

Никитин В.И., Болтрык М., Бацкель-Бжозовска Б.

ВЛИЯНИЕ РЕЖИМОВ ОБЖИГА, СОДЕРЖАНИЯ ДОБАВКИ ПЕСКА И ЕГО ГРАНСОСТАВА НА ФИЗИКО-МЕХАНИЧЕСКИЕ СВОЙСТВА СТЕНОВОЙ КЕРАМИКИ

1. ВВЕДЕНИЕ

В технологии керамики завершающей и наиболее ответственной стадией является обжиг изделий, формирующий структуру и свойства керамического материала, которые и определяют его потребительскую ценность. Уровень показателей основных свойств керамических изделий в значительной мере зависит от состава керамической массы и режимов ее обжига. При наличии количественного описания этих зависимостей облегчается решение задачи производства изделий с заданным уровнем показателей свойств. В настоящее время из-за сложности физических, химических и физико-химических процессов, происходящих в керамических массах при обжиге изделий в высокотемпературных и высокопроизводительных печных агрегатах, уровень формализаций накопленных знаний остается низким. Поэтому обычно при решении конкретной задачи на имеющейся физико-химической основе выдвигаются довольно сложные гипотезы о характере искомых зависимостей. Для оценки неопределенных параметров зависимостей используются опытные данные. В технологических исследованиях эти зависимости целесообразно представлять в виде полиномиальных моделей, коэффициенты которых определяются по данным специально спланированных экспериментов. Разработка таких моделей требует глубоких знаний не только объекта исследования, но и математической теории планирования эксперимента. При удовлетворении этих трудно совместимых требований необходим разумный баланс, определяющий эффективность исследования.

С учетом изложенного в данной работе выполнено построение полиномиальных моделей, позволяющих количественно оценить влияние содержания добавки кварцевого песка в керамической массе и ее гранулометрического состава во взаимодействии с режимами обжига на механическую прочность и водопоглощение изделий стеновой керамики. При этом в первую очередь хотелось изучить влияние на указанные свойства гранулометрического состава добавляемого песка. Несмотря на то, что кварцевый песок в качестве корректирующей отощающей добавки в технологии керамики используется не одно тысячелетие данному вопросу, как нам представляется, не уделялось должного внимания.

2. ХАРАКТЕРИСТИКА ОБЪЕКТА ИССЛЕДОВАНИЯ

Экспериментирование проводилось в лабораторных условиях на образцах пластического формования в виде куба со стороной 50 мм. Формовочная смесь состояла из пластичной глинистой породы месторождения «Левково Старе» и местного речного песка. Глина относится к классу легкоплавких с температурой плавления около 1200 °С и интервалом спекания порядка 50-60 °С. Она используется при производстве изделий стеновой керамики. Гранулометрический состав глины характеризуется высоким содержанием тонкодисперсных фракций. Около 88% массы глины составляют частицы размером менее 10 мкм. Доля частиц размером менее 2 мкм колеблется от 50 до 60%. Удельная поверхность сухой глины равна 128 м²/г. Преобладающим глинообразующим минера-

лом является иллит (гидрослюда), которому сопутствуют минералы хлоритовой и монтмориллонитовой групп или смешанослойные минералы (иллит-монтмориллонит). Химический состав глины представлен следующими основными окислами (% по массе): SiO₂ – 46-48; Al₂O₃ – 14-17; Fe₂O₃ + FeO – 6,1–7,4; CaO – 9-10; MgO – 3,6-4,1; K₂O + Na₂O – 3,8-4,6. Потери при прокаливании достигают 12,5-13,1%. Свободного кремнезема (SiO₂) около 10%.

Поскольку в используемой глине преобладают тонкодисперсные частицы, основным глинообразующим минералом является гидрослюда, отмечается повышенное содержание Fe₂O₃ + FeO и K₂O + N₂O, низкое содержание свободного SiO₂ и высокие потери при прокаливании, то в соответствии с данными работ [1,2] она должна иметь повышенную склонность к вспучиванию в процессе обжига. При нагревании гидрослюдистых глин в конце процесса дегидратации и частичного выгорания органических примесей примерно при 700 °С начинают появляться мелкие пятна расплава в пластинках иллита [1]. Образование жидкой фазы внутри кристаллической решетки гидрослуды объясняется присутствием ионов калия, магния и железа. При дальнейшем нагревании иллитоподобная структура сохраняется вплоть до 1000 °С и лишь при нагревании до 1100 °С появляется железистая и магнезиальная шпинель и происходит дальнейшее накопление жидкой (стекловатой) фазы [1,3]. С повышением температуры до 1200 °С шпинель может исчезать и образовываться фаза типа муллита. Таковы в общих чертах основные превращения, происходящие в гидрослюдистых глинах при нагревании.

Для регулирования технологических свойств глинистого сырья в него вводится отощающая добавка в виде кварцевого песка, в котором содержится примерно 0,3% тонкодисперсных карбонатных примесей. В песке преобладают округлые зерна с размером зерен от 0,06 до 1 мм и их содержание находится на уровне 96%. Примерно две трети этих зерен имеют размер от 0,25 до 0,5 мм. Согласно данным работы [4] используемый песок можно считать средnezернистым. В отношении желательного гранулометрического состава песков нет единого мнения. Так, по Августинику [1] желательно иметь средnezернистые пески с размером зерен от 0,25 до 0,5 мм, а по Роговому [2] предпочтительнее иметь крупнозернистые пески фракции 0,5-2 мм. Вместе с тем авторы этих работ согласны в том, что тонкодисперсные пылеватые пески не должны использоваться в строительной керамике.

3. ВЫБОР МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ И ПЛАНА ЭКСПЕРИМЕНТА

Основные свойства керамических материалов в значительной степени обусловлены их фазовым составом и пористой структурой, которые сформировались в результате сложных и часто недостаточно изученных процессов, протекающих в керамических массах при обжиге. Во всех этих процессах определенную роль будет играть содержание кварцевого песка, добавляемого в глину, и его гранулометрического состава. Так в работе [5] отмечается, что крупные зерна кварца

*Никитин Вадим Иванович. Д.т.н., профессор Политехники Белостоцкой (ЗВУ), Польша.**Болтрык Михал. Д.т.н., профессор Политехники Белостоцкой, Польша.**Бацкель-Бжозовска Беата. Магистр-инженер Политехники Белостоцкой, Польша.*

при нагревании не успевают полностью вступить в реакцию и после обжига кварц частично остается неизменным. Тонкие же частицы кварца, вероятно, вступают в реакцию почти полностью и входят в состав стекловатой фазы. Авторы работы [6] также считают, что в основной своей массе зерна кристаллического кремнезема в образовании жидкой фазы не участвуют и претерпевают лишь полиморфные превращения. Сообщается [3], что усадка кварца, связанная с объемными фазовыми превращениями, настолько велика, что частицы кварца не остаются связанными со стекловатой. Очевидно, что при этом снижается прочность изделий, а пористость увеличивается.

Такое вербальное и весьма расплывчатое описание эффектов упомянутых превращений формирует лишь некоторые предпосылки, которые нужно учитывать при выборе математической модели, количественно связывающей свойства керамического материала с содержанием вводимого песка и его грансоставом во взаимодействии с режимами обжига. Кроме того выбору математической модели предшествует выбор числа независимых переменных (факторов) и выбор области (диапазона варьирования факторов), в которой будет проводиться экспериментальное исследование.

Режим обжига будем характеризовать двумя факторами: X_1 – максимальная температура обжига; X_2 – продолжительность выдержки при максимальной температуре. Известно, что зависимость свойств керамического материала от режимов обжига не является линейной. Поэтому использовалась более подходящая параболическая зависимость и факторы X_1 и X_2 варьировались на трех уровнях (нижнем, среднем и верхнем): 900, 990 и 1080°C (X_1); 1, 2 и 3 ч. (X_2). При этом скорости нагревания и охлаждения не изменялись и поддерживались на уровне 3°C/мин, а общая продолжительность обжига составляла 10,8; 12,5 и 14,2 ч. В качестве третьего фактора X_3 рассматривалось содержание песка в сырьевой смеси равное 5, 15 и 25% по массе.

Гранулометрический состав песчаной добавки задавался долями фракций: мелкой Z_1 с размером зерен до 0,25 мм; средней Z_2 с зернами от 0,25 до 0,5 мм; крупной Z_3 с зернами от 0,5 до 1 мм. При варьировании смесевых факторов Z_1 , Z_2 и Z_3 выполнялось условие $\sum Z_i = 1$.

Зависимость каждого из двух изучаемых свойств y_k ($k = 1, 2$) от технологических факторов X_1 , X_2 и X_3 описывалась полиномом второго порядка

$$\hat{y}_k = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_3 + b_{12} x_1 x_2 + b_{13} x_1 x_3 + b_{23} x_2 x_3 + b_{11} x_1^2 + b_{22} x_2^2 + b_{33} x_3^2, \quad (1)$$

где $x_1 = \frac{X_1 - 990}{90}$; $x_2 = X_2 - 2$; $x_3 = \frac{X_3 - 15}{10}$ – кодированные (безразмерные) факторы, имеющие одинаковые значения уровней равные -1 (нижний), 0 (средний), +1 (верхний); X_i – натуральные значения факторов.

В свою очередь все коэффициенты полинома (1) являлись функциями от смесевых факторов Z_i , описываемыми приведенными полиномами неполного третьего порядка

$$b_{(a,j,ij,ii)} = \beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \beta_3 Z_3 + \beta_{12} Z_1 Z_2 + \beta_{13} Z_1 Z_3 + \beta_{23} Z_2 Z_3 + \beta_{123} Z_1 Z_2 Z_3, \quad (2)$$

$(i, j = 1, 2, 3; ij, i < j)$.

Представлялось, что выбранная модель (1), (2) в состоянии отразить все сложные взаимодействия между смесевыми Z_i и технологическими x_i факторами. Ранее [7] подобного типа модель использовалась нами для описания сорбционного

влагосодержания глиняного кирпича и цементно-песчаного раствора, в которых присутствовали соли трех видов. Имеются и другие примеры [8].

Для сбора опытных данных необходимых для оценки коэффициентов полинома (1) был выбран композиционный и симметричный план эксперимента, включающий 14 опытов с различными кодированными значениями уровней факторов x_i [9]. Каждый опыт данного плана выполнялся семь раз при различных соотношениях долей трех фракций песка Z_i . Эти соотношения задавались в соответствии с выбранным симплекс-решетчатым планом Шеффе, который обычно используется при планировании эксперимента на диаграммах «состав-свойство» [9], являющихся традиционными для задач материаловедения. Более наглядное представление о выбранном плане эксперимента можно получить при рассмотрении таблицы. В соответствии с этим планом при максимальной возможной рандомизации было выполнено $N = 14 \times 7 = 98$ опытов, в каждом из которых использовалось по два образца.

4. АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ ЭКСПЕРИМЕНТА

Предел прочности при сжатии y_1 . План и результаты эксперимента по определению предела прочности образцов при сжатии (y_1 , МПа) приведены в таблице. При рассмотрении строк этой таблицы не трудно заметить, что гранулометрический состав песка, вводимого в сырьевую смесь, может почти в два раза изменить прочность керамических образцов при сжатии. Опытные данные в каждой из семи колонок изменяются в более значительном диапазоне (до шести раз). Это говорит о том, что и среди эффектов технологических факторов x_i имеются статистически значимые.

К сожалению при испытании образцов на прочность отсутствовали повторные опыты и, следовательно, не было возможности оценить дисперсию воспроизводимости эксперимента $s_{y_1}^2$, которая очень нужна для проведения последующего статистического анализа результатов эксперимента. Поэтому были использованы данные предыдущих испытаний, условия которых хотя и находились внутри диапазона варьирования факторов, но не повторяли условия опытов выбранного плана эксперимента. В результате оценка дисперсии эксперимента оказалась равной $s_{y_1}^2 = 24,4$ при 12 степенях

свободы. Стандартное отклонение равно $\sqrt{s_{y_1}^2} = 4,94$.

Опытные данные, приведенные в таблице, анализировались по столбцам. Данные каждого из семи столбцов отражают результаты испытаний прочности образцов, имеющих добавку песка одинакового гранулометрического состава и изготовленных при различных уровнях факторов X_1 , X_2 , X_3 . Для каждого такого столбца строились регрессионные модели в виде квадратичного полинома (1), которые затем анализировались и интерпретировались.

В качестве примера рассмотрим анализ данных первого столбца таблицы, полученных при испытании образцов, изготовленных с добавкой песка только мелкой фракции Z_1 с размерами зерен менее 0,25 мм.

В начале были рассчитаны все оценки коэффициентов регрессионной модели (1). Затем при выбранном уровне значимости $\alpha = 0,05$ и дисперсии воспроизводимости эксперимента $s_{y_1}^2 = 24,4$, основанной на 12 степенях свободы, по критерию Стьюдента ($t_{0,05;12} = 2,18$) устанавливались статистически значимые коэффициенты регрессии. Оказалось, что из десяти коэффициентов уравнения (1) статистически значимыми можно признать только шесть из них b_0 , b_1 , b_3 , b_{13} , b_{11} , b_{33} .

Таблица. План и результаты эксперимента по определению предела прочности образцов при сжатии (ν_1 , МПа).

№ опыта	X_1	X_2	X_3	Z_1	Z_2	Z_3	Z_1, Z_2	Z_1, Z_3	Z_2, Z_3	Z_1, Z_2, Z_3
	°С	ц	%	1	1	1	$\frac{1}{2}, \frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}, \frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}, \frac{1}{2}$	$\frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3}$
1	1080	1	5	19,9	27,2	24,1	28,5	12,7	22,3	15,9
2	900	1	5	51,8	33,4	34,8	40,3	26,4	29,5	41,4
3	900	3	5	10,0	12,7	10,3	19,2	8,7	13,5	8,8
4	900	3	5	45,4	44,6	31,0	46,4	20,3	19,9	43,8
5	1080	1	25	41,6	35,1	39,1	25,9	45,1	26,3	37,0
6	900	1	25	47,6	40,2	31,7	36,6	34,9	29,3	37,9
7	1080	3	25	32,1	24,0	16,5	37,3	25,7	23,1	31,9
8	900	3	25	43,0	31,3	17,1	34,5	24,2	29,3	20,0
9	900	2	15	61,3	31,7	34,9	31,7	37,6	38,7	45,0
10	1080	2	15	41,6	25,5	15,1	28,8	15,8	19,9	41,8
11	990	1	15	31,2	27,3	22,3	13,7	22,2	28,0	34,8
12	990	3	15	43,6	30,2	25,1	31,7	30,	28,6	32,9
13	990	2	5	30,9	32,0	22,4	15,4	17,9	28,9	24,6
14	990	2	25	33,6	21,8	21,8	32,6	33,9	31,0	38,6

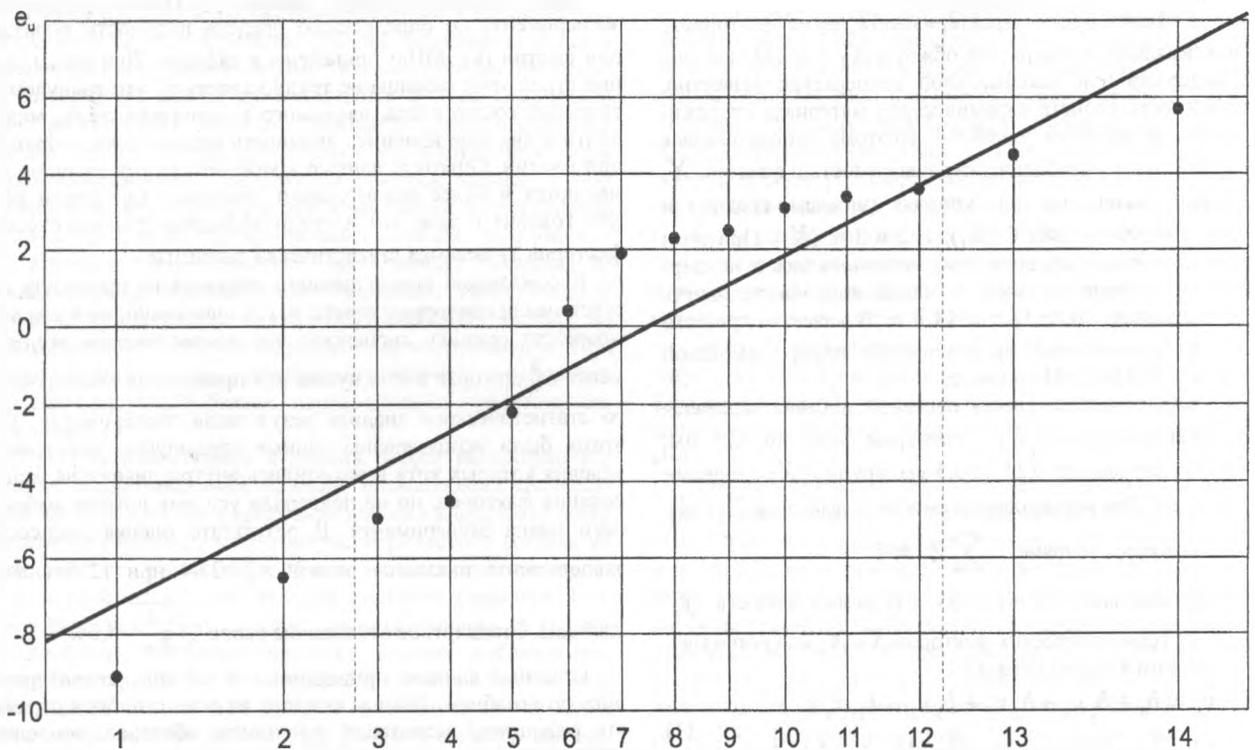


Рис. 1. Эмпирическое кумулятивное распределение остатков e_u для уравнения (3).

После исключения незначимых и пересчета значимых коэффициентов регрессионная модель для кодированных факторов получила вид:

$$\hat{y}_1 = 40,44 - 10,39x_1 + 3,99x_2 + 6,3x_1x_3 + 7,97x_1^2 - 11,23x_3^2 \quad (3)$$

Эта двухфакторная модель адекватно предсказывает результаты эксперимента, по которым она построена, так как при выбранном уровне значимости $\alpha=0,05$ по F -критерию Фишера нельзя считать, что остаточная дисперсия

$$s_{осм}^2 = \frac{\sum_{u=1}^N (y_{1u} - \hat{y}_{1u})^2}{N - p} = 35$$

при степенях свободы $N-p=8$ заметно превышает дисперсию воспроизводимости $s_{y_1}^2=24,4$. Действительно, вычисленный

F -критерий:

$$F = s_{осм}^2 / s_{y_1}^2 = 1,43$$

не превышает табличный $F_{0,05;8;12}=2,85$.

Представленная здесь разность $(y_{1u} - \hat{y}_{1u})$ между опытным и вычисленным по уравнению регрессии (3) значениями прочности образца в u -том опыте называется остатком u -того опыта и обозначается e_u . Степень свободы остаточной дисперсии найдена как разность между числом опытов $N=14$ и числом параметров (коэффициентов) модели (3) $p=6$.

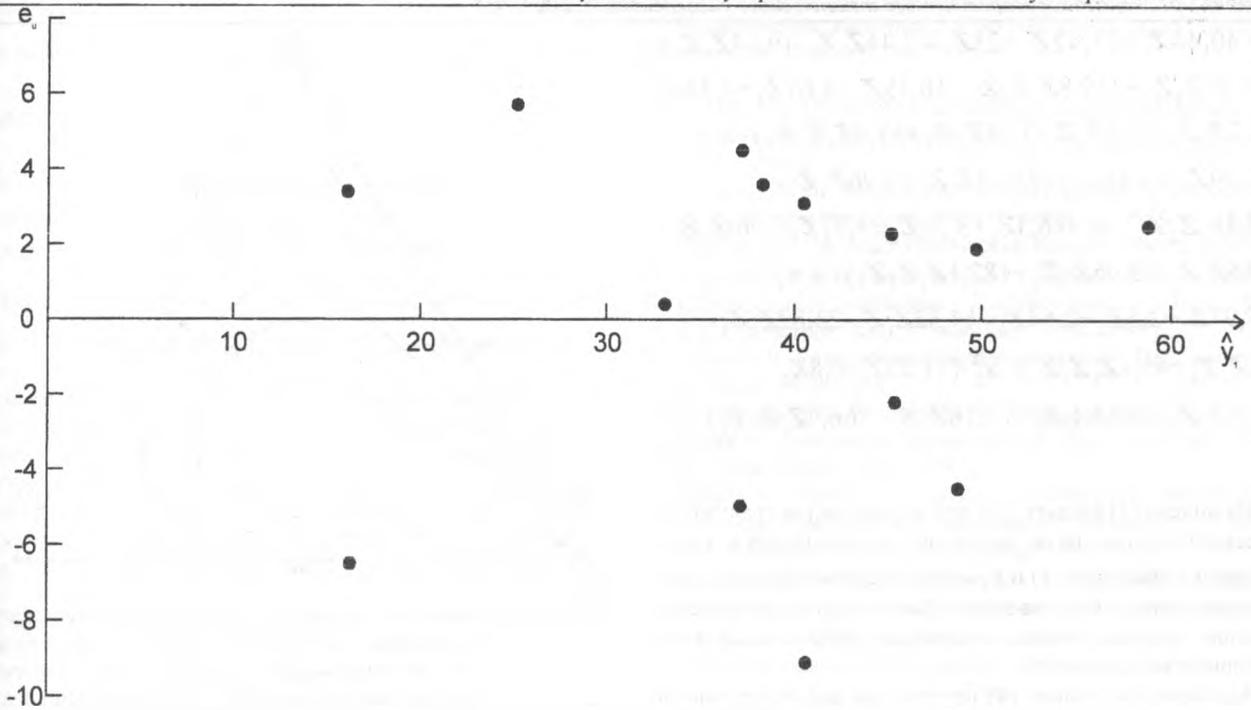


Рисунок 2. Зависимость остатков e_u от предсказанных значений \hat{y}_1 .

Модель характеризуется довольно высоким значением критерия содержательности (предсказательной способности) определяемым как отношение дисперсии δ^2 , показывающей рассеяние данных относительно своего среднего арифметического, к остаточной дисперсии $s_{ост}^2$. Считается [10], что модель можно признать содержательной, если величина этого дисперсионного отношения равна 3-5 и более. В нашем случае имеем $\delta^2 / s_{ост}^2 = 11,1$.

После выполненных статистических процедур, рекомендуемых в учебной литературе, представляется, что полученную модель (3) можно признать хорошей. Чтобы быть в этом более уверенным целесообразно изучить поведение набора из 14 остатков e_u . По Дэниэлу [11] отложили остатки для уравнения (3) в виде эмпирического кумулятивного распределения на нормальной сетке 14 остатков (рис.1). В идеале это распределение должно быть близким к нормальному распределению. Тогда в среднем набор остатков располагается около прямой линии. Прямая линия должна пересекать нулевую горизонтальную линию в точке, расположенной между вертикалями для 7-го и 8-го остатков. Точкам для 3-го и 12-го остатков придется несколько больший вес при решении вопроса об угловом коэффициенте прямой. Эти точки расположены вблизи вертикальных пунктирных линий, ограничивающих интервал 2σ (σ -стандартное отклонение) для нормального закона распределения.

Из рис. 1 видно, что остатки приблизительно согласуются с нормальным распределением, а стандартное отклонение примерно равно 4,0 с 8 степенями свободы, что немного меньше ранее найденного значения 4,94 с 12 степенями свободы.

На рис. 2 представлена диаграмма Энскомба-Тьюки [11], где все 14 остатков сопоставлены с соответствующими значениями \hat{y}_1 . На этой диаграмме не наблюдается явной связи между e_u и \hat{y}_1 . Таким образом, еще два требования регрессионного анализа удовлетворены, а остальные были удовлетворены при планировании и реализации эксперимента. Поэтому

нет оснований сомневаться в достаточно высоком качестве модели (3).

Двухфакторная модель (3) содержит линейные и квадратичные эффекты факторов, которые легко интерпретируются. Кроме того она имеет эффект взаимодействия факторов, отражающий внутренние противоречия рассматриваемого процесса и изменяющий значения линейных эффектов. Так если отрицательный линейный эффект фактора X_1 из-за наличия взаимодействия может только изменять свое значение без изменения знака, то положительный линейный эффект фактора X_3 может смениться на отрицательный.

По модели (3) можно решать разнообразные задачи. В данном случае нас интересовала максимизация прочности Y_1 . Решив эту задачу диссоциативно-шаговым методом [12] установили, что в рассмотренной области факторного пространства образцы обладают наибольшей прочностью при следующих значениях кодированных факторов: $x_1 = -1$; $x_3 = -0,1$. Это означает, что максимальная температура обжига образцов составляет 900°C, а в керамической массе добавка мелкой фракции песка достигает 14%. Так как по опытным данным первого столбца таблицы фактор x_2 (продолжительность выдержки при максимальной температуре обжига) нельзя признать статистически значимым, то его можно зафиксировать на среднем уровне $x_2 = 0$, т.е. 2 ч.

Опытные данные остальных шести столбцов таблицы были проанализированы по приведенной выше схеме. В результате было построено еще шесть регрессионных двухфакторных моделей типа (3), которые адекватно описывали значения использованных для их построения данных. Выяснилось, что фактор x_2 по-прежнему не имел статистически значимых эффектов. Оценке стандартного отклонения s_{y_1} можно доверять.

Значения одноименных коэффициентов всех семи двухфакторных моделей аппроксимировались приведенными полиномами (2) и окончательная модель для определения прочности образцов получила вид:

$$\hat{y} = 40,44Z_1 + 27,42Z_2 + 23Z_3 - 47,44Z_1Z_2 - 19,14Z_1Z_3 + 20,66Z_2Z_3 + 329,8Z_1Z_2Z_3 - (10,39Z_1 + 5,67Z_2 + 4,44Z_3 - 12,2Z_1Z_2 - 15,5Z_1Z_3 - 3,58Z_2Z_3 + 51,6Z_1Z_2Z_3) \cdot x_1 + (3,99Z_1 - 1,14Z_1Z_2 + 23,14Z_1Z_3 + 9,96Z_2Z_3 - 48,4Z_1Z_2Z_3) \cdot x_3 + (6,3Z_1 + 3,21Z_2 + 4,77Z_3 - 3,46Z_1Z_2 - 3,66Z_1Z_3 - 15,96Z_2Z_3 + 182,1Z_1Z_2Z_3) \cdot x_1x_3 + (7,97Z_1 + 2,5Z_2 + 2,64Z_3 + 14,32Z_1Z_2 - 23,82Z_1Z_3 - 23Z_2Z_3 + 45,1Z_1Z_2Z_3) \cdot x_2^2 - (11,23Z_1 - 0,8Z_2 - 31,1Z_1Z_2 - 16,66Z_1Z_3 + 11,76Z_1Z_3 + 266,7Z_1Z_2Z_3) \cdot x_3^2. \quad (4)$$

Из модели (4) следует, что при варьировании гранулометрического состава песка, вводимого в керамическую массу, все эффекты факторов x_1 и x_3 могут существенно изменяться. К такому выводу вряд ли можно было прийти при изучении сложного процесса обжига с помощью традиционных однофакторных зависимостей.

Адекватность модели (4) проверялась дополнительно по данным опыта, реализованного вне плана эксперимента. Из керамической массы, содержащей 25% добавки песка с примерным гранулометрическим составом $Z_1=Z_2=Z_3=\frac{1}{3}$, было

изготовлено семь образцов. Максимальная температура обжига образцов составила 930°C. Средняя прочность образцов при сжатии равнялась $y_1=32.6$ МПа. После подстановки значений Z_i и кодированных значений факторов

$$x_1 = \frac{930 - 990}{90} = -\frac{2}{3}, \quad x_3 = \frac{25 - 15}{10} = 1 \text{ в уравнение (4)}$$

получим $\hat{y}_1 = 29,8 \text{ МПа}$. В статистическом смысле совпадение расчетного значения прочности с опытным не вызывает сомнений.

При поиске оптимальных условий по двухфакторным моделям типа (3), входящим в модель (4), установлено, что фактор x_1 всегда равнялся -1 (900°C), а x_3 находился в диапазоне от -0,5 до 0. С незначительной погрешностью можно принять $x_3 = -0.25$ (12.5%). После подстановки значений $x_1 = -1$ и $x_3 = -0.25$ в уравнение (4) получили

$$\hat{y}_{1(опт)} = 58Z_1 + 36,5Z_2 + 31,3Z_3 - 42,2Z_1Z_2 - 63Z_1Z_3 - 14Z_2Z_3 + 451Z_1Z_2Z_3 \quad (5)$$

Уравнение (5) позволяет вычислить наибольшее значение прочности (условный оптимум) для конкретного гранулометрического состава песка. Для наглядности и облегчения вычислений на рис. 3 изображен геометрический образ зависимости (5) в виде изолиний (линий равного уровня) прочности образцов при сжатии на трехкомпонентной диаграмме.

Воспользуемся этой диаграммой и определим грансостав песка, при котором образцы достигнут наибольшей прочности. Получим примерные координаты грансостава $Z_1 \approx 1.0$; $Z_2 \approx 0$; $Z_3 \approx 0$. Можно выделить область на диаграмме, внутри которой прочность не ниже требуемой. Или решать другие задачи, среди которых может быть, например, поиск компромисса.

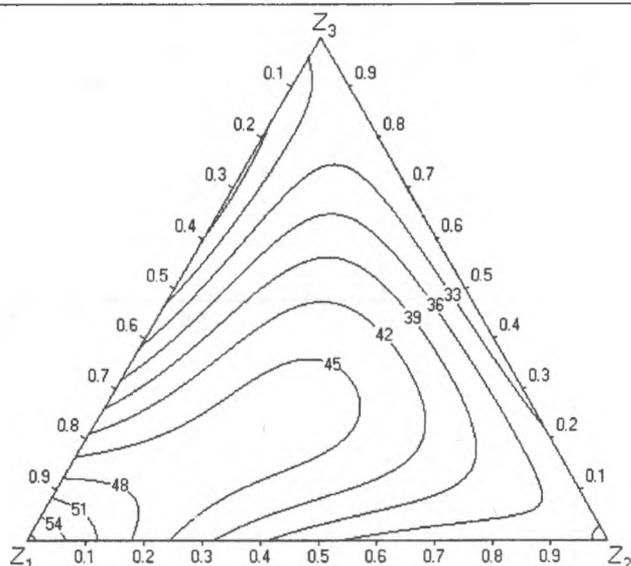


Рисунок 3. Изолинии предела прочности образцов при сжатии на смесевом треугольнике (гранулометрия песка) для фиксированных (оптимальных) значений температуры обжига (900 °С) и содержания песка в сырьевой смеси (12,5 %).

Водопоглощение образцов (y_2 , %). При определении водопоглощения образцов каждый из 98 опытов плана эксперимента повторялся дважды. Поэтому вычисляли среднее значение опыта $\bar{y}_{2и}$ и его дисперсию $s_{y_{2и}}^2$. Однородность дисперсий этих опытов была подтверждена с помощью G-критерия при уровне значимости $\alpha=0,05$. В результате была получена достаточно надежная оценка дисперсии воспроизводимости эксперимента $s_{y_2}^2 = 1.337$ с 98 степенями свободы.

После завершения анализа (аналогичного анализу прочности) была построена модель для предсказания водопоглощения образцов в рассмотренной области факторного пространства.

$$\hat{y}_2 = 12,8Z_1 + 13,2Z_2 + 13,5Z_3 + 6,4Z_1Z_2 - 0,6Z_1Z_3 + 1Z_2Z_3 + 58,8Z_1Z_2Z_3 - 4,12x_1 + (0,24Z_1 + 0,58Z_2 + 1,02Z_3 + 1,36Z_1Z_2 + 1,52Z_1Z_3 - 47,1Z_1Z_2Z_3) \cdot x_1x_3 - (2Z_1 + 2,1Z_2 + 2,1Z_3 + 5,4Z_1Z_2 - 2,2Z_1Z_3 - 0,4Z_2Z_3 + 60Z_1Z_2Z_3) \cdot x_1^2 \quad (6)$$

Достаточная точность аппроксимации средних значений опытов этой моделью была подтверждена при оценке адекватности двухфакторных моделей, включающих линейный и квадратичный эффекты фактора x_1 , а также эффект взаимодействия x_1x_3 . Последний может на 30% изменить значение линейного эффекта фактора x_1 . Следует отметить, что зависимость водопоглощения от факторов x_1 и x_3 носит вполне традиционный характер. При изменении грансостава песка эффекты факторов x_1 и x_3 (за исключением линейного эффекта фактора x_1) могут существенно измениться.

Для оценки предсказательной способности модели (6) использовались данные опыта вне плана эксперимента. Среднее значение семи повторных опытов составляло $\bar{y}_2 = 15.7\%$.

Эти опыты выполнены при следующих условиях: $x_1 = -\frac{2}{3}$

(930°C), $x_3 = +1$ (25% песка), $Z_1 = Z_2 = Z_3 = \frac{1}{3}$. После подста-

новки данных значений факторов в (6) получили $\hat{y}_2 = 16.4$. Величина отклонения расчетного значения водопоглощения от опытного $e = 0.7$ оказалась значительно меньше стандартного отклонения $s_{\hat{y}_2} = \sqrt{s_{\hat{y}_2}^2} = 1.156$, что еще раз свидетельствует о пригодности модели (6) для прогнозных расчетов.

В технологических задачах прогнозные расчеты может потребоваться выполнять после выбора оптимальных с точки зрения прочности изделий условий. Так, для стеновой керамики необходимо будет выяснить не опускается ли величина водопоглощения ниже требуемого уровня при этих условиях. Поскольку водопоглощение в определенной мере характеризует пористую структуру материала, то вычислительные эксперименты на модели (6) могут быть полезными при оценке долговечности изделий и их изолирующей способности.

5. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Выполненное исследование показало, что на прочность и водопоглощение стеновой керамики существенно влияют не только режимы обжига и количество добавки песка, но и гранулометрический состав этого песка. Построенные экспериментально-статистические модели достаточно точно отражают результаты весьма сложных взаимодействий рассмотренных факторов и позволяют решать разнообразные инженерные задачи.

УДК 691.327

Уласевич В.П., Уласевич З.Н., Гулевич А.Л., Сидорчук А.С., Шляхов А.А.

К ВОЗМОЖНОСТИ ПОЛУЧЕНИЯ МОДИФИКАТОРОВ БЕТОНА ИЗ УТИЛИЗИРОВАННЫХ ГУМИНОВЫХ ВЕЩЕСТВ

Под *модификаторами бетона* принято понимать химические вещества, добавки которых в незначительных количествах в бетонные смеси, вступая в химическое взаимодействие с цементом, улучшают их технологические свойства, а так же строительно-технические свойства бетонов путем влияния на параметры кристаллизации, морфологию новообразований, структуру материала, природу поверхности затвердевшего цементного камня. Учитывая то, что в текущем столетии бетону и железобетону принадлежит решающая роль в решении проблем капитального строительства, потребность в модификаторах бетона возрастает.

В настоящее время широко используются технологии монолитного бетонирования. Для этого необходимо иметь в больших объемах бетонные смеси с замедленными начальными сроками схватывания без избыточного воздухоовлечения, а бетоны - с повышенными характеристиками прочно-

Исследование выполнено в рамках работ, проводимых в Политехнике Белостокской.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Августиник А.И. Керамика. – Ленинград: Стройиздат, 1975. – 592 с.
2. Роговой М.И. Технология искусственных пористых заполнителей и керамики. – М.: Стройиздат, 1974. – 315 с.
3. Павлов В.Ф. Физико-химические основы обжига изделий строительной керамики. – М.: Стройиздат, 1977. – 240 с.
4. Строительная керамика (справочник) / Под ред. Е.Л.Рохваргера. – М.: Стройиздат, 1976 – 493 с.
5. Уоррел У. Глины и керамическое сырье / Пер. с англ. – М.: Мир, 1978 – 238 с.
6. Перегудов В.В., Роговой М.И. Тепловые процессы и установки в технологии строительных изделий и деталей. – М.: Стройиздат, 1983 – 416 с.
7. Nikitin W., Guriew W., Lapko A. Modelowanie procesow w produkcji i eksploatacji warstwowych Konstrukcji budowlanych. Wydawnictwo PB. Bialystok, 1999, s.244.
8. Вознесенский В.А., Выровой В.Н., Керш В.Я., Ляшенко Т.В. Современные методы оптимизации композиционных материалов. – Киев: Будівельник, 1983. – 144с.
9. Таблицы планов эксперимента для факторных и полиномиальных моделей: Справочное издание/ Под ред. В.В.Налимова. – М.: Металлургия, 1982. – 752с.
10. Рузинов Л.П., Слободчикова Р.И. Планирование эксперимента в химии и химической технологии. – М.: Химия, 1980. – 280с.
11. Дэниэл К. Применение статистики в промышленном эксперименте / Пер. с англ. – М.: Мир, 1979. – 300с.
12. Вознесенский В.А. Статистические методы планирования эксперимента в техникоэкономических исследованиях. – 2-е изд. – М.: Финансы и статистика, 1981. – 263с.

сти и долговечности. Первое вызвано необходимостью транспортировки бетонных смесей на достаточно большие расстояния, а второе – получать прочность, достаточную для технологических методов монолитного бетонирования с минимальными энергозатратами.

Несмотря на то, что в настоящее время существует огромное количество химических добавок-модификаторов бетона [1, 2, 3], потребность в них постоянно растет. При этом в последнее время наметилась тенденция на получение многих из них как специальных продуктов, вырабатываемых по строгой технологии на специализированных предприятиях. Среди них на территории СНГ получили распространение добавки-модификаторы бетонных смесей на базе растворимых кремнийорганических поверхностно-активных веществ (ПАВ) типа силикатов натрия (ГКЖ-10, ГКЖ-11) и алюмосиликатов натрия (АЭСР, АМСР). Кроме того, по данным [1] на

Уласевич Вячеслав Прокофьевич. К.т.н., профессор каф. строительных конструкций Брестского государственного технического университета.

Уласевич Зинаида Николаевна. К.т.н., доцент каф. начертательной геометрии и инженерной графики Брестского государственного технического университета.

Гулевич Алла Леонидовна. Доцент кафедры

Шляхов Александр Анатольевич. Студент 5-го курса строительного ф-та Брестского государственного технического университета.

Беларусь, БГТУ, 224017, г. Брест, ул. Московская, 267.