{N-M}(\tau) \quad (3)$$

На рис. 1 представлена диаграмма риск-анализа финансовых потерь, связывающая время эксплуатации определенного объекта до очередного обследования τ с количеством N обнаруженных дефектов, их качеством через $P_n(\tau)$, расходами Q на устранение последствий отказа и ремонт q_0 , q_n и объемом M устраненных с помощью ремонта дефектов.

Ключевым моментом в реализации рассматриваемой схемы риск-анализа является определение $P_n(\tau)$ для обнаруженных дефектов.

Поскольку экспериментально решить задачу нереально, то в современных условиях для этих целей используют численные методы, основанные на соответствующих детерминированных критериях разрушения и, как указывалось выше, на основе экспериментально наблюдаемых разбросов (вариации) значений нагрузки, геометрических размеров дефектов и параметров сопротивления материала характерным видам разрушения.

Критерий разрушения для данного конкретного дефекта можно представить в виде

$$Y(X_1, X_2, \dots, X_n, Z_1, Z_2, \dots, Z_m) = 0, \quad (4)$$

где X_1, X_2, \dots, X_n — параметры, имеющие достаточно заметную стохастичность; Z_1, Z_2, \dots, Z_m — параметры, вариации которых незначительны, т. е. они считаются детерминированными.

Для параметров X_1, X_2, \dots, X_n известны средние значения $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_n$, а также нормированная плотность распределения $\phi_{X_1}, \phi_{X_2}, \dots, \phi_{X_n}$. Чаще всего для этих целей используется усеченный нормальный закон распределения с учетом нормирования (рис. 2) в виде

$$\phi_X = 0, \quad \bar{\phi}_X = \frac{1}{S} \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}\xi_X} \exp \left[- \frac{1}{2} \left(\frac{X - \bar{X}_X}{\xi_X} \right)^2 \right] \right], \quad (5)$$

где $S = \int_A^B \phi_X dX$; ξ_X — стандартное отклонение значений X .

Вероятность $P(Y < 0)$, где $Y < 0$ из (4), определяется методом Монте-Карло [7], т. е. формируется выборка значений $Y(X, Z)$ по (4) для различных сочетаний значений параметра X , определяемых по закону случайных чисел. Для каж-

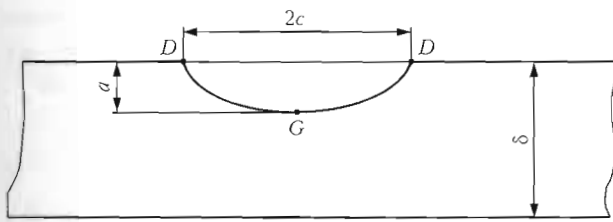


Рис. 3. Полуэллиптическая трещина размером $2c \times a$, расположенная в стенке трубы

Для заданного значения X составляется таблица соответствия между случайными числами Z в пределах $0 \leq Z \leq 1$ и значениями X в пределах $A \leq X \leq B$. При этом используется правило, что случайному числу Z соответствует значение X , вероятность которого не меньше значения Z , а именно,

$$Z = \int_A^X \bar{\varphi}_X dX. \quad (6)$$

Таким образом, если известен закон нормированной плотности распределения значений X в интервале $A \leq X \leq B$, то уравнение (6) позволяет однозначно связать каждое значение X со случайным числом Z в диапазоне значений $0 \leq Z \leq 1$.

Здесь следует отметить, что для таких характеристик материала, как критические значения коэффициента интенсивности напряжений K_{IC} , определяющих сопротивление хрупкому разрушению, стохастичность часто описывают законом Вейбулла, т. е. вместо (6) получим

$$Z = 1 - \exp \left[- \left(\frac{K_{IC} - K_0}{K_d - K_0} \right)^\eta \right], \quad (7)$$

где K_0 , K_d , η — параметры распределения закона Вейбулла, определяемые обычно по результатам 12–15 экспериментов [8], когда известны среднее значение K_{IC}^m , для которого $Z = 0,5$, а также нижняя K_{IC}^n и верхняя K_{IC}^B границы значений этой величины, для которых соответственно $Z = 0,05$ и $0,95$.

Из изложенного выше следует, что ключевым моментом являются детерминированные критерии разрушения (4). Применительно к сварным соединениям (узлам) этот вопрос достаточно подробно изложен в современной литературе, в частности, в работе [9].

В качестве примера рассмотрим участок трубопровода диаметром $d = 1420$ мм с толщиной стенки $\delta = 19$ мм, в котором были обнаружены дефекты двух типов:

поверхностные трещины размером $2c_j \times a_j$ (рис. 3) вдоль осевого шва трубы варианты $j = 1, 2, 3$ и вдоль кольцевого шва $j = 4, 5$ (табл. 1); локальные утонения (рис. 4) размером s_j (вдоль оси трубы) и c_j (по окружности) при минимальной

Таблица 1. Геометрические размеры (мм) трещины

j	\bar{a}	\bar{c}	ξ_a	A_a	ξ_c	A_c	Нагрузка, МПа		
							$\bar{\sigma}_m$	ξ_σ	A_σ
1	1,6	20	1	0,6	2,0	16,0	235	10	225
2	1,6	50	1	0,6	4,0	46,0	235	10	225
3	1,6	200	1	0,6	4,0	196,0	235	10	225
4	1,6	200	1	0,6	4,0	196,0	117,5	10	107,5
5	1,6	600	1	0,6	4,0	596,0	117,5	10	107,5

Таблица 2. Геометрические размеры (мм) утонения

j	\bar{s}	\bar{c}	$\delta_{из}$	ξ_s	A_s	$\xi_{\delta_{из}}$	$A_{\delta_{из}}$	ξ_c	A_c
6	40	500	11,5	2,0	20	0,5	10,5	5,0	250
7	40	500	12,0	2,0	20	0,5	11,0	5,0	250
8	100	500	12,0	2,0	50	0,5	11,0	5,0	250
9	150	500	15,5	2,0	75	0,5	14,5	5,0	250
10	150	500	16,0	2,0	75	0,5	15,0	5,0	250

измеренной толщине $\delta_{из}^{(j)}$, соответствующие геометрические размеры дефектов указаны в табл. 2 для $j = 6...10$.

Дефекты работают под напряжением в коррозионной среде. Скорость коррозионного роста трещин при статической нагрузке задана параметрами соответствующей диаграммы статического коррозионного растрескивания — пороговым значением коэффициента интенсивности напряжений K_{ISCC} и скорости распространения трещины W_{max} (рис. 5). Стохастичность этих параметров не вызывает сомнений. Для K_{ISCC} используется распределение Вейбулла при $K_0 = 2$ МПа·м^{1/2}, $K_d = 21,7$ МПа·м^{1/2}, $\eta = 4$. Соответственно $K_{ISCC} = 20$ МПа·м^{1/2}. Для W_{max} усеченный нормальный закон (5) при $\bar{W}_{max} = 4,4$ мм/год, $\xi_W = 0,4$ мм/год, $A_W = 4,0$ мм/год, $\bar{B}_W = 4,8$ мм/год.

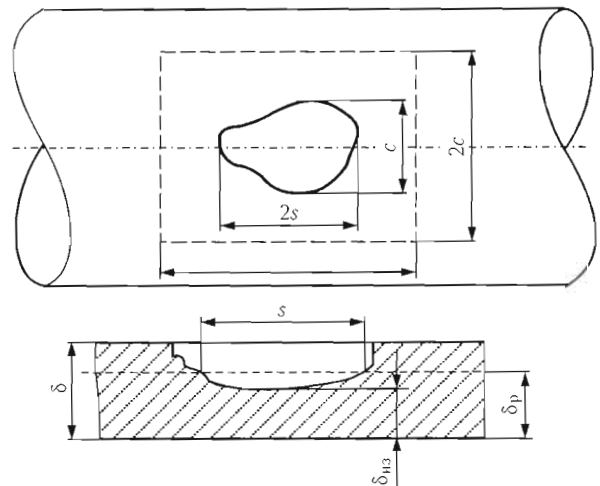


Рис. 4. Локальное утонение $c \times s$ в стенке трубы ($2c \times 2s$ — зона контроля)

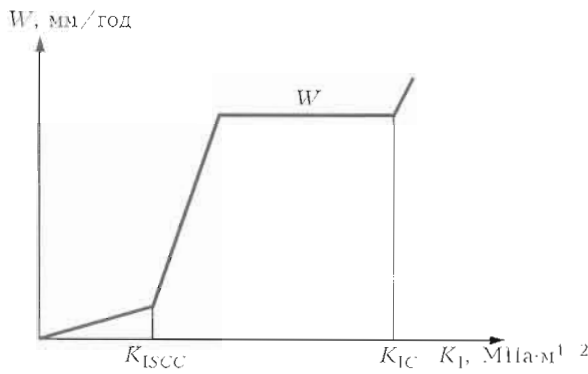


Рис. 5. Диаграмма статического коррозионного растрескивания

Значения коэффициента интенсивности напряжений K_I в зоне трещины определяются через размеры трещины a , c и действующие нормально к

Таблица 3. Соответствие между случайными значениями Z и K_{ISCC} , K_{IC} для рассматриваемого материала трубы

Z	K_{ISCC} , МПа·м ^{1/2}	K_{IC} , МПа·м ^{1/2}
0,8095667	24,35589	119,5234
0,8579873	25,28505	123,6599
0,4322595	19,08786	96,07135
0,3141314	17,43731	88,72343
0,050000	11,37522	61,73637
0,8706391	25,55849	124,8771
0,09593023	13,10156	69,42165
0,2225395	15,95394	82,11980
0,8249169	24,63388	120,7610
0,7943811	24,09273	118,3519
0,9500000	27,91743	135,3786
0,05106258	11,42594	61,96219
0,9500000	27,91743	135,3786
0,9500000	27,91743	135,3786
0,8305760	24,73983	121,2327
0,1832684	15,21426	78,82693
0,1558958	14,63995	76,27024
0,1917861	15,38211	79,57417
0,6983891	22,61277	111,7635
0,3617200	18,12585	91,78867
0,9038577	26,37022	128,4908
0,7445055	23,29188	114,7867
0,4923106	19,87538	99,57719
0,2371828	16,21029	83,26105
0,3804549	18,38694	92,95100
0,2091601	15,71121	81,03925
0,2628518	16,63960	85,17223
0,6154635	21,47819	106,7125
0,4542154	19,37802	97,36305

плоскости трещины мембранные σ_m и изгибные σ_b напряжения [10]. Расчет коэффициентов интенсивности напряжений по [11] следующий:

$$K_{ij}(j) = \frac{\sqrt{\pi a}}{Q} F_j(\sigma_m + H_j \sigma_b), \quad (j = D, G), \quad (8)$$

где $Q = 1 + 1,464(a/c)^{1,65}$;

$$F_j = [M_1 + M_2(a/\delta)^2 + M_3(a/\delta)^4] g_j; \quad M_1 = 1,11 + 0,09(alc);$$

$$M_2 = -0,54 - \frac{0,89}{0,2 + a/c};$$

$$M_3 = 0,5 - \frac{1}{0,65 + a/c + 14(1 - a/c)^{24}};$$

$$g_G = 1, \quad g_D = [1 + (0,1 + 0,35)(a/\delta)^2] \sqrt{a/c};$$

$$H_G = 1 - (1,22 + 0,12 a/c) a/\delta +$$

$$+ [0,55 - 1,05(a/c)^{0,75} + 0,47(a/c)^{1,5}] (a/\delta)^2;$$

$$H_D = 1 - 0,34(a/\delta) - 0,11(a/c)(a/\delta).$$

По этим зависимостям рассчитываются значения K_I в вершинах трещины (точки D и G на рис. 3), а по диаграмме, представленной на рис. 5, определяем скорость роста размеров трещины da/dt и dc/dt .

Путем последовательного прослеживания во времени находим размеры трещин $a(\tau)$ и $c(\tau)$. Критическим состоянием считается такое, при котором возникают условия для спонтанного роста трещины размером $a(\tau) \times 2c(\tau)$.

Условие спонтанного роста трещины определяется достаточно известным критерием хрупко-вязкого разрушения [9]:

$$K_r(L_r) = (1 - 0,14L_r^2) [0,3 + 0,7 \exp(-0,65L_r^6)], \quad (9)$$

где $K_r = K_I(\tau)/K_{IC}$ характеризует риск хрупкого разрушения; $L_r = \sigma_{ref}/\sigma_T$ — риск чисто вязкого разрушения в зоне трещины по механизму пластической неустойчивости; σ_T — предел текучести материала; σ_{ref} — напряжения, зависящие от номинальных мембранных σ_m и изгибных σ_b напряжений [11].

Расчет σ_{ref} выполняется по [11] для трещин вдоль образующей

$$\sigma_{ref} = \frac{1}{3} \left\{ \sigma_b + [f(\sigma_b)^2 + 9(M_s \sigma_m)^2]^{0,5} \right\}, \quad (10)$$

где

$$f = 1 - 20 \left(\frac{a}{2c} \right)^{0,75} \alpha^3, \quad \alpha = \frac{a/\delta}{1 + \delta/c};$$

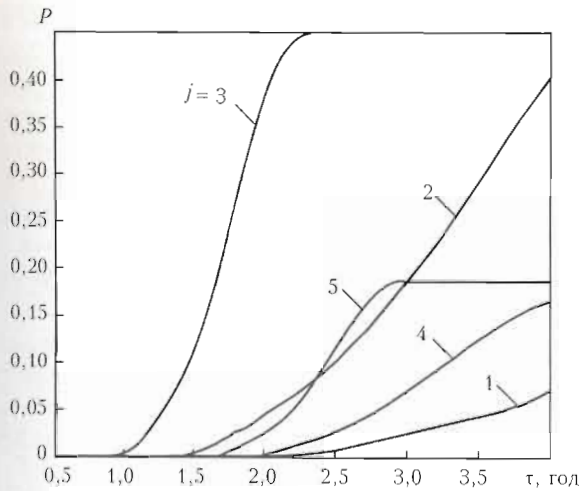


Рис. 6. Вероятность отказа во времени эксплуатации для дефектов типа трещины $j = 1...5$ (соответственно $c = 20...600$ мм) при $a = 1,6$ мм

$$M_s = \frac{1 - 0,85a/\delta/M_\tau}{1 - 0,85a/\delta}$$

$$M_\tau = \frac{1,0005 + 0,49001\lambda + 0,32409\lambda^2}{1,0 + 0,50144\lambda - 0,01106\lambda^2}, \quad \lambda = \frac{1,818a}{\sqrt{\delta d/2}}$$

Расчет σ_{ref} по [11] для трещин вдоль окружности при $\sigma_b = 0$ составляет

$$\sigma_{ref} = \sigma_m Z, \quad (11)$$

где

$$Z = \left[\frac{2\bar{\alpha}}{\pi} - \frac{(\bar{\alpha}/\delta)\theta}{\pi} \left[\frac{2 - 2(2\delta/d) + 2a/d}{2 - 2\delta/d} \right] \right]^{-1}$$

$$\bar{\alpha} = \arccos A \sin \theta; \quad \theta = \frac{2\pi c}{4d}$$

$$A = X \frac{(1-\tau)(2-2\tau+X\tau) + (1-\tau+X\tau)^2}{2[1+(2-\tau)(1-\tau)]}$$

$$X = \frac{a}{\delta}; \quad \tau = \frac{2\delta}{d}$$

Здесь стохастичность проявляется как в напряжениях $\bar{\sigma}_m$ (см. табл. 1) и σ_b , так и в характеристиках материала K_{IC} и σ_τ . Для определения σ_τ используется нормальный усеченный закон распределения плотности вероятности (5) при $\bar{\sigma}_\tau = 350$ МПа, $\xi_\sigma = 20$ МПа, $A_{\sigma_\tau} = 320$ МПа, $B_{\sigma_\tau} = 380$ МПа. Для определения K_{IC} используется распределение Вейбулла (7) при $K_0 = 20$ МПа·м^{1/2}, $\eta = 4$, $K_d = 107,7$ МПа·м^{1/2}. Соответственно среднее значение $\bar{K}_{IC} = 100$ МПа·м^{1/2}. В табл. 3 приведены соответствия между случайными значениями Z и K_{ISCC} , K_{IC} . Результаты расчета вероятности отказа для трещин $j = 1...5$ по табл. 1 в зависимости от времени эксплуатации τ при-

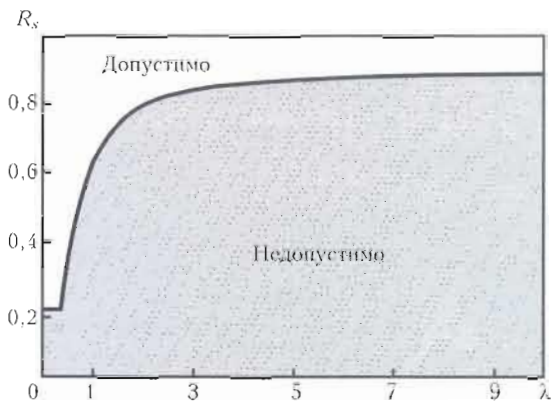


Рис. 7. Условие допустимости дефектов типа локальное утонение по размеру s

ведены на рис. 6. Видно, что после определенного инкубационного периода, когда рост трещины определяется случайным нарушением условия $K_{IC} > K_{ISCC}$ на шагах прослеживания, наступает период достаточно интенсивного их роста вплоть до превращения трещины в сквозную (когда $a \approx \delta$), после чего вероятность отказа возрастает медленно, поскольку определяется уже увеличенным размером $2c$.

Для второго типа дефектов, т. е. для локальных утонений ($j = 6...10$) (см. табл. 2), критерий отказа согласно [12] можно записать в виде

$$\delta_{из}^{min} - v_c \tau - [\delta_p] R_{s,c} = 0, \quad (12)$$

где $\delta_{из}^{min}$ — минимальная измеренная толщина трубы; v_c — скорость поверхностной коррозии; δ_p — допускаемая (расчетная) толщина бездефектной трубы из условий прочности; τ — прогнозируемое время эксплуатации; $R_{s,c}$ по [12] (см. также [9]) приведено на рис. 7

$$R_{s,c} = 0,2 \text{ при } \lambda = \frac{1,285s}{\sqrt{d\delta_p}} \leq 0,3475 \text{ и } c/d \leq 0,348;$$

$$R_{s,c} = f(\lambda) \text{ по рис. 7 при } \lambda > 0,3475;$$

$$R_{s,c} = \frac{10,51(c/d)^2 - 0,73539}{13,838(c/d)^2 + 1} \text{ при } c/d > 0,3475.$$

В этом критерии стохастичность связана с геометрическими размерами зоны утонения s , c , $\delta_{из}^{min}$, а также со скоростью коррозии v_c . Для определения этих величин можно использовать усеченный нормальный закон распределения (5). В табл. 1 и 2 приведены соответствующие характеристики такого распределения для указанных параметров, а на рис. 8 показана кинетика изменения вероятности отказов P_j ($j = 6...10$), рассчитанная при детерминированных данных относительно $d = 1420$ мм, $\delta_p = 16$ мм. Из этих данных следует, что для утонений $j = 6, 7$ отказ определяется разрушением вдоль окружности, а для

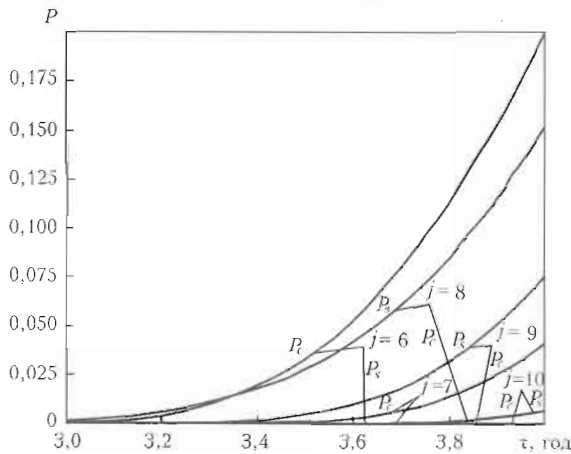


Рис. 8. Вероятность отказа во времени эксплуатации для дефектов утонения $j = 6 \dots 10$ по направлению c — (P_c) и s — (P_s)

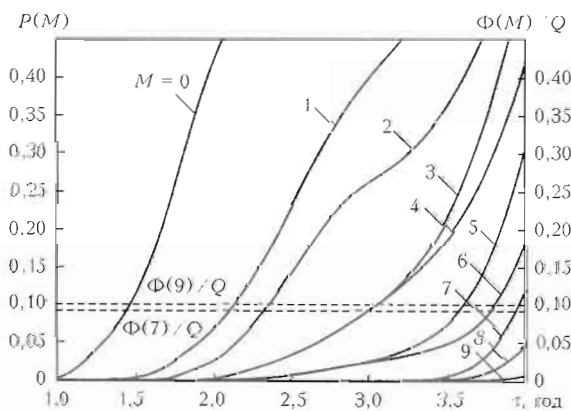


Рис. 9. Диаграмма риск-анализа для обоснования необходимого объема ремонта ($M = 1 \dots 9$ — см. объяснения в тексте)

остальных ($j = 8 \dots 10$) — разрушением вдоль образующей. При этом основным фактором является уменьшение со временем значений $\delta_{из}$ за счет коррозии.

С помощью данных рис. 6 и 8 по уравнению (1) можно рассчитать вероятность отказа хотя бы по одному из рассмотренных дефектов $j = 1 \dots 10$ (кривая $P(M=0)$ на рис. 9), что соответствует $M=0$ устраняемых (отремонтированных) дефектов. Из рисунка видно, что при этом вероятность отказа уже через полтора года эксплуатации составляет более 0,12, а через 2 года более 0,42. На этом рисунке кривые относительной стоимости ремонта $\Phi(M)/Q$ показывают, что практически через два года эксплуатации необходимость ремонта является бесспорной и по экономическим соображениям, т. е. риск-анализ показывает, что без

ремонта можно эксплуатировать данный участок не более полутора лет.

Кривые $P(M)$ на рис. 9 (при $M = 1, 2, \dots, 9$) дают представление о риске отказа при условии устранения объема M наиболее опасных дефектов, т. е. $M = 1$ соответствует удалению дефекта $j = 3$ (см. табл. 1, 2), $M = 2$ — дополнительно устранен дефект $j = 2$, $M = 3$ — $j = 5$, $M = 4$ — $j = 6$, $M = 5$ — $j = 4$, $M = 6$ — $j = 8$, $M = 7$ — $j = 1$, $M = 8$ — $j = 9$, $M = 9$ — $j = 7$.

Из рисунка видно, что в случае предстоящего четырехлетнего периода эксплуатации до следующей диагностики экономически выгодным является устранение семи наиболее опасных дефектов (кривая $M = 7$).

Таким образом, на основании рассмотренного примера можно сделать вывод, что построение диаграмм риск-анализа для обнаруженных дефектов в сварных конструкциях существенно формализует процесс принятия решения относительно необходимости предстоящего ремонта, а также его объема.

1. Болотин В. В. Методы теории вероятности и надежности в расчетах сооружений. — М.: Стройиздат, 1982. — 350 с.
2. Райзер В. Д. Методы теории надежности в задачах нормирования расчетных параметров строительных конструкций. — М.: Стройиздат, 1986. — 190 с.
3. Рожаницын А. Р. Теория расчета строительных конструкций на надежность. — М.: Стройиздат, 1978. — 240 с.
4. Перельмутер А. В. Избранные проблемы надежности и безопасности строительных конструкций. — Киев: УкрНИИ-проектстальконструкция, 2000. — 216 с.
5. ISO SD 16708. Petroleum and natural gas industrial. Pipeline transportation systems. Reliability. Based limit state methods. — Filed Oct. 2000.
6. Caley T., Gonzalez I. L., Hallen I. M. A study on the reliability assessment methodology for pipelines with active corrosion defects // Intern. J. Pressure Vessels and Piping. — 2002. — № 1. — P. 3–6.
7. Metropolis N., Ulam S. The Monte Carlo method // Amer. Statist. Assoc. — 1949. — 44, № 248. — P. 335–341.
8. Прогнозирование трещиностойкости корпусной реакторной стали на основе концепции «Master curve» и вероятностной модели / Б. Э. Марголин, В. А. Швецова, А. Г. Гуленко и др. // Пробл. прочности. — 2003. — № 1. — С. 5–21.
9. Махненко В. И. Ресурс безопасной эксплуатации сварных соединений и узлов современных конструкций. — Киев: Наук. думка, 2006. — 618 с.
10. МР 125-01-90. Расчет коэффициентов интенсивности напряжений и коэффициентов ослабления сечений для дефектов в сварных соединениях. — Киев, 1990. — 55 с.
11. Zahoor A. Ductile Fracture handbook. — Palo Alto (CA): Electric Power Institute, 1989. — 259 p.
12. Fitness-for-service: Recommended practice 579. — Washington: American Petroleum Institute, 2000. — 625 p.

The ideology of formalising decision taking on the scope and terms of repair of welded structures by using data of their technical diagnostics is considered. It is based on prediction of failure probability due to the detected defects for the forthcoming period of operation, allowing for the probability approaches in formalising the decisions by the risk analysis methods.

Поступила в редакцию 19.09.2007