

**В. Е. Трохин, Е. В. Татарничева, Ю. И. Левин,
А. М. Бессарабов, О. В. Стоянов**

МАТЕМАТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ФОРМЫ ПРИМЕСИ И МЕХАНИЗМА РЕАКЦИИ В ПРОЦЕССЕ ХИМИЧЕСКОЙ ОЧИСТКИ

Ключевые слова: химическая очистка, кинетика процессов, статистический анализ, высокочистые вещества.

Проведено комплексное исследование, посвященное теоретическому и практическому совершенствованию методов химической очистки веществ. Основу работы составляет задача увеличения эффективности разделения за счет целенаправленного химического превращения примесей, которое коренным образом меняет их свойства и позволяет легче удалить их на последующей физико-химической стадии. Несмотря на широкое практическое применение, в литературе практически отсутствуют фундаментальные работы по математическому моделированию таких процессов. В связи с этим основными направлениями исследований, изложенных в статье, стали разработка новых методов анализа реакционного механизма и химической формы примеси, а также создание кинетических моделей, адекватно описывающих изменение механизма химического превращения при переходе из области макро- в область микроконцентраций. В работе детально представлен разработанный авторами статистический метод идентификации механизма реакции по равновесным данным. Метод основан на гипотезе постоянства константы равновесия. На примере очистки вторичного бутилата алюминия от примесей железа муравьиной кислотой продемонстрировано, как из трех возможных форм примеси статистически обоснованно выбирается наиболее вероятная, что позволяет существенно сократить объем трудоемких экспериментальных исследований. Вторая часть статьи посвящена анализу кинетических данных процессов очистки. Экспериментально установлено и теоретически обосновано ключевое явление: при достижении определенной граничной концентрации примеси наблюдается скачкообразное изменение кинетических параметров. Это свидетельствует о смене лимитирующей стадии или реакционного механизма, что, часто связано с изменением степени ассоциации реагентов или с началом образования пространственных полимерных структур. Предложенные кинетические модели, учитывающие этот переход, позволяют более точно описывать и оптимизировать процессы глубокой очистки, что имеет важное прикладное значение для производств, требующих ультрачистых материалов.

**V. E. Trohin, E. V. Tatarnitseva, Yu. I. Levin,
A. M. Bessarabov, O. V. Stojanov**

MATHEMATICAL ANALYSIS OF THE FORM OF IMPURITY AND REACTION MECHANISM IN THE CHEMICAL PURIFICATION PROCESS

Keywords: chemical purification, process kinetics, statistical analysis, high-purity substances.

A comprehensive study was conducted on the theoretical and practical improvement of chemical purification methods for substances. The core of the work is the goal of increasing separation efficiency through targeted chemical transformation of impurities, which fundamentally alters their properties and facilitates their removal at a subsequent physicochemical stage. Despite their widespread practical application, fundamental studies on the mathematical modeling of such processes are virtually absent in the literature. Therefore, the main areas of research outlined in this article include the development of new methods for analyzing the reaction mechanism and chemical form of impurities, as well as the creation of kinetic models that adequately describe the change in the chemical transformation mechanism upon transition from macro- to microconcentrations. The paper presents in detail a statistical method developed by the authors for identifying the reaction mechanism using equilibrium data. The method is based on the hypothesis of a constant equilibrium constant. Using the example of recycled aluminum butoxide purification from iron impurities using formic acid, this paper demonstrates how the most probable impurity is statistically selected from three possible forms, significantly reducing the amount of labor-intensive experimental studies. The second part of the article is devoted to the analysis of kinetic data from the purification processes. A key phenomenon was experimentally established and theoretically substantiated: when a certain threshold impurity concentration is reached, a sudden change in kinetic parameters is observed. This indicates a change in the rate-limiting step or reaction mechanism, which is often associated with a change in the degree of reagent association or the onset of the formation of spatial polymer structures. The proposed kinetic models, which take this transition into account, allow for a more accurate description and optimization of deep purification processes, which has important practical implications for industries requiring ultra-pure materials.

Введение

В основу химических методов положено различие в константе равновесия или константе скорости реакций основного вещества и примеси с третьим компонентом. Это фундаментальное различие создает основу для управления процессом разделения. Методы включают в себя чисто химическую стадию и физико-химическую

(физическую). Назначение химической стадии заключается в увеличении различия свойства основного вещества и примесей, положенного в основу разделительного процесса на второй стадии [1]. Таким образом, первая стадия подготавливает систему для более эффективного и селективного разделения на второй стадии.

Общая эффективность химической очистки

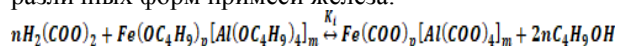
зависит от полноты перевода примесей в новую форму и глубины очистки вещества от примесей в начальной и конечной формах [2]. Неполный перевод примеси или не учитывание побочных реакций может не только снизить эффективность, но и привести к загрязнению продукта новыми соединениями. При этом большое значение придается методам установления механизма сложной реакции. Точное знание механизма позволяет оптимизировать условия проведения процесса и прогнозировать его поведение в нестандартных ситуациях [3]. Степень перехода примесей в новую форму может быть оценена термодинамическими или кинетическими расчетами, если известны константы равновесия или скорости происходящих реакций. Однако на практике получение этих данных и их корректная интерпретация часто представляют значительную трудность [4].

В литературе практически отсутствуют работы по моделированию процессов химической очистки. Существующие исследования часто носят эмпирический характер и не предлагают универсальных моделей, пригодных для прогнозирования [5]. Поэтому основными направлениями исследований были разработка математических методов анализа реакционного механизма и химической формы примеси, а также разработка новых подходов для описания кинетики процессов очистки, с учетом изменения механизма химического превращения при переходе из области макро- в область микроконцентраций по примеси. Этот переход является критически важным, поскольку реакционная способность веществ и преобладающие пути превращений могут кардинально меняться в условиях глубокой очистки, когда концентрация примесей становится очень малой.

1. Анализ механизма и формы примеси по равновесным данным

Метод идентификации механизма реакции процесса химической очистки разрабатывался на основе формирования и анализа гипотез о вероятных механизмах протекания реакции.

В качестве примера рассмотрены следующие механизмы химической очистки вторичного бутилата алюминия муравьиной кислотой от различных форм примеси железа:



Анализируются три механизма, характеризующиеся соответствующими стехиометрическими параметрами реакционной схемы p_i , m_i и $n_i = (p_i + 4m_i)/2$:

1. Форма примеси: $p_1=2$; $m_1=0$; $n_1=1$
 $\text{Fe}(\text{OC}_4\text{H}_9)_2$
2. Форма примеси: $p_2=1$; $m_2=1$; $n_2=2,5$
 $\text{Fe}(\text{OC}_4\text{H}_9)[\text{Al}(\text{OC}_4\text{H}_9)_4]$
3. Форма примеси: $p_3=0$; $m_3=2$; $n_3=4$
 $\text{Fe}[\text{Al}(\text{OC}_4\text{H}_9)_4]_2$

Для идентификации механизма реакции и формы примеси для различных начальных концентраций муравьиной кислоты определяется во вторичном

бутилате алюминия равновесная концентрация примеси железа (начальная концентрация равна 3×10^{-4} %мас). В таблице 1 приведены рассчитанные по трем механизмам для каждой экспериментальной точки значения констант равновесия, а также стандартное отклонение s_{K_i} от среднего K_i .

Таблица 1 – Зависимость констант равновесия от $[\text{H}_2(\text{COO})_2]_0$

Table 1 – Dependence of equilibrium constants on $[\text{H}_2(\text{COO})_2]_0$

$[\text{H}_2(\text{COO})_2] \cdot 10^4$ моль/л	4	5	6	7	20	50	K_i	s_{K_i} , %
$[\text{Fe}^{2+}] \times 10^6$, %мас.	30	9	5	3	0,6	0,2		
$K_1 \times 10^{-4}$, моль/л	5,5	5,7	5,4	5,7	5,5	5,7	5,63	2,36
$K_2 \times 10^{-8}$, (моль/л) ^{2,5}	1,2	2,0	1,9	1,9	0,45	0,12	1,27	399
$K_3 \times 10^{-11}$, (моль/л) ⁴	9,8	12,3	9,3	7,2	0,37	0,03	6,51	8844

Гипотеза постоянства константы равновесия при различных начальных условиях проведения некоторых химических реакций позволяет выявить вероятный механизм проведения реакции методом математической статистики [6].

Для идентификации механизма реакции проводится серия опытов A_i , $i = 1, \dots, n$. Результат каждого из них представляет собой наблюдения над величиной, по которой рассчитывается значение константы равновесия для всех предлагаемых механизмов реакции. При этом данные, характеризующие равновесную характеристику, как правило, являются результатом косвенных измерений, требующих весьма сложных устройств для их регистрации. Следует отметить побочные химические реакции, колебания температуры окружающей среды и т.п. факторы, влияющие на точность представления данных [7]. Вследствие этого, а также учитывая специфику решаемой задачи предлагается следующая аддитивная модель наблюдений i -го опыта:

$$\bar{s}_i = \bar{c}_i + \xi_i, \quad i=1, \dots, m$$

где $\bar{s}_i = (s_{1i}, \dots, s_{mi})$, $i=1, \dots, m$ представляет собой значение константы равновесия, рассчитанной для i -го предлагаемого механизма реакции; $\bar{c}_i = (c_{1i}, \dots, c_{mi})$, $i=1, \dots, m$ – некоторое неслучайное слагаемое (тренд); $\xi_i = (\xi_{1i}, \dots, \xi_{mi})$, $i=1, \dots, m$ – случайная последовательность.

Задача исследования состоит в выборе наиболее "постоянной" из последовательностей \bar{s}_i , $i=1, \dots, m$.

Формально для каждой \bar{s}_i , $i=1, \dots, m$ требуется построить минимальный γ – доверительный интервал $I_i = [a_i, b_i]$, $i=1, \dots, m$, содержащий эту последовательность. Наименьший I_m из интервалов I_i , $i=1, \dots, m$ и будет соответствовать наиболее вероятному механизму реакции.

Для нахождения вышеуказанного интервала I_m предлагается последовательность действий:

1. Проверка гипотезы случайности

Истинность гипотезы случайности позволяет посмотреть на ряд наблюдений, как на независимую

выборку из конкретного распределения, что существенно облегчает дальнейшее исследование. В задаче анализа равновесных характеристик выбор этой гипотезы в качестве первой проверяемой оправдан, т.к. независимость и одинаковая распределенность данных не вытекает априорно из характера химического процесса, проводимого при различных начальных условиях.

В качестве критерия проверки гипотезы случайности был выбран непараметрический критерий, основанный на статистике T_n , равной общему числу инверсий в ряду наблюдений [8]. Распределение статистики T_n протабулировано для значений $n=2, \dots, 12$ [9]. Для $n > 10$ применяется асимптотический вариант этого критерия.

2. Выделение тренда

В случае, если гипотеза случайности наблюдений не согласуется с опытными данными, предлагается удалить тренд. Наиболее распространенный прием удаления тренда заключается в подгонке к данным многочлена невысокого порядка (обычно порядок меньше или равен трем [9]) с помощью метода наименьших квадратов. После удаления тренда следует повторно проверить гипотезу случайности для последовательности $\bar{s}_i - \bar{c}_i$, $i=1, \dots, m$, неудача при этом указывает на необходимость использования более качественного метода приближения данных.

3. Проверка гипотезы нормальности

В случае удовлетворительного ответа при проверке гипотезы случайности мы имеем хорошо изученный случай независимых и одинаково распределенных данных, которые, учитывая способ их получения, можно априорно предполагать нормально распределенными. Однако для полной уверенности в этом проверяется гипотеза нормальности, предварительно отцентрированных и приведенных к единичной дисперсии данных. Для этого применяется два критерия. Первый – критерий Колмогорова [8] обслуживает случай небольших объемов информации $n < 20$. Второй – асимптотический Хи-квадрат Пирсона [9] используется для $n \geq 20$.

4. Функциональные преобразования

Появление этого пункта в схеме продиктовано желанием получить истину при проведении этапа №3. Функциональные преобразования последовательности с целью ее нормализации можно выполнить двумя способами. Либо "угадать" эту функцию, либо, смоделировав реализацию стандартно-нормальной величины [11] численными методами, найти преобразование, переводящее эту реализацию в исследуемую последовательность. Пусть это преобразование найдено, тогда в аддитивной модели наблюдений каждое ξ_i , $i=1, \dots, m$ представляет собой реализацию случайной величины $f_i(\xi)$, $i=1, \dots, m$, где ξ – стандартно-нормальная случайная величина.

5. Построение γ – доверительных интервалов

К этому этапу исследуемые данные \bar{s}_i , $i=1, \dots, m$ можно считать выборкой соответственно из распределения случайной величины $c_i + g_i(\xi)$, $i=1, \dots, m$, где c_i и g_i , $i=1, \dots, m$ известные функции.

Для таких величин легко построить интервалы $I_i = [a_i, b_i]$, $i=1, \dots, m$ минимальной длины, которому с вероятностью γ принадлежит s_i , $i=1, \dots, m$. В этом случае:

$$a_i = g_i(-c_i) + a_i^{\min}$$

где $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-c_i}^{c_i} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt = \gamma$, $i=1, \dots, m$, a_i^{\min} и b_i^{\max} соответственно минимальное и максимальное значение тренда из области определения.

В результате проведения статистического исследования согласно схеме, показано что только для K_1 данные согласуются с гипотезами случайности и нормальности. Для этого случая γ – доверительный интервал имеет вид: [5,25; 5,91]. Подробнее остановимся на расчетах γ – доверительного интервала для случая K_2 . Здесь тренд имеет вид:

$$-4,6 \cdot 10 - 3 \cdot x_2 + 2,41 \cdot 10 - 1 \cdot x - 0,61$$

После его выделения из последовательности [1,2; 2,0; 1,9; 1,9; 0,45; 0,12] имеем последовательность [0,92; 1,53; 1,24; 1,05; 1,9; 0,32].

Эта последовательность чисел согласуется с гипотезами случайности и нормальности. Для нее 0,95 – доверительный интервал равен [-1,47; 3,64]. Для третьего механизма 0,95 – доверительный интервал равен [-0,98; 4,96].

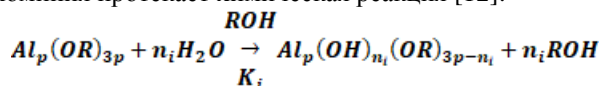
Сравнивая три полученных интервала, получаем в качестве наиболее вероятного механизма реакции – первый, что позволяет выбрать этот механизм и соответствующую ему лимитирующую форму примеси.

Приведенный в работе математический анализ, не заменяя химические методы определения реакционного механизма и формы примесей, позволяет существенно сократить объем экспериментальных исследований, отбирая наиболее достоверные гипотезы.

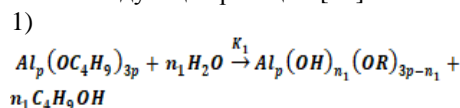
2. Анализ механизма и формы примеси по кинетическим данным

Одной из наиболее часто встречающихся примесей, удаляемых химическими методами в производстве высокочистых оксидов, является примесь воды. В работе рассмотрены процессы химической очистки от примеси воды (осушки) этилового и вторичного бутилового спиртов соответствующими алкоголятами алюминия.

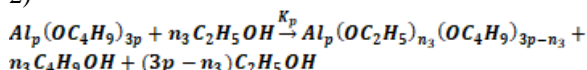
При осушке этилового и вторичного бутилового спиртов соответствующими алкоголятами алюминия протекает химическая реакция [12]:



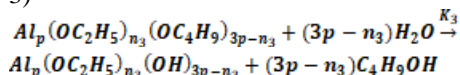
где p – индекс, соответствующий форме алкоголята алюминия; n_i – порядок реакции по воде; $i = 1$ – система "вторичный бутиловый спирт-вторичный бутилат алюминия"; $i = 2$ – система "этиловый спирт-этилат алюминия". В процессе осушки этилового спирта вторбутилатом алюминия имеют место следующие реакции [12]:



2)



3)



Кинетическая модель, описывающая химическое превращение при протекании химической реакции при осушке этилового и вторичного бутилового спиртов соответствующими алкоголятами алюминия, представляет собой дифференциальное уравнение:

$$\frac{dX_{H_2O}}{d\tau} = -K_i X_{H_2O}^{n_i} \left[X_{Al_p(OR)_{3p}}^0 - \frac{1}{n_i} (X_{H_2O}^0 - X_{H_2O}) \right]$$

Кинетическая модель, описывающая химическое превращение в процессе осушки этилового спирта вторбутилатом алюминия, представляет собой систему дифференциально-алгебраических уравнений, решаемую относительно K_p , K_3 и n_3 – параметра, количественно оценивающего глубину протекания реакции переэтерификации.

Анализ расчетной зависимости $n_i - \tau$ для всех изотермических кривых позволяет выделить временной и концентрационный интервалы, где происходит скачок в сторону увеличения значения n_i . Экспериментальные исследования полимерных составов алкоголятов в районе граничной концентрации примесной воды указывают на изменение количественного соотношения димерной и тримерной форм вторичного бутилата алюминия, соответствующие расчетному скачку по n_i и на изменение средней степени ассоциации этилата алюминия, что является, видимо, причиной изменения реакционной способности алкоголятов алюминия и влечет за собой скачок по в районе граничной концентрации по воде (рис. 1).

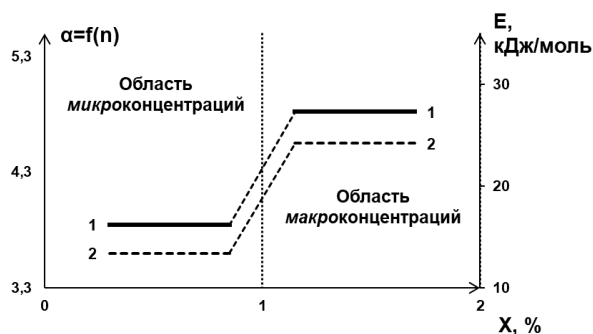
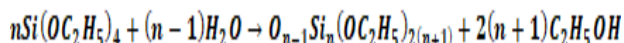


Рис. 1 – Изменение энергии активации (1) и средней степени ассоциации полимерный форм (2) в процессе мимической очистки этилового спирта этилатом алюминия от примесной воды

Fig. 1 – Change in activation energy (1) and average degree of association of polymer forms (2) in the process of mimic purification of ethyl alcohol with aluminum ethylate from impurity water

В процессе химической очистки тетраэтоксисилан (ТЭОС) подвергается частичному гидролизу с последующей конденсацией, образуя полиэтоксисилоксаны в виде циклолинейных

(преимущественно – линейных) пространственных структур [13]:



Кинетическая модель взаимодействия ТЭОС с водой с учетом выявленных закономерностей процессов химической очистки может быть представлена в виде, отражающем наличие двух участков кинетических кривых:

$$\frac{dX_{H_2O}}{d\tau} = K_0 \exp\left(-\frac{E_j}{RT}\right) X_{H_2O}^{n_j}$$

где $j = 1$ при $X_{H_2O} > X_s$, $j = 2$ при $X_{H_2O} \leq X_s$, X_s – граничная концентрация воды, по достижении которой наблюдается изменение механизма реакции.

При исследовании осушки тетраэтоксисилана по предложенной методике выделен концентрационный интервал в окрестности $[Si(OC_2H_5)_4] = 0,082$ моль/л, где происходит скачкообразное изменение значений порядка реакции (n) и энергии активации (E). Для области макроконцентраций $n = 1,05$ и $E = 12,86$ кДж/моль, а для области микроконцентраций $n = 1,72$ и $E = 7,2$ кДж/моль. Значение порядка $n \approx 1$ хорошо согласуется с теоретическим механизмом гидролиза тетраэтоксисилана в области макроконцентраций воды [13]. Существенное изменение порядка реакции и энергии активации при $X \leq 0,082$ моль/л позволяет предположить изменение реакционного механизма в области микроконцентраций воды, где начинается процесс замещения второй этоксигруппы и образование пространственных полимеров при конденсации.

Заключение

Был разработан комплексный подход для углубленного понимания и оптимизации процессов химической очистки. Предложена методология, сочетающая статистический анализ равновесных данных и кинетическое моделирование. Она позволяет идентифицировать предпочтительные механизмы реакций и прогнозировать поведение системы в условиях глубокой очистки.

Установленный факт скачкообразного изменения кинетических параметров в области микроконцентраций указывает на принципиальную важность учета нелинейности химических процессов. Это явление, наблюдаемое в различных системах, обусловлено фундаментальными изменениями в реакционной среде.

В работе созданы математические инструменты для целенаправленного управления процессами очистки. Использование доверительных интервалов для валидации механизмов реакций и учет концентрационных переходов при построении кинетических моделей открывают возможности для сокращения затрат на эксперименты и повышения выхода целевых продуктов требуемой чистоты.

Литература

1. С.А. Борисов, Т.К. Менщикова, В.Н. Потолоков, В.А. Федоров, М.Н. Бреховских, *Неорганические материалы*,

- 50, 11, 1243-1248 (2014). DOI: 10.7868/S0002337X14110037.
2. В.В. Милютин, В.О. Каптак, Н.А. Некрасова, В.В. Рудских, Т.С. Волкова, *Радиохимия*, **62**, 3, 224-227 (2020). DOI 10.31857/S0033831120030053.
 3. В.А. Федоров, Н.А. Потолоков, Т.К. Менщикова, М.Н. Бреховских, *Неорганические материалы*, **55**, 12, 1342-1350 (2019). DOI: 10.31857/S0002337X2111004X.
 4. Е.Е. Гринберг, В.В. Сырычко, И.Е. Стрельникова, В.В. Потелов, К.В. Баранов, *Физика и химия стекла*, **34**, 4, 668-673 (2008).
 5. V.E. Trokhin, A.M. Bessarabov, A.A. Kazakov, I.Yu. Kirillova, *Russian Journal of General Chemistry*, **94**, 4, 872-877 (2024). DOI:10.1134/ S1070363224040145.
 6. В.И. Быков, С.Б. Цыбенкова, *Журнал физической химии*, **83**, 4, 709-718 (2009).
 7. В.Ф. Харламов, Ф.В. Харламов, *Химическая физика*, **27**, 2, 47-51 (2008).
 8. S. Lauritzen, *Fundamentals of Mathematical Statistics*. CRC Press, Boca Raton, 2023. 258 p. DOI: 10.1201/9781003272359.
 9. В.И. Хименко, *Случайные данные: структура и анализ*. Техносфера, Москва, 2017. 424 с.
 10. J. Sneyd, R.M. Fewster, D. McGillivray, *Mathematics and Statistics for Science*. Springer International Publishing, Cham, 2022. 964 p.
 11. Г.А. Михайлов, А.В. Войтишек, *Статистическое моделирование. Методы Монте-Карло: учебное пособие для вузов*. Юрайт, Москва, 2021. 322 с.
 12. В.Н. Писаренко, Е.Б. Филиппова, *Химическая промышленность сегодня*, **4**, 26-34 (2007).
 13. М.Г. Воронков, Е.Н. Химич, Н.Н. Химич, *Журнал прикладной химии*, **81**, 4, 695-698 (2008).

References

1. S.A. Borisov, T.K. Menshchikova, V.N. Potolokov, V.A. Fedorov, M.N. Brekhovskikh, *Inorganic Materials*, **50**, 11, 1243-1248 (2014). DOI: 10.7868/S0002337X14110037.
2. V.V. Milyutin, V.O. Kaptakov, N.A. Nekrasova, V.V. Rudskikh, T.S. Volkova, *Radiochemistry*, **62**, 3, 224-227 (2020). DOI 10.31857/S0033831120030053.
3. V.A. Fedorov, N.A. Potolokov, T.K. Menshchikova, M.N. Brekhovskikh, *Inorganic Materials*, **55**, 12, 1342-1350 (2019). DOI: 10.31857/S0002337X2111004X.
4. E.E. Grinberg, V.V. Syrychko, I.E. Strelnikova, V.V. Potelov, K.V. Baranov, *Physics and Chemistry of Glass*, **34**, 4, 668-673 (2008).
5. V.E. Trokhin, A.M. Bessarabov, A.A. Kazakov, I.Yu. Kirillova, *Russian Journal of General Chemistry*, **94**, 4, 872-877 (2024). DOI:10.1134/ S1070363224040145.
6. V.I. Bykov, S.B. Tsybenova, *Journal of Physical Chemistry*, **83**, 4, 709-718 (2009).
7. V.F. Kharlamov, F.V. Kharlamov, *Chemical Physics*, **27**, 2, 47-51 (2008).
8. S. Lauritzen, *Fundamentals of Mathematical Statistics*. CRC Press, Boca Raton, 2023. 258 p. DOI: 10.1201/9781003272359.
9. V.I. Khimenko, *Random Data: Structure and Analysis*. Technosfera, Moscow, 2017. 424 p.
10. J. Sneyd, R.M. Fewster, D. McGillivray, *Mathematics and Statistics for Science*. Springer International Publishing, Cham, 2022. 964 p.
11. G.A. Mikhailov, A.V. Voitishchek, *Statistical Modeling. Monte Carlo Methods: A Textbook for Universities*. URAYT, Moscow, 2021. 322 p.
12. V.N. Pisarenko, E.B. Filippova, *Chemical Industry Today*, **4**, 26-34 (2007).
13. M.G. Voronkov, E.N. Khimich, N.N. Khimich, *Journal of Applied Chemistry*, **81**, 4, 695-698 (2008).

© В. Е Трохин – кандидат химических наук, директор АО Научный центр «Малотоннажная химия» (АО НЦ МХ), Москва, Россия, vas2184@yandex.ru; Е. В. Татарничева – научный сотрудник АО НЦ МХ, genytatar@gmail.com; Ю. И. Левин – заведующий лабораторией АО НЦ МХ, jura_levin@mail.ru; А. М. Бессарабов – доктор технических наук, профессор, заместитель директора АО НЦ МХ, bessarabov@nc-mtc.ru; О. В. Стоянов – доктор технических наук, профессор, зав. кафедрой Технологии пластических масс, Казанский национальный исследовательский технологический университет, Казань, Россия, ov_stoyanov@mail.ru.

© V. E. Trokhin – PhD (Chemical Sci.), Director, Fine Chemicals R&D centre JSC (FC RC JSC), Moscow, Russia, vas2184@yandex.ru; E. V. Tatarnitseva – Researcher, FC RC JSC, genytatar@gmail.com; Yu. I. Levin – Head of Laboratory, FC RC JSC, jura_levin@mail.ru; A. M. Bessarabov – Doctor of Sciences (Technical Sci.), Professor, Deputy Director, FC RC JSC, bessarabov@nc-mtc.ru; O. V. Stoyanov – Doctor of Sciences (Technical Sci.), Professor, Head of the Department of Plastics Technology, Kazan National Research Technological University, Kazan, Russia, ov_stoyanov@mail.ru.

Дата поступления рукописи в редакцию – 12.01.26.

Дата принятия рукописи в печать – 18.01.26.