

## Анализ влияния определяющих факторов на деструкцию элементов гидротехники в морской воде методами теории планирования эксперимента

© С.А. Говор

МГТУ им. Н.Э. Баумана, Москва, 105005, Россия

*Представлены результаты управления химическим составом морской воды путем регулирования значения рН, функционально связанного с концентрацией  $CO_2$  в морской воде и продуктов ее диссоциации. Установлены аналитические зависимости для построения двумерных сечений поверхностей отклика, описываемых уравнением регрессии второго порядка. Полученные результаты позволяют точнее прогнозировать и рассчитывать компоненты морской среды, определяющие ее равновесие, для предотвращения деструкции в гидравлических системах и устройствах, использующих морскую воду в качестве технологической жидкости.*

**Ключевые слова:** уравнение регрессии, фактор, эксперимент, морская вода.

**Введение.** Возможность управления равновесием карбонатной системы морской воды путем регулирования ее рН представляет значительный научный и практический интерес для предотвращения накипеобразования и биологического обрастания в судовых теплообменных аппаратах, системах и устройствах, использующих морскую воду в качестве технологической жидкости [1–6]. От того насколько корректно будут выполнены предварительные расчеты и выбраны режимы, зависит эффективность работы судовой энергетической установки в целом, а значит, экономия топливно-энергетических ресурсов.

Количественно состояние равновесия карбонатной системы морской воды определяют в основном константа диссоциации угольной кислоты и растворимость карбоната кальция. Зная их значения, а также температуру, соленость, рН и щелочность морской воды можно получить исчерпывающую информацию о концентрации отдельных компонентов карбонатной системы. Точность расчетов концентраций компонентов карбонатной системы морской воды в первую очередь зависит от смешанной константы диссоциации  $D$  угольной кислоты. В работах [1–3] проведен подробный анализ ее значений в морской воде и искусственных растворах при различных температурах и соленостях. Показано, что значения  $D$  у разных исследователей расходятся, а значит, установление истинного значения этой константы актуально и в настоящее время. Кроме того, все имеющиеся в литературе значения  $D$  получены гидрохимиками в естественных условиях, т. е. при параметрах окружающей среды (в частности, при температурах морской воды до 35 С), отличных от рабочих температур большинства судовых теплообменных аппаратов, систем и устройств.

В работах [3–5] также отмечено, что имеющиеся значения  $D$  приведены в зависимости только от температуры и солёности морской воды (без учета щёлочности), что не совсем верно, особенно для морей с ограниченным водообменом с Мировым океаном и большим стоком речных вод. Поэтому была поставлена задача обосновать влияние на значение  $D$  не только температуры и солёности морской воды, но и ее щёлочности.

**Анализ основных факторов.** В результате обработки экспериментальных данных и проведения соответствующих расчетов смешанную константу диссоциации угольной кислоты предложено вычислять по следующей эмпирической формуле [6]:

$$D = \frac{(0,69 - 0,063t)S}{10^{-pH_{Sэ}} \left( \frac{Q^2}{2} + 0,477 \frac{SQ}{1,80655} \right) 34,3}, \quad (1)$$

где  $t$ ,  $S$  — температура и солёность морской воды, °C и % соответственно;  $Q$  — общая щёлочность морской воды, ммоль/дм<sup>3</sup>;  $pH_{Sэ}$  — pH морской воды при ее равновесном насыщении карбонатом кальция модификации кальцит, определяемая по уравнению регрессии [7–10].

Сомножитель  $10^{-pH_{Sэ}} = a_{H+S}^э$  выражает здесь активность водородных ионов при равновесных условиях карбонатной системы.

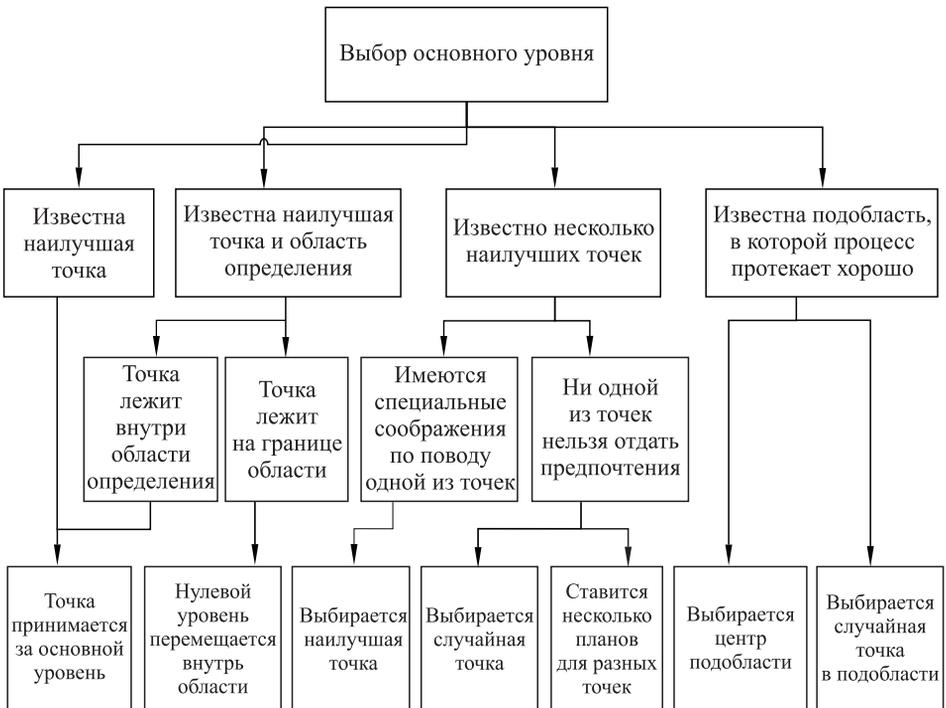


Рис. 1. Схема анализа и выбора основных факторов

Для анализа влияния определяющих факторов (температуры, щелочности и солености морской воды) на значение смешанной константы диссоциации угольной кислоты была использована схема, приведенная на рис. 1. Она позволяет более точно прогнозировать и рассчитывать компоненты карбонатной системы при параметрах, характерных для углекислотного предотвращения накипеобразования и биологического обрастания в судовых теплообменниках, системах и устройствах, контактирующих с морской водой.

Установлено, что наиболее удобным для преобразования зависимости (1) в математическую модель в виде уравнения  $D_p = f(t, Q, S)$  является регрессионный анализ. При выборе области факторного пространства (рис. 2) учитывали априорную информацию, полученную в результате предыдущих исследований [6–9].

Диапазон изменения значений температуры (10...50 °С) назначали в соответствии с реально существующими пределами рабочих температур морской воды при эксплуатации большинства гидравлических систем и устройств, а общей щелочности (1,5...3,5 ммоль/дм<sup>3</sup>) и солености (15...40 %) — исходя из их реальных значений для вод морей и океанов. Основным факторам были присвоены следующие кодированные значения:  $x_1$  — температура морской воды;  $x_2, x_3$  — ее общая щелочность и соленость соответственно (см. рис. 2).

Математическую модель в виде уравнения регрессии получали методом полного факторного эксперимента (ПФЭ), в котором все три определяющих фактора ( $k = 3$ ) варьируются на двух уровнях, т. е.  $2^k = 2^3$  [7]. С целью более точного соответствия модели плану была добавлена нулевая точка (в начале координат). Таким образом, общее число опытов (строк) определялось соотношением  $N = 2^k + 1 = 2^3 + 1 = 9$ .

Для удобства вычисления коэффициентов уравнения регрессии факторы на нижнем  $\tilde{x}_i^H$ , нулевом  $\tilde{x}_i^0$  и на верхнем  $\tilde{x}_i^B$  уровне кодированы как  $-1, 0$  и  $+1$ :

$$x_i = \frac{\tilde{x}_i - \tilde{x}_i^0}{\Delta \tilde{x}_i},$$

где  $x_i$  — кодированные безразмерные значения факторов;  $\tilde{x}_i$  — размерные значения факторов;  $\Delta \tilde{x}_i^0$  — интервал варьирования  $i$ -го фак-

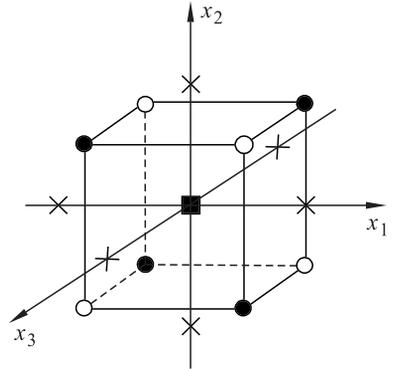


Рис. 2. Точки плана эксперимента

тора, т. е. половина разности между большим (верхним) и меньшим (нижним) значениями факторов.

Исходные данные при построении математической модели приведены в табл. 1.

Таблица 1

**Исходные значения определяющих факторов,  
интервалы варьирования и координаты нулевой точки**

Фактор	Уровни фактора			Интервал варьирования $\Delta \tilde{x}_i$
	-1	0	+1	
$\tilde{x}_1$	10	30	50	20
$\tilde{x}_2$	1,5	2,5	3,5	1,0
$\tilde{x}_3$	15	27,5	40	12,5

Полный факторный эксперимент  $2^3 + 1$  был записан в виде матрицы планирования, где строки соответствуют различным опытам, а столбцы — значениям факторов (табл. 2). Значение фиктивного фактора  $x_0$  для всех строк (опытов) принято равным +1.

Таблица 2

<sup>3</sup>  
**Матрица ПФЭ 2 + 1**

№	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_1x_2$	$x_1x_3$	$x_2x_3$	$x_1x_2x_3$	$pH_{ср}$	$\bar{y}_u$ для		$(y_u - \bar{y}_u)^2 \cdot 10^5$
									$10^9 \bar{D}_s$	$10^9 D_p$	
1	-1	-1	-1	+1	+1	+1	-1	8,2204	0,233584	0,22953	1,64
2	+1	-1	-1	-1	-1	+1	+1	7,4507	0,822002	0,82599	1,59
3	-1	+1	-1	-1	+1	-1	+1	7,5026	0,431222	0,43521	1,59
4	+1	+1	-1	+1	-1	-1	-1	6,9551	0,909721	0,90567	1,64
5	-1	-1	+1	+1	-1	-1	+1	8,0116	0,419537	0,42351	1,57
6	+1	-1	+1	-1	+1	-1	-1	7,2711	1,38060	1,37653	1,65
7	-1	+1	+1	-1	-1	+1	-1	7,3043	0,841918	0,83787	1,63
8	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	6,7860	1,66090	1,66489	1,59
9	0	0	0	0	0	0	0	7,34; 7,35; 7,37	0,8371*	0,83740*	—

\*Значение  $\bar{y}_0$ , т. е. в нулевой момент времени.

**Анализ результатов.** Значения  $u$ -го отклика  $\bar{y}_u(\bar{D}_s)$  для всех девяти строк матрицы планирования определяли следующим образом. Для первых восьми строк таблицы-матрицы два значения отклика

$\bar{y}_u$  вычисляли с использованием полученного автором экспериментально уравнения регрессии для  $pH_{s_3}$  при соответствующих значениях определяющих факторов [7, 9]. Повторные расчеты значений отклика в этом случае не проводили.

Опыты на морской воде ( $n_0 = 3$ ) по определению  $pH_{s_3}$  выполняли только в нулевой точке согласно методике, описанной в работах [7, 9]. Также с использованием зависимости (1) вычисляли значения отклика  $y_{0u}(D_3)$ . Экспериментальные результаты трех параллельных определений значений отклика  $y_{0u}$  в центре плана: для  $pH_{s_3} = 7,34; 7,35; 7,37$  и  $10^9 D_3$  усредняли  $0,862881; 0,843240; 0,805288$  и вычисляли  $(y_{0u} - \bar{y}_0)^2 = 6,62805 \cdot 10^{-4}; 3,72588 \cdot 10^{-4}; 1,01429 \cdot 10^{-4}$ .

Поскольку повторные опыты в первых восьми точках плана отсутствовали, то повторные опыты в центре плана позволили, согласно [8], оценить дисперсию эксперимента (дисперсию воспроизводимости) с числом степеней свободы  $f_y = f_2 = n_0 - 1 = 3 - 1 = 2$  по формуле

$$S^2\{y\} = S_0^2\{y\} = \frac{1}{n_0 - 1} \sum_{n=1}^3 (y_{0n} - \bar{y}_{0n})^2 = \frac{1}{3 - 1} \cdot 1,71435 \cdot 10^{-3} = 8,57176 \cdot 10^{-4}.$$

Статистическая значимость разности  $\bar{y}_{u \max} - \bar{y}_{u \min}$  была проверена по критерию Стьюдента. Расчетное значение критерия определяли по формуле

$$t_p = \frac{\bar{y}_{u \max} - \bar{y}_{u \min}}{\sqrt{S^2\{y\} \left( \frac{1}{n_{\max}} - \frac{1}{n_{\min}} \right)}} = \frac{1,6609 - 0,233584}{\sqrt{8,57176 \cdot 2 \cdot 10^{-4}}} = 34,472271,$$

где  $n_{\max} = 1$ ,  $n_{\min} = 1$  — число опытов в строках максимального  $\bar{y}_{u \max} = 1,66090$  и минимального  $\bar{y}_{u \min} = 0,233584$  средних значений отклика (повторные опыты проводили только в центре эксперимента).

Табличное значение критерия Стьюдента при уровне значимости  $\alpha = 0,05$  (и, следовательно, уровне доверительной вероятности  $\gamma = 0,95$ ) и числу степеней свободы  $f = n_{\max} + n_{\min} = 1 + 1 = 2$  равно  $t_r = 4,303$  [10]. Поскольку  $t_p > t_r$  ( $34,472271 > 4,303$ ), с доверительной вероятностью  $\gamma = 0,95$  экспериментальные данные признаны удовлетворительными, т. е. разность  $\bar{y}_{u \max} - \bar{y}_{u \min}$  статистически значима, а значит, полученные данные содержат достаточно информации об объекте исследования.

Применяемая схема ПФЭ  $2^3 + 1$  позволила получить модель (уравнение регрессии) в виде

$$\bar{y} = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + b_{13}x_1x_3 + b_{23}x_2x_3 + b_{12}x_1x_2 + b_{123}x_1x_2x_3, \quad (2)$$

где  $b_0$  — свободный член;  $b_i x_i$  — линейные члены;  $b_{ij} x_{ij}$  — члены уравнения, характеризующие эффекты парных межфакторных взаимодействий или взаимодействий первого порядка.

Коэффициенты модели, вычисленные по формулам

$$b_0 = \frac{\sum_{u=1}^{u=N=9} x_{0u} \bar{y}_u}{\sum_{u=1}^{u=N=9} x_{0u}^2} = \frac{\sum_{u=1}^{u=N=9} \bar{y}_u}{N} = \frac{\sum_{u=1}^{u=N=9} \bar{y}_u}{9};$$

$$b_{ij} = \frac{\sum_{u=1}^{u=8} x_{iu} \bar{y}_u}{\sum_{u=1}^{u=8} x_{iu}^2} = \frac{\sum_{u=1}^{u=8} \bar{y}_u}{8},$$

где  $u$  — номер строки (вариант опыта);  $N$  — общее число опытов (строк);  $x_{iu}$  — значения факторов в соответствующем столбце матрицы планирования ( $x_{iu} = \pm 1$ );  $x_{0u}$  — значение фиктивного фактора в первом столбце матрицы ( $x_{0u} = +1$ );  $\bar{y}_u$  — средний результат  $u$ -го опыта;  $i$  — номер фактора;  $j$  — номер фактора, отличный от  $i$  ( $i \neq j$ ), приведены ниже:

$b_0$ .....	+0,8374022	$b_{12}$ .....	-0,0315000
$b_1$ .....	+0,3558702	$b_{13}$ .....	+0,0891410
$b_2$ .....	+0,1235074	$b_{23}$ .....	0,0521655
$b_3$ .....	+0,2383032	$b_{123}$ .....	-0,0040203

В связи с наличием повторных опытов в центре эксперимента  $n_0 = 3$  (см. табл. 2, строка 9) вначале определяли дисперсию среднего значения:

$$S^2 \{ \bar{y} \} = \frac{S^2 \{ y \}}{n_0} = \frac{8,57176 \cdot 10^{-4}}{3} = 2,85725 \cdot 10^{-4}.$$

Поскольку значения  $\sum_{u=1}^N x_{iu}^2$  при ПФЭ  $2^3+1$  (т. е. с дополнительной точкой в центре плана) различны для коэффициентов  $b_0$  и группы коэффициентов  $b_i$  и  $b_{ij}$  (соответственно 9 и 8), то дисперсии коэффициентов регрессии будут для них также разными:

$$S^2 \{b_0\} = \frac{S^2 \{\bar{y}\}}{\sum_{a=1}^{a=N-9} x_{0a}} = \frac{2,85725 \cdot 10^{-4}}{9} = 3,17472 \cdot 10^{-5};$$

$$S^2 \{\bar{y}\} = \frac{S^2 \{y\}}{n_0} = \frac{8,57176 \cdot 10^{-4}}{8} = 3,571156 \cdot 10^{-5}.$$

При этом их средние квадратические ошибки составили

$$S \{b_0\} = \sqrt{S^2 \{b_0\}} = 5,63447 \cdot 10^{-3};$$

$$S \{b_i, b_{ij}\} = \sqrt{S^2 \{b_i, b_{ij}\}} = 5,97625 \cdot 10^{-3}.$$

При уровне значимости  $\alpha = 0,05$  и степени свободы  $f_y = n_0 - 1 = 2$ , табличное значение критерия Стьюдента равно  $t_{\alpha, f_y}^T = 4,403$  [5].

Тогда доверительные интервалы будут следующие:

$$\Delta b_0 = \pm t_{\alpha, f_y}^T S \{b_0\} = \pm 4,403 \cdot 5,63447 \cdot 10^{-3} = \pm 0,0242451;$$

$$\Delta b_{i, ij} = \pm t_{\alpha, f_y}^T S \{b_i, b_{ij}\} = \pm 4,403 \cdot 5,97625 \cdot 10^{-3} = \pm 0,0257158.$$

После исключения незначимых коэффициентов получено уравнение, учитывающее помимо отдельных факторов их парные взаимодействия:

$$\bar{y} = 10^9 D_p = 0,83740 + 0,35587x_1 + 0,12351x_2 + 0,23830x_3 + \\ + 0,03150x_1x_2 + 0,08914x_1x_3 + 0,05217x_2x_3.$$

Факторы  $x_i$  в уравнении регрессии закодированы, поэтому перейдем к их натуральным значениям:

$$x_1 = \frac{t-30}{20}; x_2 = \frac{y_0-2,5}{1}; x_3 = \frac{S-2,5}{12,5}.$$

По уравнению регрессии (2) были вычислены значения  $\bar{y} = 10^9 D_p$  для девяти строк матрицы планирования (см. табл. 2).

В заключение проверена адекватность полученной модели по имеющимся статистическим данным. Для этого рассчитана дисперсия адекватности  $S_{ад}^2$ , которая характеризует рассеяние экспериментальных результатов относительно значений, предсказанных уравнением регрессии, для изучаемого участка поверхности отклика объекта. Поскольку повторные опыты проводили только для одной точки факторного пространства (нулевой), дисперсию адекватности

с сохранением числа степени свободы  $f_{ad} = N - L$  определяли по формуле [10]:

$$S_{ad}^2 = \frac{n_0(\bar{y}_0 - \hat{y}_0) + \sum_{u=1}^{u=8} (\bar{y}_u - \hat{y}_u)^2}{N - L} =$$

$$= \frac{3 \cdot 6,9696 \cdot 10^{-8} + 12,93073 \cdot 10^{-5}}{9 - 7} = 6,47581 \cdot 10^{-5},$$

где  $L$  — число статически значимых коэффициентов в уравнении регрессии,  $L = 7$ .

Проверка по критерию Фишера при числе степеней свободы  $S_1 = f_{ad} = f_1 = N - L = 9 - 7 = 2$  и  $f_2 = f_y = n_0 - 1 = 3 - 1 = 2$  показала, что с доверительной вероятностью  $\gamma = 0,95$  модель адекватно описывает зависимость исследуемой величины (смешанной константы диссоциации угольной кислоты в морской воде) от определяющих факторов (температуры, щелочности и солености) в выбранном диапазоне их изменения. Хорошая адекватность модели объясняется высоким уровнем априорной информации при выборе типа модели по результатам проведенных ранее исследований [1–6].

Незначимость произведения факторов  $x_1 x_2 x_3$  в адекватной модели означает, что данное межфакторное взаимодействие не влияет на изучаемый объект. В диапазоне изменения определяющих факторов (см. табл. 2) их парные взаимодействия  $x_1 x_2$ ,  $x_1 x_3$  и  $x_2 x_3$  значимы, но по-разному влияют на выходной параметр (разные знаки и значения коэффициентов  $b_{ij}$  в уравнении регрессии). Вследствие этого, по всей видимости, и минимизируется эффект воздействия произведения факторов  $x_1 x_2 x_3$  на выходной параметр, т. е. становится незначимым коэффициент  $b_{123}$  в уравнении регрессии.

Для графической интерпретации результатов ПФЭ  $2^3 + 1$  и более подробного анализа полученной модели рассчитаны и построены двумерные сечения поверхности отклика, описываемой уравнением регрессии. Для этого последовательно принимали постоянными все три фактора ( $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$ ) на трех уровнях ( $-1$ ,  $0$ ,  $+1$ ). Подстановкой в уравнение регрессии значений зафиксированных и переменных факторов получили режимы изменения  $D_p$  для каждого конкретного случая, значительно более полные и универсальные, чем при изменении лишь одного определяющего фактора. Это позволило оценить влияние на смешанную константу диссоциации угольной кислоты в морской воде  $D_p$  как отдельных факторов, так и их парных взаимодействий.

Из анализа знаков и значений коэффициентов в уравнении регрессии следует, что существует общая тенденция роста выходного параметра  $D_p$  при увеличении как отдельных факторов  $x_1$ ,  $x_2$  (линейные эффекты), так и их парных взаимодействий  $x_1x_2$ ,  $x_1x_3$ ,  $x_2x_3$ . Причем наибольшее воздействие оказывает температура, затем соленость и наименьшее общая щелочность морской воды. Вследствие значимости коэффициентов при  $x_1x_2$ ,  $x_1x_3$ ,  $x_2x_3$  уравнение регрессии нелинейное, т. е. имеет место эффект парного взаимодействия. Следовательно, влияние одного фактора на выходной параметр зависит от значений других факторов.

Установлено, что при низкой температуре морской воды  $t = 10^\circ\text{C}$  ( $x_1 = -1$ ) в парном взаимодействии  $x_2x_3$  наблюдается равное влияние обоих факторов на выходной параметр. С повышением температуры морской воды до  $t = 50^\circ\text{C}$  ( $x_1 = +1$ ) влияние факторов значительно изменяется (кривые становятся более крутыми), что свидетельствует об увеличении воздействия солености ( $x_3$ ) по сравнению с щелочностью морской воды ( $x_2$ ). Причем при этой температуре можно достичь достаточно больших значений  $D_p$  при относительно невысокой солености и особенно щелочности морской воды по сравнению с другими парными взаимодействиями. Это свидетельствует о преобладающем влиянии температуры на выходной параметр благодаря более интенсивному гидротермальному распаду бикарбонатов, содержащихся в морской воде.

В парном межфакторном взаимодействии  $x_1x_3$  при невысоких значениях щелочности  $Q = 1,5$  ммоль/дм<sup>3</sup> ( $x_2 = -1$ ) большее воздействие на  $D_p$  оказывает температура ( $x_1$ ), чем соленость морской воды ( $x_3$ ). С увеличением щелочности до  $Q = 3,5$  ммоль/дм<sup>3</sup> ( $x_2 = +1$ ) влияние этих факторов становится равнозначным.

Одновременное увеличение температуры ( $x_1$ ), щелочности ( $x_2$ ) в их парном взаимодействии  $x_1x_2$ , как и в предыдущих случаях, приводит к возрастанию  $D_p$ , причем большее влияние оказывает изменение температуры. С повышением солености морской воды до  $S = 40\%$  ( $x_3 = +1$ ) преобладание температуры ( $x_1$ ) над щелочностью ( $x_2$ ) в их парном взаимодействии хоть и сохраняется, но становится заметно меньшим.

Оценка степени воздействия на выходной параметр всех парных межфакторных взаимодействий показала, что при последовательно

зафиксированных постоянных факторах ( $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$ ) на нижнем уровне (-1) наиболее существенным парным межфакторным взаимодействием, влияющим на изменение выходного параметра  $D_p$ , было признано взаимодействие  $x_1x_3$  (температура и соленость морской воды), далее  $x_1x_2$  (температура и щелочность), а затем  $x_2x_3$  (щелочность и соленость).

Таким образом, на всем факторном пространстве в диапазоне изменения определяющих факторов более существенным парным взаимодействием (за исключением конкретных вариантов) следует признать парное межфакторное взаимодействие  $x_1x_3$ , далее  $x_2x_3$  и  $x_1x_2$ , что подтверждается также значениями коэффициентов при парных межфакторных взаимодействиях в уравнении регрессии.

**Заключение.** Проведенный анализ позволил оценить силу влияния на константу диссоциации  $D$  как отдельных факторов  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$  (линейных эффектов), так и их парных взаимодействий  $x_1x_2$ ,  $x_1x_3$ ,  $x_2x_3$  (межфакторных эффектов), значительно более полных и универсальных. Это дает возможность более точно прогнозировать и рассчитывать компоненты карбонатной системы при выборе режимов предотвращения углекислотного обрастания судовых теплообменных аппаратов, а также систем и устройств, использующих морскую воду в качестве технологической жидкости.

## ЛИТЕРАТУРА

- [1] Абрамов В.А., Логишев И.В. Факторы, определяющие карбонатное равновесие природных вод, используемых в СЭУ. *Судовые энергетические установки. Науч.-техн. сб.* Одесса, ОНМА, 2007, № 19, с. 67–74.
- [2] Сидняев Н.И., Говор С.А. Деструкция металлических поверхностей гидравлических систем в морской воде. *Труды международного симпозиума «Надежность и качество»*. В 2 т. Юрков Н.К., ред. Пенза, Изд-во ПГУ, 2012, т. 2, с. 199–202.
- [3] Сидняев Н.И. Оценка параметров поверхностного трения методами теории планирования эксперимента. *Трение и износ*, 2009, т. 30, № 2, с. 186–191.
- [4] Барзилович Е.Ю., Беляев Ю.Е., Каштанов В.А., Коваленко И.Н., Соловьев А.Д., Ушаков И.А. *Вопросы математической теории надежности*. Гнеденко Б.В., ред. Москва, Радио и связь, 1983, 376 с.
- [5] Сидняев Н.И. *Теория вероятностей и математическая статистика*. Москва, Изд-во Юрайт, 2011, 310 с.
- [6] Михайлов В.И., Федосов К.М. *Планирование экспериментов в судостроении*. Ленинград, Судостроение, 1978, 160 с.
- [7] Гуревич А.И. *Защита морских судов от обрастания*. Ленинград, Судостроение, 1978, с.120–140.
- [8] Сидняев Н.И. *Теория планирования эксперимента и анализ статистических данных*. Москва, Изд-во Юрайт, 2011, 399 с.

- [9] Абрамов В.А. К вопросу о величине рН равновесного насыщения морской воды карбонатом кальция. *Судовые энергетические установки. Науч.-техн. сб.* Одесса, ОНМА, 2000, № 5, с. 5–10.
- [10] Хорн Р. *Морская химия*. Блох А.М., ред. Москва, Мир, 1972, с. 400.

Статья поступила в редакцию 21.10.2014

Ссылку на эту статью просим оформлять следующим образом:

Говор С.А. Анализ влияния определяющих факторов на деструкцию элементов гидротехники в морской воде методами теории планирования эксперимента. *Инженерный журнал: наука и инновации*, 2014, вып. 12.

URL: <http://engjournal.ru/catalog/mathmodel/aero/1310.html>

**Говор Светлана Александровна** родилась в 1991 г., студентка 6-го курса МГТУ им. Н.Э. Баумана. Автор 7 научных работ. Область научных интересов: математическая статистика, теория планирования эксперимента, теория рисков, теория вероятностей, теория надежности, теория обработки данных. e-mai: [govor\\_sa@mail.ru](mailto:govor_sa@mail.ru).

# Impact analysis of the determining factors on the degradation of elements of hydraulic engineering in seawater using methods of the theory of experiment planning

S.A. Govor

Bauman Moscow State Technical University, Moscow, 105005, Russia

*The article presents results of the seawater chemical composition control by regulating the pH values, which is functionally related to the concentration of CO<sub>2</sub> in seawater and products of its dissociation. We obtained analytical dependences for constructing two-dimensional section of the response surfaces described by the regression equation of the second order. These results allow us to more accurately predict and calculate the components of the marine environment, which determine its balance; to prevent degradation in hydraulic systems and devices which use sea water as the process liquid.*

**Keywords:** regression equation, factor, experiment, seawater.

## REFERENCES

- [1] Abramov V.A., Logishev I.V. Faktory, opredelyayushchie karbonatnoe ravnovesie prirodnikh vod, ispolzuemykh v SEU [Factors determining the carbonate equilibrium of natural water used in the SPP]. *Sudovye energeticheskie ustanovki. Nauchno-tekhnicheskiiy sbornik* [Ship power plants. Scientific and technical collection]. Odessa, ONMA Publ., 2007, no. 19, pp. 67–74.
- [2] Sidnyaev N.I., Govor S.A. Destruktsiya metallicheskiykh poverkhnostey gidravlicheskiykh sistem v morskoy vode [Destruction of metal surfaces of hydraulic systems in seawater]. *Trudy mezhdunarodnogo sompoziuma "Nadezhnost' i kachestvo"* [Proceedings of the international symposium "Reliability and Quality"]. In two vols. Yurkov N.K., ed. Penza, PGU Publ., 2012, vol. 2, pp. 199–202.
- [3] Sidnyaev N.I. *Trenie i iznos — Friction and Wear*, 2009, vol. 30, no. 2, pp. 186–191.
- [4] Barzilovich E.Yu., Belyaev Yu.E., Kashtanov V.A., Kovalenko I.N., Solovyev A.D., Ushakov I.A. *Voprosy matematicheskoi teorii nadezhnosti* [Issues of the mathematical theory of reliability]. Gnedenko B.V., ed. Moscow, Radio i svyaz, 1983, 376 p.
- [5] Sidnyaev N.I. *Teoriya veroyatnostei i matematicheskaya statistika* [Probability theory and mathematical statistics]. Moscow, Urait Publ., 2011, 310 p.
- [6] Mikhailov V.I., Fedosov K.M. *Planirovanie eksperimentov v sudostroenii* [Design of experiments in shipbuilding]. Leningrad, Sudostroenie Publ., 1978, 160 p.
- [7] Gurevich A.I. *Zaschita morskikh sudov ot obrastaniya* [Seagoing craft protection against fouling]. Leningrad, Sudostroenie Publ., 1978, pp. 120–140.
- [8] Sidnyaev N.I. *Teoriya planirovaniya eksperimenta i analiz statisticheskikh dannykh* [The theory of experiment planning and analysis of statistical data]. Moscow, Urait Publ., 2011, 399 c.
- [9] Abramov V.A. K voprosu o velichine pH ravnovesnogo nasyscheniya morskoi vody karbonatom kaltsiya [On the question of the pH value of the equilibrium saturation of seawater with calcium carbonate]. *Sudovye energeticheskie*

*ustanovki. Nauchno-tehnicheskiy sbornik* [Ship power plants. Scientific and technical collection]. Odessa, ONMA Publ., 2000, no. 5, pp. 5–10.

[10] Horne R.A. *Marine Chemistry. The Structure of Water and the Chemistry of the Hydrosphere*. Wiley Interscience, New York, 1969.

**Govor S.A.** (b. 1991) is the 6<sup>th</sup> year student in Bauman Moscow State Technical University. She is the author of 7 publications. Sphere of research includes mathematical statistics, theory of experiment planning, risk theory, probability theory, reliability theory, and the theory of data processing. e-mai: [govor\\_sa@mail.ru](mailto:govor_sa@mail.ru).