

ЛИТЕРАТУРА

1. Лозицкий Н. Г., Котлер В. Р. Использование горелок с ротационной форсункой для сжигания мазута с присадкой воды // Промышленная энергетика, – 2002. – № 3. – С. 37–40.
2. Стриха И. И., Селедцов В. А., Мартынов Ю. Н. Эколого-экономическая эффективность сжигания водомазутных эмульсий в энергетических котлах // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 1996. – № 9–10. – С. 67–72.
3. Ведрученко В. Р., Крайнов В. В., Кокшаров М. В. О влиянии коэффициента избытка воздуха и нагрузки котельных установок на их экономичность при сжигании разных видов топлива // Промышленная энергетика. – 2002. – № 3. – С. 24–28.
4. Ту в И. А. Сжигание обводненных мазутов в судовых котлах. – Л.: Судостроение, 1968. – 196 с.
5. Внуков А. К. Теплохимические процессы в газовом тракте паровых котлов. – М.: Энергоиздат, 1981. – 296 с.
6. Белосельский Б. С. Топочные мазуты. – М.: Энергия, 1978. – 256 с.

Представлена научным семинаром
лаборатории топлива и топочных процессов

Поступила 11.09.2002

УДК 53.088

СТАТИСТИЧЕСКИЕ ОСОБЕННОСТИ ТРЕЩИНООБРАЗОВАНИЯ НА ПОВЕРХНОСТИ ПЛОСКИХ ГЛИНИСТЫХ ОБРАЗЦОВ ПЛАСТИЧЕСКОГО ФОРМОВАНИЯ ПРИ НАГРЕВЕ ТЕПЛОМ ПОТОКОМ

ИВАНОВСКИЙ И. К.

РУП «Минский завод строительных материалов»

С усилением конкурентной борьбы за место на рынке строительной керамики пластического формования как никогда актуальной становится проблема повышения качества продукции. При производстве строительной керамики пластического формования качество продукции закладывается в самом начале процесса: составление шихты, обработка массы и ее формование, а также сушка сырых изделий. В случае неправильного выбора технологического режима обработки формовочной массы и сушки сырых изделий последние в процессе сушки могут трескаться и деформироваться, что приводит к браку и снижению качества готовой продукции.

На протяжении XX в. неоднократно предпринимались попытки разработать методику оценки в лабораторных условиях сушильных свойств формовочных масс. Наиболее перспективными и удобными являются методики, основанные на использовании для нагрева образцов керамических масс тепловых потоков от различных источников в основном инфракрасного излучения.

Хотя до сих пор ни одна из многочисленных (более 20) методик оценки сушильных свойств формовочных масс не узаконена (не вошла в СНБ, СТБ или другие официальные технические документы), ускоренная методика А. Ф. Чижского [1] нашла широкое применение. В соответствии с ней склонность испытываемой формовочной массы к трещинообразованию визуально оценивается промежутком времени от начала облучения $\tau_ч$ до момента появления первой трещины или деформации образца. Такая фиксация допускает появление значительных погрешностей определения $\tau_ч$. Уже по этому факту ее приходится рассматривать как случайную величину. Следовательно, достоверная оценка погрешностей выполнима лишь на основе теории вероятностей. Поэтому действующие с 1972 г. ГОСТ 8.009–72 на погрешности систем измерений и ГОСТ 8.011–72 на представление результатов измерений детерминированных величин требуют использования именно вероятностного описания погрешностей. В [2] в качестве примера методической погрешности приводится погрешность квантования (округления) при отсчете показаний приборов или визуальной фиксации явлений. Поэтому согласно ГОСТ 16263–70 эта погрешность называлась «погрешностью отсчитывания», другие же авторы называют ее личностной, т. е. зависящей от личности оператора.

Кроме погрешности отсчитывания, при проведении измерений по методике А. Ф. Чижского возможны существенные дополнительные погрешности, которые являются следствием отклонений условий эксплуатации испытательной установки от нормативных, что связано с большой погрешностью измерения интенсивности теплового потока по эквивалентной температуре, определяемой при помощи термопары или термометра. Возможны также иные дополнительные погрешности.

Таким образом, кроме естественного разброса значений $\tau_ч$ за счет вариаций механических и физико-химических свойств формовочных масс, дополнительные погрешности определения оказывают влияние на результаты оценки чувствительности к сушке. Здесь необходимо отметить, что по первому варианту разделения формовочных масс на чувствительность к сушке [1] при величине лучистого теплового потока $S = 0,7 \text{ Вт/см}^2$ и $\tau_ч = 30 \dots 50 \text{ с}$ масса относится к высокочувствительной; при $\tau_ч = 60 \dots 80 \text{ с}$ – к среднечувствительной; при $\tau_ч = 90 \dots 130 \text{ с}$ и более – к малочувствительной. Однако по более позднему варианту [3] при $S = 1,0 \text{ Вт/см}^2$ $\tau_ч < 100 \text{ с}$ – к высокочувствительной; при $\tau_ч = 100 \dots 180 \text{ с}$ – к среднечувствительной и при $\tau_ч > 180 \text{ с}$ – к малочувствительной. Это изменение основных параметров методики характеризует ее низкую надежность.

Привлекательность методики оценки чувствительности формовочных масс при нагреве тепловым потоком заключается в ее простоте, наглядности и достаточной скорости. Поэтому необходимо исследовать статистические особенности оценки чувствительности формовочных масс к сушке при нагреве тепловым потоком.

При изучении любых вероятностных процессов в первую очередь необходимо установить вид (форму) закона распределения реализаций случайных величин. Так, для характеристики точности результатов измерений ГОСТ 8.011–72 требовал указания границ интервала, в котором исследуе-

мый показатель либо его погрешность определения находятся с заранее заданной вероятностью, или даны указания самой функции распределения. Для оценки случайных отклонений часто используют квантили, которые ограничивают доверительный интервал.

Для вероятностной оценки возможного получения бракованных изделий стройкерамики в процессе сушки следует использовать одностороннее значение квантиля соответствующего распределения значений t_c при тепловом испытании образцов формовочной массы. Поэтому, например, 5%-я квантиль обеспечивает 95%-ю вероятность получения качественных и 5%-ю вероятность бракованных изделий. Чтобы надежно определить необходимую квантиль и соответствующее значение t в среднеквадратических отклонениях σ или коэффициентов вариации K_v (при относительных границах), необходимо знать функции распределения $p(x)$ или закон распределения исследуемой величины.

В 1977 г. В. П. Петров и Ю. В. Рясный [4] на основе сравнения аналитических интегральных кривых различных законов распределения (от Лапласа до равномерного и даже некоторых двухмодальных) рекомендовали следующие приближенные (с погрешностью 10 %) соотношения доверительной области Δ и среднеквадратического отклонения σ : $\Delta_{0,9} = 1,6\sigma$ и $\Delta_{0,95} = 1,8\sigma$. В 1979 г. П. В. Новицкий показал, что среди различных произвольно назначаемых значений доверительной вероятности есть одно значение, обладающее уникальным свойством. Оказывается, что интегральные кривые широкого класса симметричных, высокоэнтропийных распределений (равномерного, треугольного, трапецеидальных, нормального, экспоненциальных с показателем степени $\alpha \geq 2/3$ и даже двухмодальных с небольшой глубиной антимодальности) в области 0,05-й и 0,95-й квантилей пересекаются между собой в очень узком интервале значений $x/\sigma = 1,6 \pm 0,05$. Поэтому с погрешностью в $0,05\sigma$ можно считать, что 0,05-я и 0,95-я квантили для любых из этих распределений могут быть определены как $x_{0,05} = x_c - 1,6\sigma$ и $x_{0,95} = x_c + 1,6\sigma$, где x_c – значение центра распределения.

При интегральной (суммарной) вероятности $F(x) > 0,95$ интегральные кривые резко расходятся между собой и производить их усреднение не имеет смысла, так как в этой области малых вероятностей (< 5 %) каждый процент имеет большое значение.

Необходимо отметить, что по ограниченным экспериментальным данным получают не точные доверительные значения, а лишь их приближенные значения – оценки. Достоверность квантильных оценок с большими доверительными вероятностями резко повышается при увеличении числа измерений. Располагая рядом из n определений и отбрасывая с каждого из концов ряда по одному значению, необходимое минимальное количество определений t_c в зависимости от определяемого уровня качественных изделий в результате сушки примерно составляет: $\Delta_{0,8} - n = 20$; $\Delta_{0,9} - n = 40$; $\Delta_{0,95} - n = 80$; $\Delta_{0,98} - n = 200$ [2]. Очень часто доверительные значения рассчитывают по результатам 20...30 определений случайной

величины, вводя ничем не обоснованное предположение о том, что вид закона распределения соответствует нормальному. При этом определяют значения доверительной вероятности 0,997 при 3σ , что совершенно некорректно.

Поэтому при исследовании статистических особенностей поверхностного трещинообразования при испытании образцов формовочной массы, состоящей из 80 % лукомльской глины и 20 % гранитного отсева и используемой для производства керамического кирпича, на Минском заводе строительных материалов по ускоренной методике А. Ф. Чижского [1] проведено определение $\tau_{\text{ч}}$ для 240 образцов. При этом толщина образцов составляла 1, 2, 3 и 4 см (по 60 образцов каждой толщины). Половина образцов каждой толщины взята на линиях пяти вакуум-прессов до и после агрегата (по 6 + 6 образцов на каждый вакуум-пресс).

Испытания всех 240 образцов проведены на стандартной установке А. Ф. Чижского [5]. Некоторые результаты этих исследований (средние данные по сериям из шести определений параметров влажности U и времени трещинообразования $\tau_{\text{ч}}$ на шести образцах) приведены в табл. 1. Здесь необходимо отметить, что на вакуум-прессах № 1...3 и 5 производилось формование эффективного (дырчатого) кирпича при давлении $p_{\text{ф}} \approx 1,5$ МПа, а на вакуум-прессе № 4 – полнотелого кирпича при давлении $p_{\text{ф}} \approx 0,75$ МПа. Уровень вакуума на прессах составлял около $0,9 \pm 0,02$ от атмосферного давления.

Как показали эксперименты, влажность формовочной массы при формовании эффективного кирпича-сырца до и после вакуум-пресса изменялась в пределах $U = 18,8...20,7$ %, а при формовании полнотелого кирпича-сырца – $U = 19,5...22,1$ %, т. е. колебалась в достаточно узких пределах. При этом только при формовании полнотелого кирпича отмечен устойчивый рост влажности с $U = 19,5...20,1$ % до $U = 21,9...22,1$ % после формования. Такой рост влажности примерно на 2,0 % происходил за счет увлажнения формовочной массы для улучшения процесса формования.

Если обозначить среднюю продолжительность нагрева образцов из формовочной массы до образования трещины, взятых перед вакуум-прессом, через $\bar{\tau}_{\text{ч1}}$, а после вакуум-пресса – через $\bar{\tau}_{\text{ч2}}$, то, как показывают расчеты, $\bar{\tau}_{\text{ч1}} \approx \bar{\tau}_{\text{ч2}}$. Таким образом, в среднем в результате формования изделия с вакуумом как будто не отмечается уменьшения опасности трещинообразования, хотя на существенное понижение чувствительности к сушке указывают некоторые исследователи [6, 7]. Об этом также свидетельствуют исследования усадочных характеристик формовочной массы, состоящей из 80 % лукомльской глины и 20 % гранитного отсева [8].

Как видно из табл. 1, значения $\tau_{\text{ч2}}/\tau_{\text{ч1}}$ для всех вакуум-прессов и толщин образцов изменяются в пределах 0,806...1,65, что указывает на неустойчивый характер процесса. Особо выделяется значение $\tau_{\text{ч2}}/\tau_{\text{ч1}} = 1,65$ для образцов толщиной $h = 3$ см, взятых с вакуум-пресса № 1, работавшего с вакуумом 0,92 от атмосферного давления. Если это значение не учитывать при расчете средних значений, то окажется $\tau_{\text{ч2}}/\tau_{\text{ч1}} \approx 0,97$, а диапазон изме-

Таблица 1

Результаты определения времени трещинообразования на образцах
из формовочной массы, состоящей из 80 % лукомльской глины
и 20 % гранитного отсева

№ вакуум-пресса	№ 1				№ 2				№ 3				№ 4**				№ 5			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
Толщина образца, см	18,8	19,8	20,6	20,1	20,4	20,6	20,3	20,7	20,0	20,1	20,0	20,3	19,5	19,7	20,1	20,1	20,1	20,4	20,4	20,4
Средняя* влажность, %	106,2	135,8	106,7	146,5	108,0	125,3	122,8	135,5	108,5	118,7	117,3	124,8	106,0	120,3	117,1	135,7	113,8	127,0	115,5	127,2
Среднее* время трещинообразования, с	20,7	20,1	19,8	19,8	19,2	20,0	20,4	20,0	20,6	20,3	20,4	20,4	21,9	21,9	22,1	20,3	20,4	20,0	20,0	20,3
Среднее** значение $\tau_{ч2}/\tau_{ч1}$ при вакууме $P_{в.д}$ доли атмосферы	1,07	0,935	1,65	0,853	0,926	0,848	0,927	0,84	1,135	0,938	1,02	1,09	0,806	1,05	1,01	1,0	1,123	0,885	1,005	1,05
Среднее*** значение $\tau_{ч2}/\tau_{ч1}$ при вакууме $P_{в.д}$ доли атмосферы	1,07/ $P_{в.д}$ = 0,92				0,886/ $P_{в.д}$ = 0,88				1,052/ $P_{в.д}$ = 0,88				0,97/ $P_{в.д}$ = 0,88				1,05/ $P_{в.д}$ = 0,9			

Примечания: * — по шести опытам в каждой серии; ** — полный цикл кирпич; *** — по 24 опытам.

нения $\tau_{ч2}/\tau_{ч1}$ составляет 0,806...1,139, что соответствует коэффициенту вариации около 0,1 и свидетельствует об отсутствии сильно действующих факторов и одной генеральной совокупности. Высокий эффект снижения чувствительности плоских образцов формовочной массы толщиной 3 см при обработке в вакуум-прессе № 1 с вакуумом 0,92 от атмосферного давления требует специального исследования.

Сравнение влияния толщин исследуемых образцов на выявление снижения чувствительности формовочной массы в результате обработки в вакуум-прессе показывает, что только при $h = 1$ см соотношение средних значений $\bar{\tau}_{ч1}/\bar{\tau}_{ч2} = 1,04$. При $h = 2...4$ см $\bar{\tau}_{ч2}/\bar{\tau}_{ч1} = 0,93...0,99$ (без учета образцов при $h = 3$ см вакуум-пресса № 1). Следовательно, толщина образцов не оказывает существенного влияния на параметр $\bar{\tau}_{ч}$, что явно противоречит результатам неоднократных исследований А. Ф. Чижского [5] по трещинообразованию при сушке. Как показали эти исследования, возможная безопасная интенсивность сушки глиняных пластинок пластического формования обратно пропорциональна их толщине. Однако приведенные результаты исследований показывают, что с увеличением толщины образцов с 1 до 4 см, т. е. в 4 раза, их чувствительность к сушке, оцениваемая по времени появления первой трещины, заметно уменьшается ($\tau_{ч}$ возрастает со 108 с при $h = 1$ см до 132,9 с при $h = 4$ см до вакуум-пресса и со 112,2 до 129 с после формовки в вакуум-прессе). Этот факт наглядно свидетельствует об отсутствии необходимой аналогии процессов трещинообразования при реальной промышленной сушке и испытании образцов на чувствительность к сушке по ускоренной методике А. Ф. Чижского [1].

Если приведенные в табл. 1 средние по сериям значения $\bar{\tau}_{ч1}$ и $\bar{\tau}_{ч2}$ нанести на график (рис. 1), то можно очертить границы зоны разброса точек в виде прямых линий 2 и 3. При этом для образцов толщиной $h = 3$ см, взятых до и после вакуум-пресса № 1 (точки 1 и 1'), характерен значительный разброс (в 1,6 раза), о чем сказано выше. Остальные точки располагаются в относительно узком коридоре, ширина которого примерно постоянна. Усредненная прямая 4 имеет вид

$$\bar{\tau}_{ч} = a + bh, \quad (1)$$

где a и b – эмпирические коэффициенты, $a = 105$ с и $b = 6$ с/см.

Как указано в [2], наиболее полным описанием эмпирической зависимости является полоса рассеяния экспериментальных точек и ее границ аналогично ГОСТ 8.401–80 и ГОСТ 8.009–72. Аналитическое описание границ зоны рассеяния экспериментальных точек является наиболее полной метрологической характеристикой. Для зависимости (1) верхняя граница характеризуется эмпирическими коэффициентами $a_b = 123$ с и $b_b = 6$ с/см. Величина относительного коэффициента вариации разброса точек около средней зависимости (1) составляет $K_v \approx 0,1$. Для сравнения на рис. 1 приведена кривая 5, в примерном соответствии с которой должна изменяться чувствительность плоских керамических образцов в зависимости от их толщины, если $h = 1$ см принять за начало отсчета. Различие

в зависимостях 4 и 5 не нуждается в дополнительных комментариях. Небольшое влияние толщины образцов (на 18 % при увеличении толщины в 4 раза) на время появления трещин позволяет не учитывать влияние этого фактора на распределение $\tau_{ч}$ в качестве случайных величин.

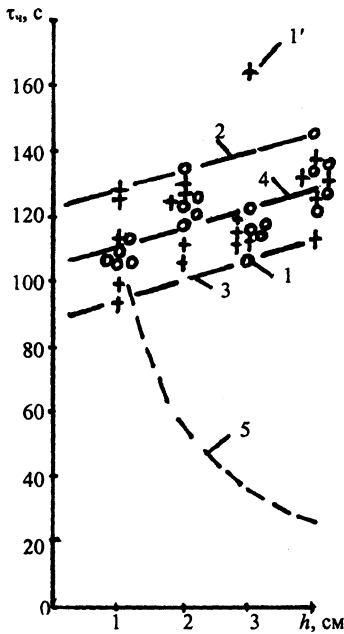


Рис. 1. Влияние толщины плоского образца из глинистой массы пластического формования на время образования трещин: 1 — (o) время образования трещин из формовочной массы до вакуум-пресса; 1' — (+) то же после вакуум-пресса; 2 и 3 — верхняя и нижняя границы разброса значений $\tau_{ч}$; 4 — средняя зависимость $\tau_{ч}$ от толщины образцов; 5 — обычная зависимость оценки чувствительности к промышленной сушке от толщины плоских образцов

Для оценки статистических особенностей трещинообразования построены экспериментальные гистограммы распределения частот реализации значений $\tau_{ч}$ до и после обработки формовочной массы в вакуум-прессе (рис. 2, 3). При составлении интервальных рядов и гистограмм всегда возникает вопрос определения количества интервалов. Как отмечает А. Хальд [9], существует оптимальное число интервалов группирования, когда ступенчатая огибающая гистограммы наиболее близка к плавной кривой распределения генеральной совокупности. При слишком большом числе m

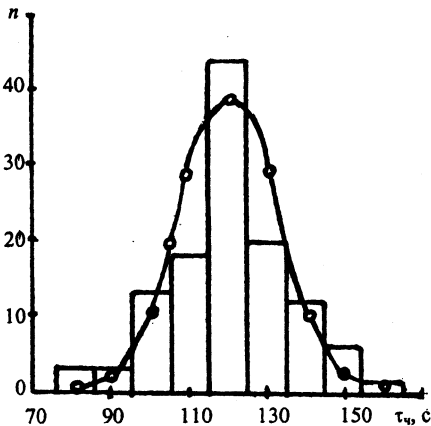


Рис. 2. Гистограмма распределения значений $\tau_{ч1}$ образцов из формовочной массы до обработки в вакуум-прессе

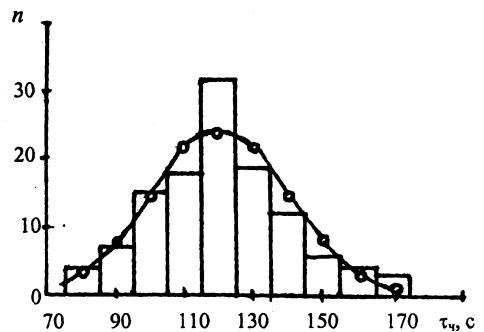


Рис. 3. Гистограмма распределения значений $\tau_{ч2}$ образцов из формовочной массы после обработки в вакуум-прессе

интервалов некоторые из них могут оказаться пустыми или мало заполненными. При слишком малом числе m интервалов гистограмма будет отличаться от действительной кривой распределения вследствие слишком крупной ступенчатости. Для определения m одним из практических признаков приближения к оптимальному могут служить исчезновение в гистограмме провалов и сохранение плавного характера распределения.

Для определения числа интервалов известны формулы Стерджесса, Брукса и Каррузера, Хайнхольда, Гведе и др. Имевшие силу директивного документа «Рекомендации...» [10] определяют количество интервалов: $m \approx 7...9$ при $60 < n < 100$; $m \approx 8...12$ при $100 \leq n < 700$. В других литературных источниках при $n = 240$ рекомендуемое количество интервалов изменяется от 10 до 18. Поэтому для гистограмм (рис. 2, 3) при $n = 120$ принято $m = 9$ и 10.

Как показывают расчеты, коэффициент вариации значений $\tau_{ч1}$ (до вакуум-пресса) всей этой выборки составляет $K_v \approx 0,1$, а значений $\tau_{ч2}$ (после формования в вакуум-прессе) всей выборки $K_v \approx 0,165$. Если из выборки значений $\tau_{ч2}$ исключить резко выбивающиеся из общего ряда данные по прессу № 1 при $h = 3$ см, о которых уже сказано выше, то $K_v \approx 0,15$. Таким образом, в результате формования изделий в вакуум-прессах Минского завода строительных материалов при практически одинаковых средних значениях времени образования трещин ($\bar{\tau}_{ч1} \approx \bar{\tau}_{ч2}$) разброс значений $\tau_{ч2}$ существенно (в 1,5...1,65 раза) увеличился по сравнению с $\tau_{ч1}$. Последнее свидетельствует о вариационном повышении опасности трещинообразования при сушке кирпича-сырца из 80 % лукомльской глины и 20 % гранитного отсева. Необходимо также отметить, что большие значения $\tau_{ч2} = 170$ с, полученные на образцах с $h = 3$ см после вакуум-пресса № 1, находятся в пределах $+3\sigma$ распределения без учета этих значений. Поэтому можно признать эти значения принадлежащими к общему массиву экспериментальных величин $\tau_{ч2}$ и одной генеральной совокупности.

Учитывая примерно равные средние значения $\bar{\tau}_ч$ до и после формования массы в вакуум-прессах, составлены два интервальных ряда общего массива ($n = 240$) при $m = 11$ и 17. Гистограммы этих интервальных рядов представлены на рис. 4 и 5 для интервального ряда при $m = 11$ и 17; при $m = 11$ (рис. 4) коэффициент вариации составил $K_v = 0,147$, при $m = 17$ (рис. 5) $K_v = 0,152$. Отсюда видно, что даже значительное изменение числа интервалов с 11 до 17 мало повлияло на величину коэффициента вариации.

Для выяснения влияния толщины образца на статистические параметры функции распределения составлены интервальные ряды при $n = 60$ для всех исследованных толщин образцов, которые в виде гистограмм $\tau_ч$ приведены на рис. 6. Явное смещение изображенных гистограмм в сторону роста значений $\tau_ч$ по мере увеличения толщины испытанных образцов подтверждает приведенную выше зависимость (1). Так, значения моды гистограмм смещаются с интервала 100...110 с к интервалу 130...140 с при увеличении толщины образцов с 1 до 4 см.

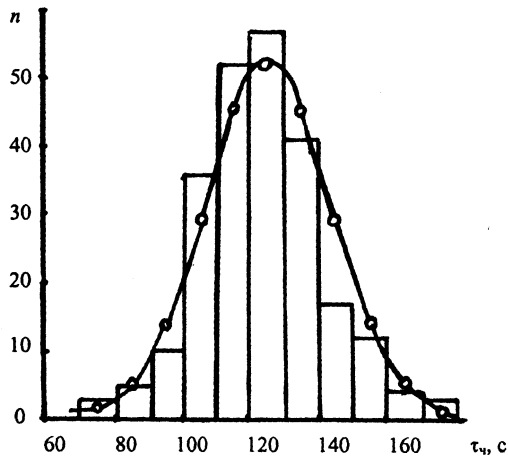


Рис. 4. Гистограмма распределения значений $\tau_{\text{ч}}$ всего массива выборки ($n = 240$) при $m = 11$

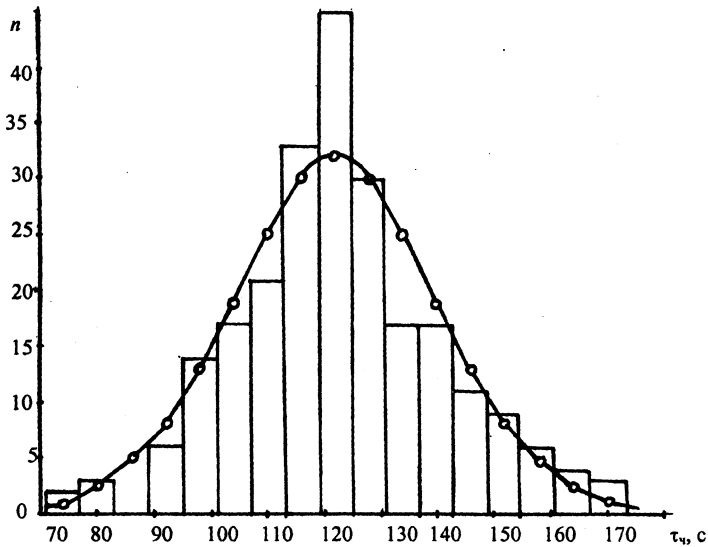


Рис. 5. Гистограммы распределения значений $\tau_{\text{ч}}$ всего массива выборки ($n = 240$) при $m = 17$

Как показывают расчеты, значения коэффициентов вариации с ростом толщины образцов изменяются следующим образом: при $h = 1$ см $K_v = 0,14$; при $h = 2$ см $K_v = 0,11$; при $h = 3$ см (полный ряд с $n = 60$ без изъятия результатов опытов с образцами после вакуум-пресса № 1) $K_v = 0,17$; при $h = 4$ см $K_v = 0,12$. Из приведенных значений коэффициентов вариации заметно выделяется $K_v = 0,17$ при $h = 3$ см, что видно также по гистограмме (рис. 6в), где наблюдается длинный «хвост» высоких значений $\tau_{\text{ч}}$ после «провала» при $\tau_{\text{ч}} = 140 \dots 150$ с. Поэтому возникает вопрос о принадлежности девяти значений при $\tau_{\text{ч}} > 150$ с к данной генеральной совокупности.

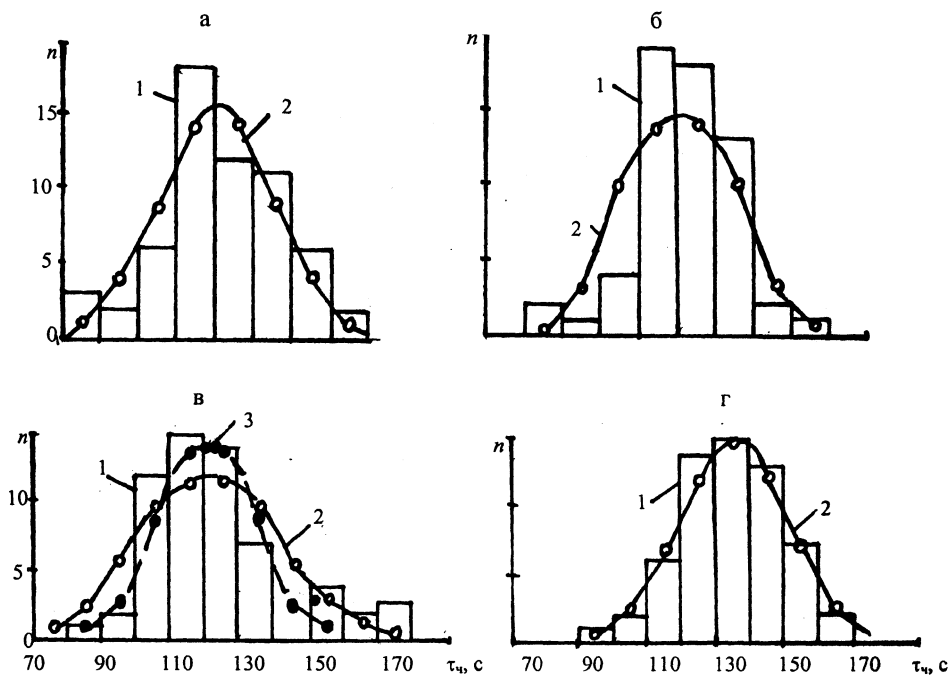


Рис. 6. Распределение значений $\tau_{\text{ч}}$ для плоских образцов различной толщины: а – $h = 1$ см; б – $h = 2$ см; в – $h = 3$ см; г – $h = 4$ см; 1 – гистограмма распределений; 2 – аппроксимирующие кривые при нормальном законе распределения; 3 – то же без учета шести образцов после вакуум-пресса № 1

Одним из условий правомерности статистической обработки выборки является требование ее однородности, т. е. принадлежности всех ее членов к одной генеральной совокупности. Однако на практике это требование часто нарушается из-за наличия так называемых «промахов» или из-за попадания значений из разных генеральных совокупностей. При назначении границ правомерной выборки из одной генеральной совокупности («цензурирования выборки») обычно используется «правило 3σ », когда все значения $|x_i| > 3\sigma$ признаются «промахами» и удаляются из дальнейших расчетов. Как отмечает Т. А. Агакян [11], правило 3σ во многих случаях может оказаться слишком «жестким». Поэтому границы «промахов» определяются по выборке без использования величин, похожих на «промахи», но в зависимости от объема выборки n : при $6 < n \leq 100$ принимать 4σ ; при $100 < n \leq 1000$ принимать $4,5\sigma$. Однако вид распределения оказывает большое влияние на границы «промахов». Так, если для нормального распределения при $n = 100$ появление значений $|x_i| \geq 3\sigma$ можно считать «промахом», то для равномерного распределения «промахом» является уже $|x_i| = 1,8\sigma$, а для экспоненциального распределения Лапласа $|x_i| = 3\sigma$ есть безусловный отсчет, принадлежащий данной выборке [2].

Основываясь на изложенном, при оценке принадлежности результатов определения $\tau_{\text{ч}}$ для образцов толщиной 3 см, изготовленных из формовочной массы после обработки на вакуум-прессе № 1, составлено интервальное распределение без этих результатов. Как показали расчеты, при новом значении $K_{\text{в}} = 0,12$ граница «промахов» в случае 4σ проходит по $\tau_{\text{ч}} \approx 170$ с,

что указывает на принадлежность исследуемых результатов к одной генеральной совокупности. Здесь, по-видимому, сказываются особенности «хвостовых» частей распределения, что указывает на возможность присутствия экспоненциального распределения вместо нормального. На последнее указывает также наличие существенных эксцессов в некоторых распределениях (рис. 2, 5).

Анализируя описанные исследования, необходимо отметить, что минимальная величина коэффициента вариации ($K_v \approx 0,1$) свойственна распределению времени появления трещин на поверхности образцов из формовочной массы до обработки в вакуум-прессе. После обработки в вакуум-прессе коэффициент вариации увеличился до $K_v \approx 0,15...0,165$, что свидетельствует о значительном изменении структуры и физико-механических свойств формовочной массы. Общая величина коэффициента вариации для всего массива значений τ_q составляет $K_v = 0,147...0,152$. Для образцов разной толщины $K_v = 0,11...0,17$.

Если использовать графические данные А. Ф. Чижского [5] по определению максимально допустимых перепадов влажности при сушке спондиловой глины, то исходя из наиболее вероятного разброса случайных величин в пределах $\pm 1,6\sigma$ определены следующие величины коэффициентов вариации: при учете средней влажности – $K_v \approx 0,14$; поверхностной влажности – $K_v \approx 0,09$; начальной влажности – $K_v \approx 0,09$.

Для формовочной массы Минского завода строительных материалов оценка чувствительности к сушке по методике З. А. Носовой характеризуется $K_v \approx 0,12$, по методике С. П. Ничипоренко – такой же величиной. Таким образом, величина коэффициента вариации различных показателей чувствительности к сушке формовочной массы из 80 % лукомльской глины и 20 % гранитного отсева имеет достаточно близкие значения ($K_v = 0,09...0,17$).

Используя полученные значения коэффициентов вариации величин τ_q , представляется возможным оценить необходимое количество экспериментов с однотипными образцами формовочной массы для определения ее чувствительности к сушке по ускоренной методике А. Ф. Чижского. В соответствии с рекомендациями по использованию этой методики [3] для определения достаточно надежного (величина надежности не указывается) среднего значения τ_q достаточно трех испытаний образцов, изготовленных из одного куска формовочной массы. При этом стохастичность такого определения не рассматривается.

Как известно из теории вероятности [12], необходимое число наблюдений для репрезентативной (бесповторной) выборки в случае применимости нормального закона распределения составляет

$$n = \frac{t^2 K_v^2}{\psi}, \quad (2)$$

где t – «нормированное отклонение», характеризующее надежность полученных данных; ψ – допустимая погрешность, %.

Если принять надежность определения с погрешностью $\psi = 10\%$ основных параметров распределения (τ_c и σ) значений в 95 %, то с учетом двустороннего предела при нормальном законе распределения $t = \pm 1,96$ [13]. Тогда при минимальном значении $K_b = 10\%$ $n \approx 34$ эксперимента. При $n = 3$ и прочих прежних условиях надежность определения параметров τ_c составит примерно 24 %, что, безусловно, слишком мало. Если на определение каждого значения τ_c затрачивать в среднем около 0,5 ч (с учетом всех операций), то ускоренная методика А. Ф. Чижского не такая уж и скорая при учете стохастических свойств формовочных масс. При $K_b = 15\%$ получаем $n \approx 86$, что требует для экспериментов около шести рабочих дней при использовании одной установки А. Ф. Чижского.

Особый интерес представляет определение функции распределения значений τ_c . Как показывает анализ гистограмм (рис. 2–6), наиболее близкими видами распределений можно считать нормальное (закон Гаусса) и экспоненциальное. В пользу последнего свидетельствует наличие в некоторых гистограммах эксцесса и «хвостовой» асимметрии. Для идентификации формы распределения экспериментальных данных с выбранными аналитическими моделями обычно используются критерии согласия Колмогорова-Смирнова и К. Пирсона. Иногда применяют метод доверительных границ. Однако следует иметь в виду, что существуют и другие критерии согласия [14]. Из наиболее давно и часто применяемых критериев согласия Колмогорова-Смирнова и К. Пирсона последний является наиболее «жестким».

Необходимо отметить, что критерии согласия – весьма относительные показатели оценки близости распределения выборки экспериментальных данных к принятой аналитической модели закона распределения. Как показали результаты произведенных С. Н. Осиповым [15] определений критериев согласия К. Пирсона [$P(\chi^2)$], Колмогорова-Смирнова [$P(\lambda)$] и доверительных границ для 86 выборок экспериментальных данных, в каждой из которых было от 40 до 159 значений, на соответствие нормальному закону распределения, для каждого вида критерия согласия необходимо принимать соответствующий критический уровень значимости.

Так, в случае принятия критического уровня значимости $P(\chi^2) = 0,01$ из 86 случаев в 17 оказалось $P(\chi^2) < 0,01$, а при $P(\lambda) = 0,1$ только в 14 случаях оказалось $P(\lambda) < 0,1$. Доверительные границы оказались еще «мягче». Поэтому определение соответствия приведенных на рис. 1–6 гистограмм нормальному закону распределения произведено по критериям К. Пирсона и Колмогорова-Смирнова для критических уровней значимости $P(\chi^2) = 0,01$ и $P(\lambda) = 0,1$ (табл. 2). При использовании критериев согласия положительный ответ нельзя рассматривать как утверждение о правильно выбранной модели. Определенным ответом является лишь отрицательный ответ [2]. Только при весьма высоких вероятностях соответствия по критерию К. Пирсона можно утверждать о верном выборе аналитической модели. При этом необходимо учитывать особенности конечной цели выбора. В случае оценки возможности появления бракованных изделий в количестве нескольких процентов особое внимание следует обращать на «хвостовую» часть распределения.

вые» части распределения, так как от них зависит правильность оценки мероприятий по снижению брака.

Нормальный закон распределения значений $\tau_{\text{ч}}$ выбран в качестве аналитической модели как вследствие формы экспериментальных гистограмм (рис. 1–6), так и ввиду удобства и высокой степени изученности этого закона. Он выгодно отличается от многих других законов распределения простотой и необходимостью определения только одного параметра – среднеквадратического отклонения, часто называемого «стандартом».

Для определения величин χ^2 и $P(\chi^2)$ использовались статистические таблицы Я. Янко [13], а значение $P(\lambda)$ рассчитывалось по формуле, рекомендованной [2], при $n > 35$:

$$P(\lambda) = 2\exp(-2n\lambda^2), \quad (3)$$

где λ – максимум модуля разности накопленных частот.

Как показывает расчет (табл. 2), при использовании критерия К. Пирсона в двух случаях из девяти экспериментальное распределение не соответствует нормальному закону, что имеет место для всего массива образцов формовочной массы до обработки в вакуум-прессах и для образцов толщиной 3 см, когда после обработки в вакуум-прессе № 1 их показатели $\tau_{\text{ч}}$ увеличились примерно в 1,6 раза. Для остальных толщин образцов и всего массива образцов после обработки в вакуум-прессах использование нормального закона распределения не отвергается. Также возможно использование нормального закона распределения для общего массива ($n = 240$) результатов определений $\tau_{\text{ч}}$ вне зависимости от количества интервалов разбиения ($m = 11$ и 17). Здесь необходимо обратить внимание на сильное положительное влияние обработки формовочной массы на вакуум-прессах, в результате которой вероятность соответствия нормальному закону распределения выросла практически с нуля до значительной величины (0,37).

Для образцов толщиной 3 см после изъятия шести образцов, взятых после пресса № 1, для описания экспериментального распределения также можно использовать нормальный закон. Интересно отметить весьма высокую вероятность (0,87) совпадения нормального закона с распределением значений $\tau_{\text{ч}}$ для образцов толщиной 4 см. Однако пока еще мало данных, чтобы оценить влияние толщины образцов на соответствие их распределений значений $\tau_{\text{ч}}$ нормальному закону.

При использовании критерия согласия Колмогорова-Смирнова для аналитического описания всех исследованных распределений $\tau_{\text{ч}}$ можно применять нормальный закон. Однако применимость нормального закона распределения еще не гарантирует незначительные «хвостовые» отклонения вероятностей появления слишком малых или больших значений в концах левой или правой ветви дифференциальной кривой распределения. Если учесть, что чем меньше значение $\tau_{\text{ч}}$, тем выше чувствительность формовочной массы к сушке, то несомненный практический интерес представляет левый «хвост» распределения. Для оценки параметров «хвостов» можно использовать величину t , т. е. «нормированного отклонения», характеризующего вероятность появления определенных значений $\tau_{\text{ч}}$. В случае су-

ществленного (например, в 2 и более раз) превышения фактического количества случаев над расчетными использование параметра t следует ограничить величиной t_n .

Таблица 2

Результаты сравнения экспериментальных распределений значений с теоретическими в соответствии с нормальным законом (Гаусса) по критериям согласия К. Пирсона (χ^2) и Колмогорова-Смирнова (λ)

Место взятия образца для определения τ_c	h , см	n	m	Критерий К. Пирсона (χ^2)			Критерий Колмогорова-Смирнова (λ)		t_n
				Эксперимент	Критич. при $P(\chi^2) = 0,01$	Эксперимент $P(\chi^2)$	Эксперимент	Эксперимент $P(\lambda)$	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
До вакуум-пресса	1...4	120	9	66,65	16,8	~ 0	0,092	0,26	2,9*
После вакуум-пресса	1...4	120	0		7,56	0,37	0,033	1,0	2,48**
Общее до и после вакуум-пресса	1...4	240	1	13,24	20,1	0,103	0,0292	1,0	–
Общее до и после вакуум-пресса	1...4	240	7	23,3	29,1	0,056	0,054	0,55	–
Общее	1	60	8	10,43	15,1	0,065	0,107	0,51	1,87*
Общее	2	60	8	13,39	15,1	0,02	0,0935	0,71	2,2*
Общее	3	60	10	35,65	20,1	~ 0	0,094	0,69	2,36**
То же без образцов после пресса № 1	3	54	8	10,76	15,1	0,076	0,06	1,0	–
Общее	4	60	8	1,75	15,1	0,871	0,0285	1,0	–

Примечания: * – левый «хвост»; ** – правый «хвост».

Как показывают расчеты (табл. 2, колонка 10) в пяти случаях из девяти «хвосты» явно отличались от нормального закона. При этом возможное превышение вероятности появления значений τ_c в зоне с $t < 2,9$ для всех образцов до вакуум-прессов составило 2,34 %, т. е. в этом случае возможный брак при сушке составил бы более 3 %. Однако после вакуум-прессов такое явление не наблюдается.

В связи с применимостью нормального закона к распределению значений τ_c отпадает необходимость в поиске иного более сложного и менее удобного закона распределения.

ВЫВОДЫ

1. Стохастические свойства чувствительности формовочных масс к сушке и трещинообразованию в зависимости от различных факторов (влажности, температуры поверхности, интенсивности теплового потока) можно оценивать величиной $K_s = 0,1...0,15$.

2. Распределение значений показателя чувствительности формовочной массы к сушке, определенное по ускоренной методике А. Ф. Чижского, может быть описано нормальным законом распределения.

3. Обработка формовочной массы в вакуум-прессах повышает величину коэффициента вариации значений чувствительности к сушке, но придает распределению примерное соответствие нормальному закону.

4. Изложенная методика оценки стохастических свойств формовочной массы по чувствительности к сушке позволяет разрабатывать мероприятия для снижения выхода бракованных изделий в результате сушки до 1...2%*.

ЛИТЕРАТУРА

1. Ч и ж с к и й А. Ф. Экспресс-метод определения чувствительности глин к сушке // Стекло и керамика. – 1966. – № 9. – С. 27–29.

2. Н о в и ц к и й П. В., З о г р а ф И. А. Оценка погрешностей результатов измерений. – Л.: Энергоатомиздат, 1985. – 278 с.

3. З о л о т а р с к и й А. З., Ш е й н м а н Е. Ш. Производство керамического кирпича. – М.: Высш. шк., 1989. – 246 с.

4. П е т р о в В. П., Р я с н ы й Ю. В. Оценка суммарной погрешности средств измерений // Измерительная техника. – 1977. – № 2. – С. 19–20.

5. Ч и ж с к и й А. Ф. Сушка керамических материалов и изделий. – М.: Стройиздат, 1971. – 177 с.

6. С м о л я к о в а З. А. Определение оптимального режима сушки кирпича по его структурно-механическим свойствам // Сушка керамических изделий. – М.: Профиздат, 1958. – С. 34–50.

7. Н о х р а т я н К. А. Сушка и обжиг в промышленности строительной керамики. – М.: Госстройиздат, 1962. – 562 с.

8. И в а н о в с к и й И. К., К а л и н и ч е н с к о Е. С., О с и п о в С. Н. Некоторые особенности усадки керамической массы пластического формования на основе лукомльской глины // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 2002. – № 4. – С. 70–85.

9. Х а л ь д А. Математическая статистика с техническими приложениями. – М.: Изд-во иностр. лит., 1956. – 642 с.

10. К у д р я ш о в М. Ф., Р а б и н о в и ч С. Г., Р е з н и к К. А. Рекомендация по методам обработки результатов наблюдений при прямых измерениях // Труды метрологических институтов СССР. – 1972. – Вып. 134 (194). – С. 3–118.

11. А г а к я н Т. А. Основы теории ошибок для астрономов и физиков. – М.: Наука, 1972. – 172 с.

12. Д л и н А. М. Математическая статистика в технике. – М.: Госстатиздат, 1958.

13. Я н к о Я. Математико-статистические таблицы. – М.: Госстатиздат, 1961. – 244 с.

14. З а к с Л. Статистическое оценивание. – М.: Статистика, 1976. – 598 с.

15. О с и п о в С. Н. Метановыделение при разработке пологих угольных пластов – М.: Недра, 1964. – 256 с.

Представлена техническим советом
РУП «Минский завод строительных материалов»

Поступила 28.01.2003

*Автор благодарит проф. БНТУ, докт. техн. наук С. Н. Осипова за консультации при выполнении описанной работы.