Анализ опыта промывки двух теплообменных аппаратов показал, что при разбавлении 5 кг сухой лимонной кислотой $C_6H_8O_7 \cdot H_2O$ в 95 литров воды является наиболее эффективным раствором, который позволяет максимально быстро накипь растворить. Данный метод значительно уменьшает расходы на промывку теплообменников в сравнении с готовыми концентрированными химическими реагентами. Не наблюдается негативное воздействие на обрабатываемые поверхности. Помимо очистки теплообменного оборудования, есть возможность предотвратить ее быстрое образование, для этого используются всевозможные фильтры.

Из технологий водоподготовки и способов умягчения воды наиболее эффективным является обработка воды с помощью натрий-катионитовых фильтров.

В завершении хотелось подвести итог, что не своевременная очистка теплообменных аппаратов и плохая химводоподготовка приводит к возрастанию гидродинамического сопротивления как в теплопроводах, так и в самих аппаратах, что приводит к преждевременному износу теплообменного оборудования, выходу его из строя и поломкам.

1. Андриюшенко А.И., Аминов Р.З., Хлебалин Ю.М. Теплофикационные установки и их использование / Высш. школа. Москва, 1983. 255 с.
2. Исаченко В.П., Осипова В.А., Сукомел А.С. Теплопередача/ Энергоиздат. Москва, 1981. 415 с.
3. Цветников А.К., Калачева Т.А., Бузник В.М. Влияние ультрадисперсного политетрафторэтилена ФОРУМтм на химическую стойкость лакокрасочных покрытий/ ЛКМ. 2001. 21 с.
4. Локтева Д.В., Попов А.М., Ганиев Р.И., Новоселов И.В. Методы борьбы с коррозией трубопроводов/Аллея науки. 2017. 186 с.
5. Кузнецова Е.В., Туктамышев А.Ф., Болгова А.С., Магид А.Б., Мастобаев Б.Н. Методы и технические средства очистки/ Недра.СПб, 2006. 192

Мусаев А.А., Иниваткин А.А.

Особенности моделирования динамики изменения параметров химико-технологического процесса

*Санкт-Петербургский Государственный
Технологический Институт
(Россия, Санкт-Петербург)*

doi:10.18411/spc-22-05-2019-02

idsp: sciencepublic-22-05-2019-02

Аннотация

Рассмотрена задача моделирования изменения параметров нестационарных химико-технологических процессов. Приведен исторический обзор эволюции моделей таких процессов и критический анализ основных подходов к решению этой задачи. Представлены материалы исследований, уточняющих характер динамики газо- и гидродинамических процессов в технологических установках химического профиля.

Ключевые слова: моделирование, нестационарный процесс, динамический хаос, технологический процесс.

1. Введение. Задачи моделирования технологических процессов (ТП) в большинстве прикладных задач ориентированы на формирование алгоритма или генератора временных последовательностей, свойства которых в каком-то заранее оговоренном смысле близки к свойствам наблюдений за изменением состояния моделируемой системы. При этом, как правило, в качестве меры близости, характеризующей степень адекватности модели, выступает субъективно выбранная метрика, определяющая интегральное рассогласование между наблюдениями и моделью. Применение модели, обладающей свойствами, подобными реальному ТП, позволяет целенаправленно изучать свойства процесса, его реакцию на имитацию

различных воздействий, и получать необходимые знания, ориентированные на совершенствование системы управления ТП.

Критический обзор существующих подходов к задаче моделирования динамики параметров ТП химических производств и некоторые результаты численного анализа, ориентированного на построение таких моделей, рассмотрены в настоящей статье.

2. Вероятностное моделирование динамики ТП. По-видимому, первым значимым подходом практического применения теории случайных процессов была работа французского математика Луи Башелье «*Theorie de la speculation*», представленная к защите в 1900г. [1]. В основу его концепции лежала гипотеза о полной статистической независимости рядов наблюдений. Иными словами, корреляция между двумя следующими друг за другом наблюдения равна нулю, а автокорреляционная функция вырождается в δ – функцию Дирака.

Природным аналогом такого процесса является броуновское движение, открытое шотландским ботаником Робертом Брауном в 1827г. С математической точки зрения броуновское движение представляет собой случайный процесс с независимыми приращениями $\{X_t\}_{t \in T \subset [0, \infty)}$, у которого для любой возрастающей временной последовательности $t_0 = 0, t_1, \dots, t_n$ случайные величины $X_{t_0}, X_{t_1} - X_{t_0}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$ являются независимыми. В дальнейшем будем рассматривать простейшую равномерную дискретную временную последовательность $T = \{0, 1, \dots, N\}$.

Естественным развитием модели с независимыми приращениями, широко используемым для моделирования стохастической динамики параметров ТП, явился винеровский процесс $W_t = \{X_t\}_{t \in T \subset [0, \infty)}$ [2], у которого независимые приращения ΔX_t представляет собой гауссовский процесс, т.е. для $\forall t, s \in [0, \infty), s < t, \sigma = const$

$$\Delta X_{ts} \in N\{0, \sigma^2 \cdot |t - s|\}$$

Обозначим через v – случайную величину, подчиненную нормальному закону с параметрами $N\{0, 1\}$. Тогда для винеровского процесса $\Delta X_{\Delta t} = v\sqrt{\Delta t}$ или, переходя в пределе к непрерывному случаю, $dX = v\sqrt{dt}$. Винеровский процесс и до сих пор остается базовой моделью стохастической динамики ТП, несмотря на многочисленную и, в целом, справедливую критику. Типовыми недостатками модели, отражающими ее прикладную неадекватность реальным ТП, считаются:

1. Существенные отклонения формы эмпирического распределения приращений ΔX_{ts} от гауссовой кривой $N\{0, \sigma^2 \cdot |t - s|\}$. В частности, применение критериев нормальности типа Харке-Бера (JB) [3], основанного на равенстве нулю коэффициентов асимметрии и эксцесса, или непараметрического критерия Колмогорова подтверждает негауссовскую природу данных. Особенно остро данное несоответствие проявляется при обработке данных с утяжеленными хвостами распределений, что соответствует более высокому уровню (по сравнению с нормальным распределением) аномальных наблюдений.

2. Существенная нестационарность рядов наблюдений.

3. Наличие хаотической составляющей в рядах наблюдений за ТП [4,5].

Перечисленные несоответствия модели привели к различным обобщениям, усложняющим базовую модель, но обладающую, по мнению авторов этих дополнений, большей степенью математического подобия.

Одним из направлений обобщения винеровской модели является добавление составляющей, имитирующей локальные тренды вида adt . Для непрерывного случая

такой подход отвечает модели, описываемой стохастическим дифференциальным уравнением Ито $dX = \alpha dt + \sigma \sqrt{dt}$ [6].

В качестве σ обычно используется оценка параметра рассеяния (например, *среднеквадратическое отклонение* (ско)). Оценка ско осуществляется по наблюдениям за параметрами ТП на предшествующем участке наблюдения. Для дискретного времени данная модель (известная как модель Башелье) имеет вид $\Delta X = \alpha \Delta t + \sigma \sqrt{\Delta t} \in N\{\alpha \Delta t, \sigma \sqrt{\Delta t}\}$. Обобщением этой модели явилось стохастическое дифференциальное уравнение, в котором параметры тренда α и вариабельности σ являются функциями от значения параметра $dX = \alpha(X, t)dt + \sigma(X, t)\varepsilon\sqrt{dt}$.

Рисунок 1 – Классификация основных типов моделей временных рядов

3.

Критический анализ. Задача моделирования изменения параметрами ТП состоит в использовании модели в качестве базового элемента управляющей стратегии. При этом в качестве модели выступает некоторая системная составляющая,

В качестве другой задачи моделирования можно выделить задачу идентификации статистических свойств «квазистационарных» участков случайной составляющей динамики параметров ТП. Наличие и знание систематических свойств на определенном участке траектории позволяет выбрать из предварительно сформированной базы знаний вариант управляющей стратегии, согласованный с текущей динамикой параметров ТП и, как следствие, обеспечивающей эффективное управление. По существу речь идет о структурной (выбор управляющей стратегии) и/или параметрической (определение оптимальных параметров управляющей стратегии) адаптации системы управления ТП. Очевидно, что такой подход имеет смысл в ситуациях, когда изменение статистических свойств в целом нестационарного процесса происходит достаточно инерционно. Иначе говоря, должна выполняться гипотеза о том, что частота значимых изменений в динамике параметров ТП позволяет осуществлять статистический анализ динамических свойств, сформировать модель, отвечающую результатам анализа и одной из управляющих стратегий, и замкнуть контур управления, т.е. реализовать адаптивный вариант управляющих операций. Однако факт выполнения такой гипотезы на практике, даже с учетом современного уровня быстродействия компьютеров, не является очевидным. По существу, речь идет об установлении принципиальной возможности, а в случае положительного решения – об определении границ допустимости адаптивного (или оптимизационного) подхода в условиях нестационарной динамики.

Таким образом, традиционный перечень прикладных задач, реализуемых на основе математического моделирования, в отношении рассматриваемой задачи управления ТП можно разделить на два класса: задачи, для которых моделирование не нужно и задачи, для которых моделирование не позволяет получить эффективные управляющие решения в силу нестационарности и хаотичности наблюдаемых

процессов. Тем не менее, гипотеза о принципиальной возможности построения эффективной стратегии имеет право на существование, о чем свидетельствует успешная работа операторов дежурных смен. Возможным вариантов реализации такой стратегии являются робастифицированные алгоритмы, обладающие пониженной чувствительностью к вариациям статистической структуры случайной составляющей динамики параметров ТП [7]. При этом степень эффективности таких алгоритмов существенно повышается при наличии (и соответствующем использовании) каких-либо ограничений, сужающих спектр вариаций динамических и статистических характеристик наблюдаемых процессов. Исследования задачи выявления таких ограничений связано с применением апостериорных моделей, базирующихся на исследовании больших (и очень больших) массивов ретроспективных данных. Основная цель этих моделей в этом случае состоит не в генерации полигона тестовых данных и не в попытке использовать их в контуре управления ТП, а в формировании общих представлений о структуре и особенностях динамических процессов, протекающих на производстве. Данный вопрос рассмотрен в следующем разделе настоящей статьи.

4. Моделирование: декомпозиция и анализ. В традиционной теории динамических систем [8], простейшая модель прямых наблюдений обычно задается соотношением

$$z_k = x_k + v_k, \quad k = 1, \dots, N \quad (1)$$

где $x_k, k = 1, \dots, N$ – детерминированный, но неизвестный процесс, отражающий истинную динамику объекта анализа, $v_k, k = 1, \dots, N$ – некоторая шумовая компонента, определяемая погрешностями наблюдений. В более общем случае, основанном на байесово-калмановской парадигме [9], фазовая траектория движения описывается случайным процессом $x_k = \Phi_{k/k-1} x_{k-1} + w_k, k = 1, \dots, N$, где $\Phi_{k/k-1}$ – переходная матрица, а $w_k, k = 1, \dots, N$ – случайная составляющая, образующая так называемые шумы системы. Как правило, шумы системы моделируются стационарным гауссовским процессом. Задача фильтрации в этом случае состояла в выделении системного процесса $\hat{x}_k, k = 1, \dots, N$, представляющего собой условное среднее наблюдаемого случайного процесса.

Очевидно, что такая трактовка компонент наблюдений совершенно непригодна для представления рядов параметров ТП. В данной задаче наблюдаемый процесс полностью (с точностью до выбранного разряда округления в процессе оцифровки) соответствует истинной динамике параметров ТП $z_k = x_k, k = 1, \dots, N$, а шумов наблюдений $v_k, k = 1, \dots, N$ практически нет. «Шумовая» составляющая процесса $w_k, k = 1, \dots, N$ также не может быть механически отброшена путем сглаживания, т.к. ее значения содержательно неотделимы от ряда параметров ТП. Поэтому модифицированное двухкомпонентное аддитивное представление изучаемого процесса $x_k = y_k + v_k, k = 1, \dots, N$ в данном классе прикладных задач требует качественно иной интерпретации. Здесь под $y_k, k = 1, \dots, N$ понимается сглаженная квазирегулярная системная составляющая, используемая в процессе формирования решений, а $v_k, k = 1, \dots, N$ – случайная составляющая, образованная невязками между наблюдениями $z_k = x_k, k = 1, \dots, N$ и процессом $y_k = \hat{x}_k, k = 1, \dots, N$, полученным в результатах апостериорной обработки.

Заметим, что при таком определении возникает принципиальная неопределенность, связанная с самим понятием системной компоненты. По существу, разделение наблюдаемого ряда на системный процесс и помеховую составляющую является неоднозначным и требует дополнительного определения, связанного с такими

субъективными факторами, как выбор стратегии управления и критерия ее эффективности. В этом случае на процесс идентификации системной составляющей определяющим образом влияют такие экзогенные факторы, как технические предпочтения участников управляющих операций [4].

По существу, эффективность в управляющих операциях, так или иначе, связана с выбором управляющей стратегии, формирующей решения на основе представлений о последующих изменениях значений параметров ТП. Таким образом, разделение общей динамики параметров ТП на системную и случайную носит условный характер, определяется внешними факторами и требует уточнения при решении каждой конкретной задачи. Это, в свою очередь, означает, что «случайная» компонента динамики, являющаяся шумовой по отношению к выбранной «системной компоненте», может быть совершенно неслучайной с точки зрения традиционных статистических критериев случайности и независимости рядов наблюдений.

Важно отметить, что формализованную селекцию рядов наблюдений на системную и случайную можно осуществить, проводя последовательную идентификацию квазисистемных компонент до тех пор, пока оставшиеся невязки не превратятся в стационарный шумовой процесс. При таком подходе оказывается целесообразным представить исходный процесс в виде аддитивной трехкомпонентной модели наблюдения, включающей в себя системную компоненту, используемую в процессе формирования управляющих решений, квазисистемную компоненту с динамикой более высокого порядка, и чисто случайную составляющую, образующую стационарный временной ряд. Однако реализация подобного представления на практике связана со специфическими трудностями, характерными для процессов нестационарной динамики. В частности, когда квазисистемная компонента представляет собой колебательный непериодический процесс (в синергетике такие процессы называют хаотическими), традиционную идентификацию путем полиномиальной подгонки (или в каком-то другом ортогональном базисе) реализовать невозможно. В этом случае допускается использование последовательные вычислительные схемы динамической фильтрации.

Рисунок 2 – Пример 1 динамики изменения параметров ТП и его полиномиальных аппроксимаций

Рисунок 3 – Пример 2 динамики изменения параметров ТП и его полиномиальных аппроксимаций

Рассмотрим вопрос о фильтрации случайной погрешности в процессе последовательной подгонки рядов наблюдений на суточной интервале наблюдения. С

этой целью будем последовательно повышать степень аппроксимирующего полинома, имитирующего системную составляющую, до такого уровня, пока статистические критерии согласия не подтвердят случайный характер соответствующих невязок между моделью и реальными наблюдениями.

Рисунок 4 – Невязки полиномиальных аппроксимаций для примера на рис. 2

Рисунок 5 – Невязки полиномиальных аппроксимаций для примера на рис. 3

На рис. 2 и 3 приведены графики изменения параметра ТП и его полиномиальных аппроксимаций (1-й, 2-й и 3-й степени) в течение двух однодневных смен, а на рис. 4 и 5 – соответствующие им невязки аппроксимаций.

Вопрос о соответствии рядов невязок аппроксимаций условию независимости и стационарности решается на основе применения известных статистических критериев [3]. Для проверки гипотезы H_0 о стохастической независимости ряда наблюдений используем медианный критерий серий. Для выбранного примера при $N=392$ (число минутных отсчетов, критические значения, соответственно, равны $\mathcal{S}^* = 177.1$ $\tau_{\max}^* = 8,6$.

Соответствующие значения решающих статистик и решение о принятии гипотезы H_0 о независимости рядов ошибок регрессии для трех участков наблюдения приведены в таблице 1.

Таблица 1

Анализ независимости на основе медианного критерия серий

m	1 участок			2 участок			3 участок		
	$\mathcal{S}$	$\tau_{\max}$	H_0	$\mathcal{S}$	$\tau_{\max}$	H_0	$\mathcal{S}$	$\tau_{\max}$	H_0
1	194	7	1	193	10	0	198	8	1
2	224	7	1	197	7	1	202	6	1
3	200	6	1	214	5	1	201	5	1
4	202	6	1	202	8	1	198	7	1
5	227	5	1	188	9	0	199	7	1

Значение «1» в столбце H_0 означает, что гипотеза не противоречит данным, «0» – гипотеза H_0 отвергается.

Из приведенных данных видно, что гипотеза о независимости исследуемых рядов наблюдений в большинстве случаев не отвергается. При этом вполне достаточно использовать аппроксимирующие полиномы 2-3 порядка. Некоторое снижение качества оценивания при $m \geq 4$ объясняется плохой обусловленностью матрицы нормальных уравнений при высоких порядках аппроксимирующего полинома.

Следует заметить, что стационарность исследуемых процессов этот критерий проверить не может. Так, например, если искусственно увеличить амплитуду первой половины временного ряда, представленного на рис. 2, а вторую оставить без изменения, то параметры ϑ и $\tau_{\max}$ не изменятся и гипотеза H_0 о независимости не будет отвергнута, а стационарность процесса очевидным образом выполняться не будет.

Проверка независимости и стационарности невязок оценивания не является самоцелью. Главной задачей является выявление системной составляющей, значимой для процесса принятия управляющих решений. При этом нестационарность невязок, обусловленная вариациями параметров рассеяния, не является существенной. Главную роль в этом смысле играют вариации среднего, образующие тренды в виде смесей апериодических и колебательных процессов.

Для анализа независимости таких рядов наблюдений можно использовать критерий восходящих и нисходящих серий [3]. Для численной проверки данного теста используем те же данные для трех участков наблюдения, что и при составлении таблицы 1. Однако аппроксимации полиномами степени $p > 3$ использовать не будем, т.к. они приводят к вырожденности матрицы нормальных уравнений. Результат исследований приведен в таблице 2. Критические значения для данного случая, равны, соответственно $\vartheta(n)^* = 245$ и $\tau(n)^* = 7$.

Таблица 2

Анализ независимости на основе критерия восходящих и нисходящих серий:

	1 участок			2 участок			3 участок		
m	ϑ	$\tau_{\max}$	H_0	ϑ	$\tau_{\max}$	H_0	ϑ	$\tau_{\max}$	H_0
1	246	4	1	271	3	0	264	3	1
2	254	3	1	249	5	1	267	4	1
3	266	4	1	258	3	1	251	5	1

Можно сделать вывод, что, при выполнении традиционной технологии оценки параметров регрессионной модели по полной выборке ранее сделанное предположение о наличии третьей, квазисистемной компоненты в динамике исследуемого процесса оказалось несостоятельным. Оставшаяся после оценивания случайная составляющая представляет собой последовательность независимых отсчетов. Разумеется, это еще не означает, что данная составляющая образует стационарный процесс (в узком или широком смысле этого определения). В частности, из приведенных выше графиков на рис. 4 и 5 можно видеть наличие системного колебательного, но непериодического процесса.

Рисунок 6 – Последовательная МНК аппроксимация для выборки нарастающего объема в течение трех дней

Рисунок 7 – Последовательная МНК аппроксимация для выборки нарастающего объема в течение одного дня

Рис. 8. Последовательная МНК аппроксимация для скользящей выборки объема $\tau = 10$ в течение одного дня

Рисунок 9 – Последовательная МНК аппроксимация для скользящей выборки объема $\tau = 20$ в течение одного дня

Именно этот процесс, не улавливаемый традиционными критериями проверки независимости, вносит в исходный процесс элемент хаотической динамики, который не позволяет эффективно прогнозировать развитие технологической ситуации.

Рассмотренный выше подход носит лишь теоретический характер. Это связано с тем, что процесс оценивания осуществлялся на основе совместной обработки данных, наблюдаемых в процессе всего производственного цикла. На практике решение формируется последовательно, по мере поступления данных с использованием выборки нарастающего объема, либо на основе скользящего окна наблюдения. В связи с этим проведем повторный анализ невязок регрессионных оценок с учетом последнего

замечания. Для этого будем использовать схему последовательного регрессионного восстановления данных по выборке нарастающего объема и для различных размеров скользящего окна наблюдений, используемого для расчета коэффициента передачи МНК (метод наименьших квадратов) фильтра.

На рис. 6-7 представлены графики последовательной МНК аппроксимации для параметров ТП в течение трех дней и одного дня.

Нетрудно видеть, что попытка использования всей накопленной информации для оценки текущих значений существенно повышает инерционность процесса оценивания и приводит к значительным задержкам. Для скользящего окна наблюдения качество восстановления данных, как это видно из графиков на рис. 8 (скользящее окно с $\tau = 10$ одноминутных отсчетов) и 9 ($\tau = 20$ отсчетов) значительно выше.

Однако в обоих случаях основной проблемой качественного восстановления остается запаздывание аппроксимации относительно исходного процесса, что и приводит в конечном итоге, к принципиальному снижению эффективности анализа, основанного на анализе трендов. При этом, естественно, рост окна повышает степень сглаживания и одновременно ведет к росту величины задержки.

Рисунок 10 – Последовательности погрешностей регрессионных оценок со скользящими окнами наблюдения $\tau = 10$ и $\tau = 30$

Сформируем для случая оценивания по скользящей выборке однодневные последовательности погрешностей регрессионных оценок и проверим их на независимость с помощью приведенных выше критериев. Графики для этих погрешностей со скользящими окнами наблюдения $\tau = 10$ и $\tau = 30$ представлены на рис. 10. Можно видеть, что в приведенных обстоятельствах, имитирующих реальную последовательную обработку, а не идеалистическую схему совместной обработки данных, описанную в начале настоящего подраздела, имеется явно выраженная квазисистемная составляющая, о существовании которой выдвигалось предположение. При этом данная составляющая становится все более явно выраженной по мере роста скользящего окна наблюдения и обусловленной им задержки при формировании оценки текущего состояния ТП.

Для строгого подтверждения этого наблюдения проверим статистическую гипотезу о независимости выбранных рядов наблюдений с помощью критерия восходящих и нисходящих серий. Критические значения этого критерия для данного ряда равны $\nu^* = 244$; $\tau_{\max}^* = 7$. Численные значения решающих статистик равны для окна наблюдения $\tau = 10$, соответственно, $\nu = 191$ и $\tau_{\max} = 7$, для окна наблюдения $\tau = 30$ — $\nu = 180$ и $\tau_{\max} = 6$. Таким образом, в соответствии с выбранным критерием гипотеза о независимости ряда наблюдения отвергается, что и подтверждает наличие системной компоненты в ряду невязок.

Для повторного подтверждения данного вывода используем медианный критерий серий. Критические значения в этом случае равны, соответственно, $\nu^* = 109$ и $\tau_{\max}^* = 8.5$. Численные значения решающих статистик равны для окна наблюдения $\tau = 10$, соответственно, $\nu = 109$ и $\tau_{\max} = 8$, для окна наблюдения $\tau = 30$ — $\nu = 56$ и $\tau_{\max} = 25$.

Таким образом, в соответствии с медианным критерием данная гипотеза о независимости также отвергается в обоих случаях.

Принципиальным моментом для полученного вывода является то, что квазисистемная компонента практически не содержит явно выраженного линейного тренда, она носит колебательный непериодический характер. Динамику такого рода невозможно подогнать традиционными вычислительными схемами совместной обработки данных. Концепция адаптации также не допускает эффективной реализации в силу того, что непериодические колебания сами обусловлены задержкой оценивания. Если к ним добавить время, необходимое для идентификации изменений в динамике контролируемого процесса, то построенный контур адаптации будет подстраиваться к уже устаревшей динамике и, по существу, только ухудшать точность оценивания. Единственный конструктивный выход из создавшегося положения связан с попыткой применения робастифицированных схем оценивания, устойчивых к влиянию выявленной квазисистемной компоненты.

В заключение данной работы рассмотрим вопрос о возможности снижения уровня системной компоненты в ряду невязок за счет повышения степени аппроксимирующего полинома. В качестве примера численного анализа использовались те же параметры, что и в предыдущем случае. Разница состояла лишь в том, что был выбран другой участок наблюдения. Порядок аппроксимирующего полинома был выбран равным, соответственно, 2 (рис. 11) и 3 (рис. 12).

Рисунок 11 – Последовательности погрешностей регрессионных оценок со скользящими окнами наблюдения $\tau = 10$ и $\tau = 30$ и аппроксимирующим полиномом порядка 2

Рисунок 12 – Последовательности погрешностей регрессионных оценок со скользящими окнами наблюдения $\tau = 10$ и $\tau = 30$ и аппроксимирующим полиномом порядка 3

Проверка независимости показала, что значения решающих статистик критерия восходящих и нисходящих серий в первом случае равны $\nu = 145$ и $\tau_{\max} = 8$, а во втором случае, $\nu = 88$ и $\tau_{\max} = 8$. Численные значения решающих статистик при использовании аппроксимирующего полинома порядка 2 и медианного критерия серий равны для окна наблюдения $\tau = 10$, соответственно, $\nu = 145$ и $\tau_{\max} = 8$, для окна наблюдения $\tau = 30$ $\nu = 66$ и $\tau_{\max} = 18$. При пороговых значениях с уровнем доверия $p = (1 - \alpha) = 0.90 - 0.95$ $\nu^* = 176.6$; $\tau_{\max}^* = 8.56$ и, следовательно, гипотеза о стохастической

независимости отвергается. Для окна наблюдения $\tau = 30$ имеем значения решающих статистик $\nu = 66$ и $\tau_{\max} = 18$, при тех критических значениях гипотеза о стохастической независимости также отвергается.

Аналогичные результаты получаются при использовании аппроксимирующего полинома порядка 3.

Заметим, что помимо указанных критериев для проверки независимости можно использовать критерий Аббе [3]. Однако его использование предполагает предварительную проверку соответствия погрешностей наблюдений гауссовскому закону распределения. В данных условиях эта проверка приводит к отрицательному результату, что нарушает условие применимости данного критерия. Заметим, что при анализе нормальности использовался критерий, основанный на оценивании значений асимметрии и эксцесса, причем условие нормальности не выполнялось в силу большого значения оценки эксцесса.

Таким образом, из приведенных исследований можно сделать вывод, что исходный процесс изменения параметров ТП может быть представлен в виде *трехкомпонентной (ТК) модели*

$$x_k = y_k + v_k + \xi_k, \quad k = 1, \dots, N, \quad (2)$$

которая включает в себя:

- системную составляющую y_k , $k = 1, \dots, N$, используемую при формировании управляющих решений и образованную сложным сглаженным нелинейным процессом с явно выраженными трендами и колебаниями,

- квазисистемную помеховую компоненту v_k , $k = 1, \dots, N$, представляющую собой несмещенный колебательный непериодический (хаотический) процесс,

- стационарный случайный процесс ξ_k , $k = 1, \dots, N$ с распределением, как это будет показано ниже, стремящимся к гауссовскому закону.

5. Заключение. Главным выводом из приведенных исследований является заключение о целесообразности применения трехкомпонентной аддитивной модели динамики процессов изменения параметров ТП (2), принципиально отличающейся от традиционной модели наблюдений (1) с аддитивными шумами:

- спецификой данных, полученных в процессе мониторинга за состоянием ТП, и практически не содержащих погрешностей наблюдений;

- наличием субъективной составляющей, формируемой в процессе выбора управляющей стратегии и вычислительной схемы формирования системной составляющей;

- наличием хаотической компоненты в форме колебательного непериодического процесса.

Исследования, выполненные по данной тематике, проводились при частичной финансовой поддержке грантов РФФИ (№№ 16-29-09482-офи-м, 17-08-00797, 17-06-00108, 17-01-00139, 17-20-01214, 17-29-07073-офи-м, 18-07-01272, 18-08-01505, 19-08-00989), Госзадания Министерства образования и науки РФ №2.3135.2017/4.6, в рамках бюджетной темы №№0073–2019–0004 и Международного проекта ERASMUS+, Capacity building in higher education, №73751-EPP-1-2016-1-DE-EPPKA2-CBHE-JP.

1. Bachelier, L. Theorie de la speculation/ L. Bachelier// Annales scientifiques de l'E.N.S. – 1900. – №3. – Т.17. – Р. 21–86.
2. Прохоров, Ю.В. Теория вероятностей. Основные понятия. Предельные теоремы. Случайные процессы./ Ю.В. Прохоров, Ю.А. Розанов – М.: Наука, 1967. 496 с.
3. Айвазян, С.А. Прикладная статистика. Основы моделирования и первичная обработка данных// С.А. Айвазян, И.С. Енюков, А.Д. Мешалкин/ Под ред. С.А. Айвазяна. – М.: Финансы и статистика, 1993. – 471с.

4. Мусаев, А.А. Quod est veritas. Трансформация взглядов на систем-ную составляющую наблюдаемого процесса/А.А. Мусаев // Труды СПИ-ИРАН. 2010. – №15. – С. 53–74.
5. Пригожин, И. Порядок и хаос. Новый диалог человека с природой./ И. Пригожин, И. Стенгерс – М.: Едиториал УРСС, 2014. – 304с.
6. Itô, K. Essentials of stochastic processes/ К. Itô – Providence: AMS, 2006. – 170р.
7. Макшанов, А.В. Робастные методы обработки результатов измерений./А.В. Макшанов, А.А. Мусаев – М.: МО СССР, 1980. – 144с.
8. Сейдж, Э.П. Оптимальное управление системами/ Э.П. Сейдж, Ч.С. Уайт/ Пер. с англ. под ред. Б.Р. Левина. М.: Радио и связь, 1982. 392 с.
9. Калман, Р. Очерки по математической теории систем /Р. Калман, П. Фалб, М. Арбиб/ Пер. с англ. под ред. Я.З. Цыпкина. – М.: Мир, 1971. – 400 с.

Скворцова Е. О., Касимов Р.Г.

К вопросу защиты монолитных зданий от прогрессирующего обрушения

Оренбургский государственный университет

(Россия, Оренбург)

doi:10.18411/spc-22-05-2019-03

idsp: sciencepublic-22-05-2019-03

Аварии зданий и сооружений в отечественной и зарубежной практике строительства и эксплуатации явление относительно редкое, вероятность аварий рядовых объектов в год $10^{-6} \dots 10^{-5}$. В большинстве случаев аварии зданий и сооружений приводят к разрушениям (обрушениям) и повреждениям на локальных участках и в редких случаях к прогрессирующему разрушению строительного объекта (последовательному разрушению несущих строительных конструкций, приводящему к обрушению всего сооружения или его частей).

Механизм прогрессирующего обрушения можно представить в виде следующей схемы (рис. 1).

Рисунок 1 – Механизм прогрессирующего обрушения

Результатом аварийных ситуаций могут быть тяжелые материальные, социальные и экологические последствия. Поэтому, участвовавшие в последнее время аварии зданий и сооружений в результате ошибок проектирования, возведения, нарушения правил эксплуатации и высокая степень износа эксплуатируемых объектов капитального строительства требуют разработки принципиально новой концепции защиты проектируемых строительных объектов, способных воспринять современные воздействия природного и техногенного характера [1]. В Российской Федерации это требование определяется действующим ФЗ–384 «Технический регламент о безопасности зданий и сооружений» [2]. В том числе в настоящее время действует СП